

R E V I S T A D E

ANALISIS ECONOMICO

VOLUMEN 36 - N° 1

ISSN 0718-8870

ABRIL DE 2021

ARTICULOS / ARTICLES

Javier Alejo, Víctor Funes Leal

Ecuaciones de Mincer de parejas bajo un esquema de selección muestral bivariada. Una aplicación al caso argentino

*Mincer Equations for couples with Bivariate Sample Selectivity.
An application for Argentina*

Miriam Berges, Lucía Echeverría, Juan Ignacio Rodríguez Biasone

El costo de los niños y su impacto en el presupuesto de las familias.

Un análisis para Argentina

*The cost of children and its impact on the family budget.
An application to Argentina*

Segundo Camino-Mogro, Luis Felipe Brito-Gaona

Ciclicidad de la política fiscal en Ecuador

Cyclicalitity of fiscal policy in Ecuador

Ramón A. Castillo-Ponce, Brian Truong,

María de Lourdes Rodríguez-Espinosa

Dollarization and Economic Interdependence: the Case of Ecuador

Dolarización e interdependencia económica: el caso de Ecuador

Walter Cont, Alberto Porto

Disentangling the distributive impact of fiscal policy

Descomposición del impacto distributivo de la política fiscal

ECONOMIC ANALYSIS

R E V I E W

**REVISTA DE
ANALISIS ECONOMICO
ECONOMIC ANALYSIS REVIEW**

EDITOR

Carlos J. Ponce, Universidad Alberto Hurtado, Chile

EDITOR INVITADO / GUEST EDITOR

Evangelina Dardarti

ASISTENTE EDITORIAL/ EDITORIAL ASSISTANT

Carolina Bermeo

EDITORES ASOCIADOS / ASSOCIATE EDITORS

- **Joaquín Coleff**, Universidad Nacional de La Plata, Argentina
- **Constantino Hevia**, Universidad Torcuato Di Tella, Argentina
- **Claudia Martínez**, Pontificia Universidad Católica de Chile, Chile
- **Consuelo Silva**, Pontificia Universidad Católica de Chile, Chile

CONSEJO EDITORIAL / EDITORIAL BOARD

- **Claudio Agostini**, Universidad Adolfo Ibáñez, Chile
- **James Albrecht**, Georgetown University, Estados Unidos
- **Guillermo Calvo**, Columbia University, Estados Unidos
- **Augusto Castillo**, Universidad Adolfo Ibáñez, Chile
- **Sebastián Edwards**, University of California, Estados Unidos
- **Eduardo Engel**, Universidad de Chile, Chile
- **Alvaro José Riascos**, Universidad de los Andes, Colombia
- **Susan Vroman**, Georgetown University, Estados Unidos

Indexed in: EconLit, RePEc, Latindex, EBSCOhost, SSRN, SciELO, Scopus

REVISTA DE ANALISIS ECONOMICO es una publicación de carácter internacional y bilingüe del Departamento de Economía de la Universidad Alberto Hurtado. La revista, que se publica dos veces por año, en abril y en octubre, tiene por objetivo estimular la producción y el intercambio intelectual de estudios teóricos y empíricos en materias económicas.

ECONOMIC ANALYSIS REVIEW is an international bilingual journal edited at the Department of Economics, Universidad Alberto Hurtado. Published twice a year (April and October), the journal aims to disseminate theoretical and empirical research in economics.

ANALISIS ECONOMICO

VOLUMEN 36 - Nº 1

ISSN 0718-8870

ABRIL DE 2021

ARTICULOS / ARTICLES

Javier Alejo, Víctor Funes Leal

Ecuaciones de Mincer de parejas bajo un esquema de selección muestral bivariada. Una aplicación al caso argentino

Mincer Equations for couples with Bivariate Sample Selectivity.

An application for Argentina

3

Miriam Berges, Lucía Echeverría, Juan Ignacio Rodríguez Biasone

El costo de los niños y su impacto en el presupuesto de las familias.

Un análisis para Argentina

The cost of children and its impact on the family budget.

An application to Argentina

23

Segundo Camino-Mogro, Luis Felipe Brito-Gaona

Ciclicidad de la política fiscal en Ecuador

Cyclicalitity of fiscal policy in Ecuador

49

Ramón A. Castillo-Ponce, Brian Truong,

María de Lourdes Rodríguez-Espinosa

Dollarization and Economic Interdependence: the Case of Ecuador

Dolarización e interdependencia económica: el caso de Ecuador

85

Walter Cont, Alberto Porto

Disentangling the distributive impact of fiscal policy

Descomposición del impacto distributivo de la política fiscal

109

ECONOMIC ANALYSIS

ECUACIONES DE MINCER DE PAREJAS BAJO UN ESQUEMA DE SELECCION MUESTRAL BIVARIADA. UNA APLICACION AL CASO ARGENTINO

MINCER EQUATIONS FOR COUPLES WITH BIVARIATE SAMPLE SELECTIVITY. AN APPLICATION FOR ARGENTINA

JAVIER ALEJO*

Instituto de Economía (Iecon), Universidad de la República (UdelaR)

VICTOR FUNES LEAL**

Department of Agricultural and Consumer Economics,
University of Illinois at Urbana-Champaign

Resumen

Este documento explora el efecto de las decisiones laborales conjuntas sobre la estimación de ecuaciones de Mincer en parejas. El sesgo de selección muestral se genera por la relación entre la decisión de trabajar y el salario. La mayoría de la literatura considera modelos de participación laboral individuales como mecanismo de selección. Sin embargo, evidencia reciente muestran una mayor participación laboral de las mujeres y una mayor relevancia en la decisión conjunta de los cónyuges creando un mecanismo de selección conjunto. Una versión bivariada del método de Heckman da una solución a este problema. Los resultados indican que la decisión conjunta de la pareja es un factor relevante en el sesgo por selección.

Palabras clave: Salarios, decisiones laborales conjuntas, sesgo por selección, método de Heckman.

Clasificación JEL: C51, D13, E24, J31.

* Instituto de Economía (IECON). Universidad de la República. Gonzalo Ramírez 1926. Montevideo. Uruguay. E-mail: javier.alejo@ccee.edu.uy

** Department of Agricultural, Applied and Consumer Economics. University of Illinois at Urbana-Champaign. 1302 W. Gregory Dr. Champaign, Illinois. Estados Unidos. E-mail: victorf2@illinois.edu

Abstract

This working paper explores the effect of joint labor decisions on the study of wage regression models. The estimation of Mincer equations suffers from numerous sources of bias, including the sample selection problem generated by the fact that agents' decision to work is not independent of their wage levels. Most of the papers correct for this bias using a model of individual labor participation. However, recent trends in the labor market show greater participation of women in the labor force and seem to indicate that the joint decision of the spouses is increasingly relevant in determining the selection mechanism. A bivariate version of Heckman's method appears as an interesting alternative to solve this problem. Although the estimates are in line with the previous literature, the results indicate that the joint decision of the couple is a relevant factor in the selection bias.

Keywords: Wages, joint labor decisions, selection bias, Heckman's method.

JEL Classification: C51, D13, E24, J31.

1. INTRODUCCION

Existe numerosa evidencia acerca del aumento de la participación laboral femenina en el mercado de trabajo pero con una desaceleración significativa en dicho proceso que se inicia a partir de los 2000 (Chioda, 2016; Gasparini, Leonardo; Marchionni, Mariana; Badaracco, Nicolás; Serrano, 2015). Para el caso de América Latina, los cambios en la estructura educativa, matrimonial y la fecundidad favorecieron una mayor participación laboral de las mujeres y, por tanto, se esperaría que en ausencia de dichos eventos la desaceleración en la tasa de participación no debiera haber ocurrido.

Este empoderamiento de las mujeres en el plano laboral tiene su correlato en el proceso de toma de decisiones dentro del hogar. En particular, es posible que su poder de negociación en la pareja mejore y esta razón las acciones conjuntas sean más consensuadas e interdependientes. En consecuencia, esto implica un cambio de patrón en el comportamiento laboral tanto de mujeres y hombres en parejas heterosexuales.

Existe numerosa literatura teórica que analiza el proceso de acciones económicas conjuntas dentro de un hogar. Sin embargo, la literatura empírica es menos abundante y solo se limita validar o refutar modelos teóricos. Este trabajo se basa en esos modelos pero con un objetivo diferente, como es el de corregir un problema de estimación econométrica. En particular, se utiliza una extensión del conocido método en dos etapas (Heckman, 1979) para estimar ecuaciones de salarios en parejas donde prevalece un modelo de selección biviada.

Ciertos ejercicios de simulación junto con la aplicación del método al caso de Argentina muestran que incorporar el análisis del comportamiento intrahogar en el estudio de los determinantes salariales puede ser un aspecto relevante si el objetivo es conocer los canales por los que opera el sesgo por selección.

El trabajo se organiza de la siguiente manera: en la Sección 2 se discuten los antecedentes de toma de decisiones intrahogar en el contexto del mercado laboral, mientras que en la Sección 3 se expone un marco teórico simple que resume las principales ideas de la literatura. La Sección 4 presenta los distintos aspectos metodológicos y en la Sección 5 se muestra los resultados de la aplicación para el caso argentino. Finalmente, la Sección 6 presenta las conclusiones principales del trabajo.

2. ANTECEDENTES

El estudio de las decisiones laborales intrahogar tiene sus orígenes en el campo de la teoría. Becker (1991) desarrolla la idea que la división sexual del trabajo se origina en la inversión diferencial entre hombres y mujeres en diferentes tipos de capital humano, la que genera diferentes ventajas comparativas, estas a su vez llevan a la especialización en diferentes tareas. Esto implica que el poder de negociación relativo del hombre y la mujer está determinado por sus productividades relativas, de manera tal que el cónyuge con mayor productividad generará más ingresos para el hogar y tendrá más poder de negociación.

Posteriormente se desarrolló numerosa literatura que modela la forma en la que una pareja decide conjuntamente su oferta laboral en función de los intereses dentro del hogar (algunos ejemplos son: Blundell *et al.*, 1998, 2007; Pierre-André Chiappori, 1988; Pierre-Andre Chiappori, 1992; van Klaveren *et al.*, 2008, entre otros). Por simplicidad, la mayoría de los análisis de decisiones laborales intrahogar se hacen modelando solo al jefe y su cónyuge. Sin desconocer que pueden existir otros miembros del hogar que aporten ingresos laborales al hogar, este trabajo seguirá la línea de mantener el análisis a nivel de parejas.

Si bien existe una gran diversidad en estos modelos, en general se analiza la forma en que se distribuyen los recursos dentro del hogar, analizando quién y cuánto trabaja cada miembro del hogar. Algunas variantes consideran decisiones centralizadas mientras que otras suponen un proceso de negociación entre partes. El resultado de equilibrio dependerá de las relaciones de poder dentro de la pareja y sus determinantes, así como los factores culturales, los salarios de reserva, etcétera.

Respecto del estudio empírico de las decisiones laborales intrahogar Blundell y Macurdy (1999) sostienen que el modelo tradicional de oferta laboral individual no resulta apto para estudiar la división de trabajo intrafamiliar ni tampoco permite estudiar el impacto distributivo de políticas públicas que afecten a, por ejemplo, mujeres casadas con hijos. En contraposición a estos, los autores denominan “modelos colectivos” a los modelos que tienen en cuenta la distribución intrafamiliar.

Ransom (1987) presenta el primer trabajo que utiliza una especificación similar en espíritu a este, ya que estima la oferta de trabajo conjunta de maridos y mujeres teniendo en cuenta la interdependencia de las decisiones de oferta laboral. Las ofertas de trabajo se estiman por Máxima Verosimilitud partiendo de la distribución de probabilidades conjunta de horas de trabajo de varones y mujeres. La novedad en este modelo es que permite a las mujeres decidir si trabajan o no por medio de la incorporación de dos “regímenes” en la función de verosimilitud. Otro detalle importante es que este modelo permite diferencias en preferencias que, si bien no son observables, son funciones de variables que sí lo son, capturando entonces su heterogeneidad. La estimación de la ecuación de horas trabajadas se estima utilizando una forma reducida que permite recuperar los coeficientes estructurales y estimar las elasticidades de las horas trabajadas respecto de las variables independientes.

El trabajo de Pierre-André Chiappori *et al.*, 2002, estima un modelo de oferta laboral conjunta por medio del Método Generalizado de Momentos (GMM) donde las horas de trabajo ofrecidas en el mercado dependen en simultáneo del salario horario del marido y la mujer, el ingreso no laboral y la razón de hombres con relación a mujeres en el distrito, utilizando datos del Panel Study of Income Dynamics para el año 1988. Los autores encuentran que los coeficientes de salarios, ingreso no laboral y razón de género son significativos. Respecto de este último, un incremento de la cantidad de hombres relativa a la de mujeres reduce la oferta laboral de las mujeres, mientras que incrementa la de los hombres, resultado que se mantiene en todas las especificaciones. Otro factor exógeno estudiado son las leyes de divorcio en cada estado de la muestra utilizando un conjunto de variables que representan diferentes causales de este (consentimiento mutuo, división de propiedad, obligación de mantener al cónyuge y si la ley considera a los títulos universitarios como bien ganancial). En los tres primeros casos los coeficientes resultan negativos para los hombres y positivos para las mujeres, mientras que el cuarto es positivo para ambos, lo que se interpreta como que las leyes de divorcio otorgan mayor poder de negociación a las esposas.

Un aspecto menos explorado en la literatura es la repercusión de la decisión laboral en parejas en la estimación de ecuaciones de salarios. Es usual que en los modelos salariales a la Mincer se corrija por sesgo de selección muestral provocado por el hecho de que la decisión de participar del mercado laboral no es una decisión independiente del salario. Incorporar el proceso de decisión intrahogar requiere un modelo más rico que contemple no solo aspectos observables (algunos de ellos, comunes a ambos cónyuges), sino también la relación con las fuentes inobservables contempladas por la pareja en la toma de sus decisiones laborales.

3. MARCO TEORICO: UN MODELO SIMPLE

En esta sección se presenta un marco teórico simple que sirve como motivación para la estrategia empírica. Siguiendo a la literatura, se analiza la toma de decisiones

de una pareja bajo un modelo de decisión conjunta donde cada miembro j tiene una función de utilidad $U_j(c_j, l_j)$, siendo c_j el consumo individual y l_j las horas de ocio para $j = h, m$.

Suponiendo un modelo estático, el total de recursos del hogar viene dada por la suma de los ingresos laborales y no laborales de la pareja y por tanto el consumo de ambos debe asignarse a base de dicho presupuesto:

$$c_h + c_m = w_h \cdot (T - l_h) + w_m \cdot (T - l_m) + a$$

donde w_h y w_m son los salarios por hora de cada miembro de la pareja, T es su tiempo disponible y a representa el ingreso no laboral del hogar.¹ Siguiendo a Chiappori (1992), en este modelo simple las parejas ubicarán su decisión conjunta en alguna de las asignaciones Pareto-óptimas $c_j^*(w, U_m^0, a)$ y $l_j^*(w, U_m^0, a)$, dadas por:

$$\begin{aligned} \max_{(c_j, l_j)} \mathcal{L} = & U_h(c_h, l_h) + \kappa [U_m^0 - U_m(c_m, l_m)] + \xi [w_h(T - l_h) + \dots \\ & \dots + w_m(T - l_m) + y_p - c_h - c_m] \end{aligned}$$

donde U_m^0 es la utilidad alcanzada por el miembro m pero acordada entre ambos. La elección de un valor U_m^0 particular tiene implícito un juego entre ambos miembros que define una regla para compartir los recursos del hogar y que depende del poder de negociación de cada uno de ellos. A modo de simplificación, supongamos que ese poder para negociar depende de un conjunto de variables exógenas $q = (q_h, q_m)$ observables en una encuesta y otro $\eta = (\eta_h, \eta_m)$ del que no tenemos información. En otras palabras, supongamos que $U_m^0 = B(q_h, q_m, \eta_h, \eta_m) = B(q, \eta)$. Luego, las elecciones de la pareja son $c_j^*(w, q, \eta)$ y $l_j^*(w, q, \eta)$, para $j = h, m$.²

Asimismo, supongamos que el mercado laboral opera en un equilibrio donde asigna salarios en función de las características del trabajador. Es decir, sea $w_j = w_j(x_j, u_j)$ una función de salarios para $j = h, m$, donde $x = (x_h, x_m)$ es el conjunto de características observables en una encuesta y $u = (u_h, u_m)$ las no observables. Para simplificar la notación, sea $z = (x, q)$ el conjunto de información observable en una encuesta.

Claramente los atributos u y η están correlacionados, ya que existen algunos factores inobservables que si bien determinan el poder de negociación dentro de la pareja también son retribuidos en el mercado laboral (inteligencia, talento, perseverancia,

¹ Una interpretación más laxa incluiría a los ingresos de otros miembros ocupados del hogar en término a , monto que se considera exógeno en este problema.

² Es fácil pensar que los ingresos no laborales de cada miembro también es una fuente de poder de negociación y es por eso que ha quedado englobada dentro del componente q .

etc.). Sin embargo, a diferencia de los atributos observables, no es posible distinguir entre ambos inobservables. Para ello definimos una función resumen $\psi = \psi(u, \eta)$, quedando así que las asignaciones de consumo y ocio de la pareja son $c_j^*(z, \psi)$ y $l_j^*(z, \psi)$.

4. ESTRATEGIA EMPIRICA: UN MODELO ESTIMABLE

El problema fundamental del sesgo por selección en la estimación de ecuaciones de Mincer es que solo se observan los salarios en aquellos individuos que trabajan. Como se discute en la sección previa, la decisión de trabajar no es independiente del salario. Aun controlando por las diferencias generadas por las características observables z , es claro que el mecanismo de selección induce una endogeneidad, porque aun pueden existir otros factores que correlacionan la decisión de entrar al mercado laboral con los salarios. Además, la toma de decisiones laborales conjunta hace interdependiente el mecanismo de selección dentro de una misma pareja generando una fuente adicional de endogeneidad en el proceso.³ El mecanismo de selección bivariado está dado por el conjunto de ecuaciones:

$$S_h = 1[T - l_h^*(z, \psi) > 0]$$

$$S_m = 1[T - l_m^*(z, \psi) > 0]$$

Si consideramos que los inobservables ψ son una variable aleatoria, esto define un modelo de probabilidad conjunta para (S_h, S_m) condicional en los factores z , donde *a priori* parecería difícil sostener que sean independientes debido a que ambos son funciones de ψ . Además, porque el vector $z = (z_h, z_m)$, el modelo de probabilidad conjunta debe de ser función de factores observables de ambos miembros de la pareja. Una parametrización posible para este modelo es:

$$S_h = 1[z' \gamma_h + \varepsilon_h > 0]$$

$$S_m = 1[z' \gamma_m + \varepsilon_m > 0]$$

donde el vector $(\varepsilon_h, \varepsilon_m)$ tiene distribución normal bivariada con $\text{corr}(\varepsilon_h, \varepsilon_m) = \rho$, $E(\varepsilon_j) = 0$ y $V(\varepsilon_j) = 1$ para $j = h, m$. Por tanto, el parámetro ρ permite la posibilidad de incorporar la interdependencia en las decisiones laborales de la pareja vinculada a factores inobservables. Este modelo es conocido como *Probit bivariado* y es posible

³ En este caso, estaríamos hablando de correlaciones intrapareja del tipo $\text{COV}(\psi_h, \psi_m) \neq 0$.

estimarlos consistentemente por el método de máxima verosimilitud (de Luca, 2008; Poirier, 1980).

Un supuesto usual en la estimación de ecuaciones de salarios $w_j(x_j, u_j)$ es que la especificación es lineal en parámetros y con error aditivo, es decir:

$$w_h = x_h' \beta_h + u_h$$

$$w_m = x_m' \beta_m + u_m$$

donde $E(u_j | x_j) = 0$ para $j = h, m$.

Solo es posible observar los salarios para los individuos que trabajan y debido a que dicha decisión no es independiente de (u_j, u_m) , existe un problema de selección latente. En este caso, intervienen las decisiones de ambos miembros de la pareja y por tanto es necesario modelar ambas interrelaciones. Supongamos $\varepsilon = (\varepsilon_h, \varepsilon_m)$ es independiente de z y que los errores se relacionan de la siguiente manera:

$$E(u_h | \varepsilon) = \theta_1 \varepsilon_h + \theta_2 \varepsilon_m$$

$$E(u_m | \varepsilon) = \tau_1 \varepsilon_h + \tau_2 \varepsilon_m$$

Luego, bajo estos supuestos se puede mostrar que es posible expresar el valor esperado de los salarios de la siguiente manera:

$$E(w_h | S_h = 1, S_m = 1) = x_h' \beta_h + \delta_{h1} \lambda_1^d(z' \gamma_h, z' \gamma_m) + \delta_{h2} \lambda_2^d(z' \gamma_h, z' \gamma_m)$$

$$E(w_m | S_m = 1, S_h = 1) = x_m' \beta_m + \delta_{m1} \lambda_1^d(z' \gamma_h, z' \gamma_m) + \delta_{m2} \lambda_2^d(z' \gamma_h, z' \gamma_m)$$

donde,

$$\delta_{h1} = (\theta_1 + \theta_2 \rho)$$

$$\delta_{h2} = (\theta_1 \rho + \theta_2)$$

$$\delta_{m1} = (\tau_1 + \tau_2 \rho)$$

$$\delta_{m2} = (\tau_1 \rho + \tau_2)$$

Los términos $\lambda_1^d(\cdot)$ y $\lambda_2^d(\cdot)$ son funciones auxiliares similares a la inversa de la razón de Mills (ver Anexo A.1), cuya forma funcional depende de cada situación específica en donde se observan salarios, indicado mediante la siguiente variable:

$$d = \begin{cases} 1 & \text{si } S_h = 1 \wedge S_m = 1 \\ 2 & \text{si } S_h = 1 \wedge S_m = 0 \\ 3 & \text{si } S_h = 0 \wedge S_m = 1 \end{cases}$$

Por tanto, es posible estimar construir una estrategia de estimación en dos etapas análoga a la de Heckman, pero para el caso de selección biviada es (Tauchmann, 2010).

Paso 1: obtener una estimación $(\hat{\gamma}_h, \hat{\gamma}_m, \hat{\rho})$ con un modelo *Probit bivariado* y computar las variables $\hat{\lambda}_1 = \lambda_1^d(z' \hat{\gamma}_h, z' \hat{\gamma}_m)$ y $\hat{\lambda}_2 = \lambda_2^d(z' \hat{\gamma}_h, z' \hat{\gamma}_m)$.

Paso 2: estimar una regresión de MCO de w_j en función de x_j junto a $\hat{\lambda}_1$ y $\hat{\lambda}_2$ como regresores adicionales, para $j = h, m$.

Debido a que en cada paso se utilizan métodos consistentes, este procedimiento da como resultado estimaciones consistentes de $(\beta_j, \delta_{j1}, \delta_{j2})$, para $j = h, m$. Como paso adicional, se puede obtener estimaciones para la correlación de los inobservables entre las ecuaciones de selección y las de regresión:

$$\hat{\theta}_1 = \frac{\hat{\delta}_{11} - \hat{\delta}_{12}\hat{\rho}}{(1 - \hat{\rho}^2)}$$

$$\hat{\theta}_2 = \frac{\hat{\delta}_{12} - \hat{\delta}_{11}\hat{\rho}}{(1 - \hat{\rho}^2)}$$

$$\hat{\tau}_1 = \frac{\hat{\delta}_{21} - \hat{\delta}_{22}\hat{\rho}}{(1 - \hat{\rho}^2)}$$

$$\hat{\tau}_2 = \frac{\hat{\delta}_{22} - \hat{\delta}_{21}\hat{\rho}}{(1 - \hat{\rho}^2)}$$

El cómputo de los errores estándar de estos estimadores no es trivial, ya que involucra complicaciones similares al caso univariado (Heckman, 1979). Para este trabajo se opta por utilizar el método de *bootstrap* para realizar los ejercicios de inferencia, en particular:

- i) *Sesgo de selección en ambas ecuaciones de salarios:* se puede implementar utilizando la siguiente hipótesis general $H_0 : \delta_{h1} = \delta_{h2} = \delta_{m1} = \delta_{m2} = 0$.
- ii) *Sesgo de selección en la ecuación de salarios del miembro j:* es un caso particular de la hipótesis anterior, es decir $H_0 : \delta_{j1} = \delta_{j2} = 0$.

- iii) *Sesgo de selección inducida por los inobservables del compañero*: para ello es útil la hipótesis general $H_0 : \theta_2 = \tau_1 = 0$, o bien alguna de sus versiones individuales.

Una vez computados las estimaciones y los errores estándar, las distintas pruebas de hipótesis se realizan mediante los procedimientos asintóticos usuales.

5. RESULTADOS

Como paso previo a la aplicación empírica a continuación se muestran los resultados de varios experimentos de Monte Carlo de la metodología expuesta previamente ya que el argumento utilizado para justificar el procedimiento de estimación es la propiedad de consistencia. El objetivo de estos ejercicios es estudiar el comportamiento del sesgo con tamaños de muestras finitas.

El diseño de los experimentos considera n datos generados por un modelo lineal muy simple (ver Anexo A.2) que difiere en los grados de correlación tanto entre los errores de las ecuaciones de selección como en su relación con las ecuaciones de salarios. Por un lado, para la correlación en la decisión de participar en el mercado laboral se consideraron tres valores alternativos para $\rho = \{0, 0.50, 0.75\}$. Por el otro, se alternaron los valores 0 y 1 para los parámetros $(\theta_1, \theta_2, \tau_1, \tau_2)$, a modo de explorar la identificación del origen activo en el proceso de selección de la muestra utilizada para estimar las ecuaciones de regresión. Para la simulación se consideraron 1000 réplicas del experimento con $n = \{5000, 100000\}$.⁴ En particular, se analiza el sesgo de estimar β_1 y β_2 con tres métodos alternativos: MCO y Heckman en dos etapas en sus versiones univariada y bivariada.

En la Tabla 1 se muestran los resultados para el caso con muestras de 5000 observaciones y en la Tabla 2 para el caso con 100 mil observaciones. En ambas se observa que cuando está activa alguna fuente de selección muestral (mediante la correlación entre los inobservables) el método en dos etapas reduce notablemente el sesgo por selección que comete MCO. Sin embargo, en la Tabla 1 puede apreciarse que dicha corrección es similar en ambas variantes del método de Heckman.

⁴ El objetivo del Monte Carlo es poner a prueba el método con tamaños de muestra similares a los utilizados en las encuestas de hogares.

TABLA 1

SESGOS DE ESTIMACION CON UN TAMAÑO DE MUESTRA DE N = 5000

				MCO			Heckman			Bi-Heckman		
				ρ			ρ			ρ		
θ_1	θ_2	τ_1	τ_2	0,00	0,50	0,75	0,00	0,50	0,75	0,00	0,50	0,75
0	0	0	0	β_1								
				0,00	0,01	0,36	0,00	-0,05	0,31	0,00	-0,06	0,31
				-0,19	0,02	-0,23	-0,18	-0,11	-0,14	-0,18	-0,12	-0,15
				0,00	-0,18	0,07	0,09	-0,17	0,08	0,10	-0,18	0,06
				7,18	-153,6	-239,9	13,81	9,00	-0,38	7,20	5,90	-2,12
				-52,5	-52,8	-53,1	0,81	1,10	0,74	0,80	1,15	0,79
1	1	1	1	-55,5	-218,2	-297,7	-2,23	-5,02	-3,08	-2,66	-6,65	2,12
0	0	0	0	β_2								
				-0,18	0,44	-0,12	-0,24	0,46	-0,15	-0,24	0,44	-0,14
				-86,66	-80,37	-83,73	-0,34	8,31	4,94	-0,33	5,71	1,70
				0,72	-7,52	-11,27	0,37	-0,10	-0,59	0,07	-0,14	-0,15
				0,26	-0,02	0,05	0,23	-0,03	0,06	0,23	-0,03	0,06
				0,3	-0,01	0,08	0,41	-0,01	0,08	0,41	-0,01	0,06
1	1	1	1	-87,0	-96,5	-102,3	1,75	0,85	-3,55	1,88	2,27	-4,03

Nota: Cómputos realizados con datos simulados a base de 1000 experimentos.

Solo con tamaños grandes de la muestra (Tabla 2) la diferencia entre ambos métodos se hace palpable, siendo la opción bivariada la mejor en términos de insesgadez. Estos resultados muestran una baja tasa de convergencia en las propiedades del método en dos etapas. La razón principal es la baja potencia generada por la inclusión como regresores de las variables auxiliares $\hat{\lambda}_1$ y $\hat{\lambda}_2$, ya que están altamente correlacionadas con las x_j . Si bien este aspecto no es un problema grave, su presencia pone en tela de juicio los resultados estimados con tamaños de muestra moderados.

Asimismo, un aspecto favorable no menor es que aun en los casos en donde las dos variantes del método de Heckman son similares en términos de sesgo, el método bivariado muestra un mejor desempeño medido por el Error Cuadrático Medio (Tabla 3), indicando que es una ganancia notable en cuanto a la eficiencia relativa de este método.

TABLA 2

SESGOS DE ESTIMACION CON UN TAMAÑO DE MUESTRA DE N = 100000

				MCO			Heckman			Bi-Heckman		
				ρ			ρ			ρ		
θ_1	θ_2	τ_1	τ_2	0,00	0,50	0,75	0,00	0,50	0,75	0,00	0,50	0,75
0	0	0	0	β_1								
				-0,01	-0,04	0,02	0,01	-0,07	-0,01	0,01	-0,07	0,00
				-0,03	-0,06	-0,01	-0,02	-0,03	-0,01	-0,02	-0,03	-0,01
				-0,01	-0,05	0,00	-0,02	-0,05	0,01	-0,02	-0,05	0,01
				1,09	-159,3	-240,6	1,20	1,72	-0,50	1,22	1,07	-0,37
				-53,4	-53,5	-53,6	0,11	-0,05	-0,02	0,11	-0,08	-0,01
1	1	1	1	-54,8	-214,7	-295,4	-1,27	0,03	-0,43	0,01	-0,18	-0,38
0	0	0	0	β_2								
				0,02	0,02	0,10	0,01	0,03	0,07	0,01	0,03	0,08
				-87,61	-87,75	-87,88	0,94	0,58	0,02	0,94	0,46	0,07
				-0,24	-7,17	-11,20	-0,26	0,11	-0,21	-0,08	0,11	-0,04
				-0,05	0,02	0,08	-0,04	0,02	0,09	-0,04	0,02	0,09
				0,0	0,04	0,07	-0,02	0,03	0,11	-0,02	0,03	0,09
1	1	1	1	-88,1	-94,7	-99,0	-0,13	0,95	0,35	0,10	1,30	0,85

Nota: C  putos realizados con datos simulados a base de 1000 experimentos.

TABLA 3

ERROR CUADRATICO MEDIO CON UN TAMAÑO DE MUESTRA DE N = 100000

				MCO			Heckman			Bi-Heckman		
				ρ			ρ			ρ		
θ_1	θ_2	τ_1	τ_2	0,00	0,50	0,75	0,00	0,50	0,75	0,00	0,50	0,75
0	0	0	0	β_1								
				0,03	0,03	0,03	0,03	0,04	0,03	0,03	0,04	0,03
				0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,04	0,03	0,03	0,03
				0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03
				16,81	267,94	590,07	18,89	15,79	12,63	8,59	8,47	7,58
				28,73	28,82	28,90	0,22	0,20	0,21	0,22	0,20	0,20
1	1	1	1	45,91	476,32	884,93	17,83	17,13	13,25	8,67	8,55	8,78
0	0	0	0	β_2								
				0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,03	0,02	0,02	0,03
				82,16	81,90	82,24	6,05	5,40	5,67	6,05	4,98	4,63
				0,43	0,87	1,51	0,46	0,40	0,29	0,24	0,21	0,16
				0,02	0,02	0,02	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03
				0,02	0,02	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03
1	1	1	1	82,97	95,82	104,87	6,01	6,80	7,49	5,87	5,89	5,63

Nota: C  putos realizados con datos simulados a base de 1000 experimentos.

Para la aplicación empírica se consideran datos de la Encuesta Permanente de Hogares elaborada por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC) de Argentina. La muestra utilizada son parejas de hombres y mujeres mayores de 25 años de edad y que no hayan superado la edad jubilatoria. A la luz de los resultados de los ejercicios de simulación, se utiliza un *pool* de datos de dos años contiguos como forma de morigerar parcialmente la convergencia lenta del método bivariado.⁵ Los periodos considerados en el análisis son 1997-1998, 2005-2006 y 2013-2014, quedando una muestra de 25774, 29394 y 30364 observaciones de parejas con datos completos, respectivamente. Las variables incluidas en los modelos de regresión de cada miembro de la pareja son las usuales en la literatura: logaritmo del salario horario en la ocupación principal como variable dependiente y la edad, los años de educación (y sus cuadrados) y variables regionales como regresores. En la ecuación de selección se incluyeron como regresores variables que representan las características tanto individuales como comunes a la pareja: edad, años de educación, asistencia al sistema educativo, estatus de jefe de hogar, número de hijos menores a 12 años, región en la que reside y una variable binaria que indica si en el hogar hay otros miembros ocupados.

La Tabla 4 muestra las estimaciones de las ecuaciones de salario para el periodo 1997-1998, la Tabla 5 para 2005-2006 y finalmente la Tabla 6 para el *pool* 2013-2014. De manera consistente con la evidencia empírica previa, el sesgo por selección estimado por el método univariado para el caso de las mujeres pierde relevancia en los años más recientes, posiblemente como consecuencia de su mayor participación en el mercado laboral. Además, la correlación entre los factores inobservables en las decisiones individuales de participar dentro de la pareja (medido por el parámetro ρ) muestra evidencia de una leve asociación positiva entre ambas decisiones en el primer y el último periodo, mientras que en la muestra de 2005-2006 dicha relación no es estadísticamente significativa. Este último caso indica que la corrección tradicional de Heckman no debería diferir demasiado de su versión bivariada.

En cuanto al efecto de la selección en la estimación de los coeficientes de la ecuación de Mincer, si bien hay una gran diferencia en las estimaciones basadas en MCO respecto del método en etapas univariado, en general no se observan grandes diferencias en los coeficientes estimados por la versión bivariada, particularmente en el periodo 2005-2009 en donde la correlación de los mecanismos de selección es baja.

⁵ En la especificación de cada modelo se incluye una *dummy* para controlar por el efecto año.

TABLA 4

ECUACIONES DE MINCER EN PAREJAS, PERIODO 1997-1998

Variables	Hombres			Mujeres		
	MCO	Heckman	BiHeckman	MCO	Heckman	BiHeckman
Edad	0,0585*** (0,00692)	0,0256*** (0,00867)	0,0308*** (0,0102)	0,0409*** (0,00781)	0,0475*** (0,00868)	0,0479*** (0,00906)
Edad ²	-0,000601*** (8,00e-05)	-0,000110 (0,000122)	-0,000189 (0,000148)	-0,000420*** (9,61e-05)	-0,000495*** (0,000107)	-0,000501*** (0,000113)
Educación	-0,00502 (0,00837)	-0,00466 (0,00521)	-0,00390 (0,00534)	-0,0157* (0,00846)	-0,0264*** (0,00818)	-0,0271*** (0,00895)
Educación ²	0,00470*** (0,000384)	0,00468*** (0,000250)	0,00467*** (0,000255)	0,00518*** (0,000387)	0,00623*** (0,000483)	0,00626*** (0,000508)
Pampeana	-0,219*** (0,0242)	-0,197*** (0,0163)	-0,200*** (0,0158)	-0,195*** (0,0241)	-0,191*** (0,0218)	-0,190*** (0,0218)
Cuyo	-0,338*** (0,0283)	-0,353*** (0,0210)	-0,346*** (0,0218)	-0,344*** (0,0283)	-0,343*** (0,0260)	-0,342*** (0,0259)
NOA	-0,348*** (0,0267)	-0,368*** (0,0185)	-0,364*** (0,0188)	-0,331*** (0,0266)	-0,324*** (0,0242)	-0,323*** (0,0256)
Patagonia	0,224*** (0,0273)	0,212*** (0,0186)	0,212*** (0,0178)	0,226*** (0,0272)	0,230*** (0,0255)	0,231*** (0,0241)
NEA	-0,381*** (0,0284)	-0,415*** (0,0188)	-0,414*** (0,0187)	-0,422*** (0,0283)	-0,436*** (0,0258)	-0,435*** (0,0269)
Dummy 1998	0,0649*** (0,0145)	0,0530*** (0,0106)	0,0560*** (0,0106)	0,0694*** (0,0145)	0,0774*** (0,0132)	0,0773*** (0,0135)
λ		-0,488*** (0,158)			0,102* (0,0613)	
λ_1			-0,374* (0,197)			0,0291*** (0,0103)
λ_2			-0,0651*** (0,00776)			0,105 (0,0644)
τ_1 (θ_1)			-0,372* (0,197)			0,0233** (0,00998)
τ_2 (θ_2)			-0,0441*** (0,00897)			0,104 (0,0644)
ρ			0,0562*** (0,0119)			0,0562*** (0,0119)
Observaciones	7,724	25,774	25,774	7,724	25,774	25,774

Fuente: Estimaciones propias a base de la EPH de INDEC.

Nota: Errores estándar entre paréntesis; estimación robusta para MCO; corrección por selección muestral en Heckman univariado y *bootstrap* de 500 réplicas en el Heckman bivariado. Los asteriscos indican la significatividad estadística: 1% (***), 5% (**) y 10% (*).

Analizando la ecuación salarial de las mujeres, el sesgo de selección solo está presente en el periodo 1997-1998 y los resultados muestran que en dicho sesgo no es relevante su decisión individual, debido a que se ve afectada fundamentalmente por la

decisión conjunta con su pareja. Además, en el caso de los hombres los coeficientes asociados a las variables auxiliares del método bivariado son individualmente significativas en todos los periodos, indicando que tanto las decisiones del hombre como las de su pareja son relevantes en el proceso de selección muestral.

TABLA 5

ECUACIONES DE MINCER EN PAREJAS, PERIODO 2005-2006

Variables	Hombres			Mujeres		
	MCO	Heckman	BiHeckman	MCO	Heckman	BiHeckman
Edad	0,0332*** (0,00546)	-0,00377 (0,00799)	-0,00316 (0,00718)	0,0439*** (0,00626)	0,0457*** (0,00660)	0,0457*** (0,00657)
Edad ²	-0,000315*** (6,17e-05)	0,000220** (0,000102)	0,000211** (9,39e-05)	-0,000444*** (7,49e-05)	-0,000457*** (7,81e-05)	-0,000457*** (7,86e-05)
Educación	-0,00307 (0,00739)	-0,00488 (0,00712)	-0,00506 (0,00608)	-0,0168** (0,00821)	-0,00370 (0,00788)	-0,00368 (0,00873)
Educación ²	0,00398*** (0,000329)	0,00354*** (0,000332)	0,00357*** (0,000273)	0,00549*** (0,000359)	0,00507*** (0,000412)	0,00508*** (0,000460)
Pampeana	-0,0985*** (0,0177)	-0,0979*** (0,0180)	-0,0976*** (0,0147)	-0,0691*** (0,0184)	-0,0633*** (0,0173)	-0,0631*** (0,0168)
Cuyo	-0,269*** (0,0243)	-0,274*** (0,0247)	-0,273*** (0,0193)	-0,280*** (0,0252)	-0,269*** (0,0238)	-0,269*** (0,0251)
NOA	-0,350*** (0,0207)	-0,344*** (0,0208)	-0,344*** (0,0175)	-0,300*** (0,0215)	-0,302*** (0,0201)	-0,302*** (0,0201)
Patagonia	0,333*** (0,0223)	0,378*** (0,0230)	0,379*** (0,0190)	0,335*** (0,0231)	0,345*** (0,0220)	0,345*** (0,0207)
NEA	-0,433*** (0,0243)	-0,408*** (0,0241)	-0,409*** (0,0204)	-0,426*** (0,0253)	-0,420*** (0,0234)	-0,420*** (0,0258)
Dummy 2005	-0,311*** (0,0125)	-0,285*** (0,0135)	-0,286*** (0,0112)	-0,304*** (0,0129)	-0,298*** (0,0122)	-0,298*** (0,0119)
λ		-1,019*** (0,151)			-0,0313 (0,0520)	
λ_1			-1,001*** (0,152)			-0,00493 (0,0105)
λ_2			-0,0323*** (0,00649)			-0,0315 (0,0595)
τ_1 (θ_1)			-1,001*** (0,152)			-0,00496 (0,0106)
τ_2 (θ_2)			-0,0331*** (0,00967)			-0,0315 (0,0595)
ρ			-0,000741 (0,0118)			-0,000741 (0,0118)
Observaciones	11,722	29,394	29,394	11,722	29,394	29,394

Fuente: Estimaciones propias a base de la EPH de INDEC.
Nota: Errores estándar entre paréntesis; estimación robusta para MCO; corrección por selección muestral en Heckman univariado y *bootstrap* de 500 réplicas en el Heckman bivariado. Los asteriscos indican la significatividad estadística: 1% (***), 5% (**) y 10% (*).

TABLA 6

ECUACIONES DE MINCER EN PAREJAS, PERIODO 2013-2014

Variables	Hombres			Mujeres		
	MCO	Heckman	BiHeckman	MCO	Heckman	BiHeckman
Edad	0,0239*** (0,00467)	-0,00730 (0,00770)	-0,00421 (0,00951)	0,0316*** (0,00554)	0,0338*** (0,00599)	0,0336*** (0,00607)
Edad ²	-0,000225*** (5,23e-05)	0,000184* (9,77e-05)	0,000143 (0,000123)	-0,000309*** (6,57e-05)	-0,000333*** (7,07e-05)	-0,000331*** (7,24e-05)
Educación	0,00480 (0,00680)	0,00373 (0,00523)	0,00315 (0,00573)	-0,00618 (0,00801)	-0,00710 (0,00775)	-0,00727 (0,00925)
Educación ²	0,00282*** (0,000295)	0,00265*** (0,000236)	0,00271*** (0,000258)	0,00430*** (0,000339)	0,00456*** (0,000373)	0,00456*** (0,000420)
Pampeana	-0,0559*** (0,0156)	-0,0321*** (0,0123)	-0,0315*** (0,0117)	-0,0372** (0,0166)	-0,0345** (0,0158)	-0,0347** (0,0161)
Cuyo	-0,197*** (0,0213)	-0,184*** (0,0171)	-0,182*** (0,0170)	-0,200*** (0,0226)	-0,197*** (0,0216)	-0,197*** (0,0224)
NOA	-0,299*** (0,0175)	-0,276*** (0,0139)	-0,275*** (0,0137)	-0,273*** (0,0186)	-0,277*** (0,0178)	-0,277*** (0,0187)
Patagonia	0,261*** (0,0183)	0,335*** (0,0147)	0,334*** (0,0153)	0,309*** (0,0194)	0,315*** (0,0185)	0,315*** (0,0186)
NEA	-0,322*** (0,0216)	-0,311*** (0,0163)	-0,310*** (0,0163)	-0,331*** (0,0229)	-0,323*** (0,0221)	-0,324*** (0,0236)
Dummy 2013	-0,600*** (0,0103)	-0,600*** (0,00813)	-0,600*** (0,00818)	-0,615*** (0,0110)	-0,618*** (0,0105)	-0,619*** (0,0108)
λ		-0,570*** (0,135)			-0,0141 (0,0448)	
λ_1			-0,504*** (0,181)			0,0166* (0,00988)
λ_2			-0,0456*** (0,00576)			-0,0154 (0,0486)
$\tau_1 (\theta_1)$			-0,503*** (0,181)			0,0174* (0,00973)
$\tau_2 (\theta_2)$			-0,0208** (0,00908)			-0,0163 (0,0487)
ρ			0,0493*** (0,0125)			0,0493*** (0,0125)
Observaciones	14,007	30,364	30,364	14,007	30,364	30,364

Fuente: Estimaciones propias a base de la EPH de INDEC.

Nota: Errores estándar entre paréntesis; estimación robusta para MCO; corrección por selección muestral en Heckman univariado y *bootstrap* de 500 réplicas en el Heckman bivariado. Los asteriscos indican la significatividad estadística: 1% (***), 5% (**) y 10% (*).

Aun en el periodo 2005-2009, donde pareciera no existir dependencia en las decisiones laborales de la pareja, el método bivariado revela que en la ecuación salarial de los hombres la decisión de su pareja juega un rol significativo en el sesgo por selección. El canal por el que opera la decisión de la mujer es mediante la correlación entre los inobservables de la selección conjunta y los salarios que paga el mercado, medidos por los parámetros θ_1 y θ_2 . Este ejemplo muestra que si el objetivo es estimar consistentemente β_1 da lo mismo utilizar la versión univariada o bivariada cuando $\rho \approx 0$. Sin embargo, el método bivariado es más informativo si lo que se busca es entender el origen del sesgo por selección.

A modo de resumen formal de todo este análisis, la Tabla 7 muestra los resultados de varias pruebas de hipótesis conjuntas realizadas sobre los parámetros del Heckman bivariado.

TABLA 7

PRUEBAS DE HIPOTESIS A BASE DEL MODELO DE SELECCION BIVARIADO

HIPOTESIS NULA: AUSENCIA DE SESGO DE SELECCION

	χ^2	p-valor
Periodo 1998-1999		
En ambas ecuaciones de salarios	96,48	0,000
En la ecuación de salarios del hombre	82,96	0,000
En la ecuación de salarios de la mujer	8,77	0,013
Inducido por los inobservables del compañero	31,52	0,000
Periodo 2005-2006		
En ambas ecuaciones de salarios	69,74	0,000
En la ecuación de salarios del hombre	69,71	0,000
En la ecuación de salarios de la mujer	0,48	0,787
Inducido por los inobservables del compañero	11,74	0,003
Periodo 2013-2014		
En ambas ecuaciones de salarios	68,73	0,000
En la ecuación de salarios del hombre	62,66	0,000
En la ecuación de salarios de la mujer	3,26	0,196
Inducido por los inobservables del compañero	8,613	0,014

Fuente: Estimaciones propias a base de la EPH de INDEC.

Nota: Inferencia basada en un ejercicio de *bootstrap* de 500 réplicas del Heckman bivariado.

Los resultados de las pruebas están en línea con los comentarios realizados previamente y muestran que el uso del método bivariado brinda un análisis más rico revelando información interesante respecto del origen del sesgo por selección bajo esquemas de decisiones laborales interdependientes al interior del hogar.

6. CONCLUSIONES

En este trabajo se intenta dar un paso más en la estimación de ecuaciones de salarios sujeto a procesos de selección muestral basados en decisiones de un conjunto de individuos. En particular, se consideró como unidad de análisis la decisión de participar del mercado laboral de la pareja. Si bien este aspecto ha sido ampliamente estudiado tanto en la literatura teórica como empírica, sus consecuencias respecto del sesgo por selección en las ecuaciones de Mincer han sido muy poco exploradas.

Las estimaciones realizadas representan un aporte a la literatura empírica incorporando una versión bivariada del método de Heckman para estimar ecuaciones de salarios. Al igual que en el caso univariado, el método también consta de dos etapas, pero modelando una selección interdependiente entre los miembros de las parejas y sus posibles fuentes de endogeneidad en sus respectivas ecuaciones salariales. Los resultados de los experimentos de Monte Carlo muestran una convergencia asintótica relativamente lenta del método bivariado, lo que sugiere la necesidad de utilizar una cantidad de datos considerables en su implementación empírica. Sin embargo, el método bivariado parece tener un buen desempeño en cuanto a la eficiencia relativa respecto del método univariado.

Si bien algunos de los resultados de la aplicación empírica están en línea con la literatura previa, el método bivariado muestra evidencia cuantitativa de que la interdependencia en las decisiones laborales de las parejas es un factor importante en la determinación del sesgo por selección muestral. Por tanto, la incorporación de un mecanismo endógeno bivariado al estudio de las ecuaciones de Mincer en las aplicaciones empíricas con datos que contienen parejas aparece como una opción relevante para reducir y entender los sesgos de estimación.

REFERENCIAS

- BECKER, G. S. (1991). *A Treatise on the Family*. Harvard University Press.
- BLUNDELL, R.; P. A. CHIAPPORI; T. MAGNAC, y C. MEGHIR (2007). "Collective labour supply: Heterogeneity and non-participation". *Review of Economic Studies*, 74(2), 417-445.
- BLUNDELL, R.; A. DUNCAN, y C. MEGHIR (1998). "Estimating Labor Supply Responses Using Tax Reforms". *Econometrica*, 66(4), 827-861.
- BLUNDELL, R. y T. MACURDY (1999). "Labor Supply: A Review of Alternative Approaches", en O. C. Ashenfelter y D. E. Card, *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, Elsevier, pp. 1559-1695.
- CHIAPPORI, P. A. (1988). "Rational Household Labor Supply". *Econometrica*, 56(1), 63-90.
- CHIAPPORI, P. A. (1992). "Collective Labor Supply and Welfare". *Journal of Political Economy*, 100(3), 437-467.
- CHIAPPORI, P. A.; B. FORTIN y G. LACROIX (2002). "Marriage Market, Divorce Legislation, and Household Labor Supply". *Journal of Political Economy*, 110(1), 37-72.
- CHIODA, L. (2016). *Work and Family: Latin American and Caribbean women in search of a new balance*, Latin American Development Forum Series. Washington, D.C. : World Bank Group.
- DE LUCA, G. (2008). "SNP and SML Estimation of Univariate and Bivariate Binary-Choice Models". *The Stata Journal*, 8(2), 190-220.

- GASPARINI, L.; M. MARCHIONNI; N. BADARACCO; J. Serrano. (2015). “*Female Labor Force Participation in Latin America: Evidence of Deceleration*”, Documento de Trabajo 181, Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales.
- HECKMAN, J. J. (1979). “Sample Selection Bias as a Specification Error”. *Econometrica*, 47(1), 153-161.
- POIRIER, D. J. (1980). “Partial observability in bivariate probit models”. *Journal of Econometrics*, 12(2), 209-217.
- RANSOM, M. R. (1987). “An Empirical Model of Discrete and Continuous Choice in Family Labor Supply”. *The Review of Economics and Statistics*, 69(3), 465-472.
- TAUCHMANN, H. (2010). “Consistency of Heckman-type two-step estimators for the multivariate sample-selection model”. *Applied Economics*, 42(30), 3895-3902.
- VAN KLAVEREN, C.; B. VAN PRAAG; y H. MAASSEN VAN DER BRINK (2008). “A public good version of the collective household model: an empirical approach with an application to British household data”. *Review of Economics of the Household*, 6(2), 169-191.

ANEXO

A.1. Variables auxiliares para la segunda etapa

Sean (v_1, v_2) dos variables aleatorias con distribución normal estándar bivariada con parámetro de correlación ρ . Entonces, siguiendo a Tauchmann (2010), las formas funcionales de las variables auxiliares son:

$$\lambda_1^d(k_1, k_2) = \begin{cases} \frac{\phi(k_1)\Pr(v_2 > k_2 \mid v_1 = k_1)}{\Pr(d=1)} & \text{si } d=1 \\ \frac{\phi(k_1)\Pr(v_2 < k_2 \mid v_1 = k_1)}{\Pr(d=2)} & \text{si } d=2 \\ -\frac{\phi(k_1)\Pr(v_2 > k_2 \mid v_1 = k_1)}{\Pr(d=3)} & \text{si } d=3 \end{cases}$$

$$\lambda_2^d(k_1, k_2) = \begin{cases} \frac{\phi(k_2)\Pr(v_1 > k_1 \mid v_2 = k_2)}{\Pr(d=1)} & \text{si } d=1 \\ -\frac{\phi(k_2)\Pr(v_1 > k_1 \mid v_2 = k_2)}{\Pr(d=2)} & \text{si } d=2 \\ \frac{\phi(k_2)\Pr(v_1 < k_1 \mid v_2 = k_2)}{\Pr(d=3)} & \text{si } d=3 \end{cases}$$

donde

$$d = \begin{cases} 1 & \text{si } S_h = 1 \wedge S_m = 1 \\ 2 & \text{si } S_h = 1 \wedge S_m = 0 \\ 3 & \text{si } S_h = 0 \wedge S_m = 1 \end{cases}$$

y

$$\Pr(A) = \iint_{(v_1, v_2) \in A} \phi_2(v_1, v_2, \rho) \partial v_1 \partial v_2$$

A.2. Diseño del experimento de Monte Carlo

El modelo utilizado para realizar los ejercicios de simulación consta de las siguientes ecuaciones y funciones de distribución:

—Ecuaciones de selección

$$S_h = 1[-3 + 4z_h + \varepsilon_h > 0]$$

$$S_m = 1[-3 + 7z_m + \varepsilon_m > 0]$$

donde los regresores son $z_h = 0.2x_h + 0.4x_m + 0.4\zeta_h$ y $z_m = 0.4x_h + 0.2x_m + 0.4\zeta_m$, con $\zeta_j \sim U(0,1)$ para $j = \{h, m\}$.

—Ecuaciones de regresión

$$w_h = 1 + x_h + u_h$$

$$w_m = 1 + x_m + u_m$$

donde w_j es observable solo si $S_j = 1$ y los regresores $x_j \sim U(0,1)$ para $j = \{h, m\}$.

—Relación entre los inobservables

$$(\varepsilon_h, \varepsilon_m) \sim N_2(0, 0, \sigma_h = 4, \sigma_m = 24, \rho)$$

con $\rho = \{0, 0.50, 0.75\}$ y

$$u_h = \theta_1 \varepsilon_h + \theta_2 \varepsilon_m + \vartheta_h$$

$$u_m = \tau_1 \varepsilon_h + \tau_2 \varepsilon_m + \vartheta_m$$

con $\vartheta_j \sim N(0,1)$, $\theta_k = \{0,1\}$ y $\tau_k = \{0,1\}$ para $j = \{h, m\}$ y $k = \{1, 2\}$.

EL COSTO DE LOS NIÑOS Y SU IMPACTO EN EL PRESUPUESTO DE LAS FAMILIAS. UN ANALISIS PARA ARGENTINA

**THE COST OF CHILDREN AND ITS IMPACT ON THE FAMILY BUDGET.
AN APPLICATION TO ARGENTINA**

MIRIAM BERGES*

Universidad Nacional de Mar del Plata

LUCIA ECHEVERRIA**

CONICET - Universidad Nacional de Mar del Plata

JUAN IGNACIO RODRIGUEZ BIASONE***

Universidad Nacional de Mar del Plata

Resumen

Las escalas de equivalencia son fundamentales para realizar análisis de bienestar. Sin embargo, la evidencia para América Latina es escasa. Este trabajo estima el costo de los niños para familias biparentales y monoparentales en Argentina a partir de datos de gasto. El enfoque se basa en el modelo de Rothbarth, en donde el bienestar de los padres depende del gasto en bienes de adultos. El costo de los niños es creciente con el número de niños, pero existen economías de escala. Asimismo, las escalas difieren según la estructura familiar, y del sexo y composición etaria de los niños.

Palabras claves: Escalas de equivalencia, método de Rothbarth, bienestar, costo de los niños.

Clasificación JEL: D12, I31.

* Facultad de Ciencias Económicas y Sociales, Universidad Nacional de Mar del Plata. Argentina. E-mail: mberges@mdp.edu.ar

** CONICET (Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas). Argentina. E-mail: lecheverria@mdp.edu.ar

*** Facultad de Ciencias Económicas y Sociales, Universidad Nacional de Mar del Plata. Argentina. E-mail: rodbjuanignacio@gmail.com

Abstract

Equivalence scales serve a key role in welfare analysis. However, the empirical evidence for Latin American countries has been relatively scarce. We estimate the cost of children for two-parent and single-parent families in Argentina using consumption data. The methodology follows the Rothbarth approach, in which the welfare of the parents depends on the expenditure in adult goods. Results indicate that the cost of children is increasing in the number of children in the household, but economies of scales at the family level are observed. Further, scales differ according to the family structure, and sex and age composition of the children.

Keywords: *Equivalence scales, Rothbarth approach, welfare, cost of children.*

JEL Classification: *D12, I31.*

1. INTRODUCCION

El concepto de bienestar involucra tanto aspectos objetivos como subjetivos de las personas, en tanto aproximan su calidad de vida. Sin embargo, debido a la dificultad de observar y capturar estos últimos, el nivel de bienestar suele ser aproximado utilizando alguna dimensión monetaria. Desde esta perspectiva, los hacedores de política que buscan mejorar el bienestar de la población suelen centrarse en el ingreso como uno de los ejes clave para realizar diagnósticos y diseñar programas.

Las mediciones de bienestar suelen enfocarse en la distribución personal de los ingresos, sin embargo la información de microdatos es relevada frecuentemente a nivel de los hogares. El ingreso de los hogares no constituye una medida adecuada del bienestar, en tanto no considera la estructura demográfica de las familias. Por tanto, es deseable emplear algún indicador que permita ajustar el ingreso total del hogar por su composición demográfica para realizar evaluaciones de bienestar. Las escalas de equivalencia cumplen este rol, al permitir comparar los ingresos de hogares con distinta composición demográfica tomando como referencia un tipo de hogar determinado, compuesto generalmente por un hombre adulto (Lazear y Michael, 1980; Deaton, 1997).

En la literatura internacional existe una amplia variedad de escalas de equivalencia, sustentadas en distintos enfoques y supuestos de identificación. Sin embargo, no existe consenso acerca de cuál resulta la más adecuada para realizar análisis de bienestar, tales como las mediciones de pobreza o desigualdad. En este sentido, la evidencia sugiere que la elección del ajuste demográfico elegido en estudios distributivos impacta notoriamente los niveles de pobreza y la composición de la población identificada como pobre (Coulter, Cowell y Jenkins, 1992; De Vos y Zaidi, 1997; Betson y Muellbauer, 2004).

Pese a la larga tradición que han tenido las escalas de equivalencia en la literatura internacional, su tratamiento empírico ha sido relativamente escaso en los países de América Latina (Alonzo y Mancero, 2011). En Argentina no se encuentran antecedentes empíricos de estimación de escalas de equivalencia hasta los trabajos de Berges (2010, 2011), quien calcula escalas IB, estimadas bajo el supuesto de independencia del nivel de ingreso base de referencia (Blackorby y Donaldson, 1988; Lewbel, 1989). Las escalas obtenidas a nivel país con encuestas de gasto para el período 1996/97 presentan evidencia de importantes economías de escala en el consumo de los hogares a medida que aumenta el número de integrantes. Sin embargo, las escalas más altas que se obtienen con datos de 2004/05 permiten observar una disminución en dichas economías de escala así como un aumento en la fracción que representan los gastos de un niño respecto de los de un adulto. Adicionalmente, Echeverría y Berges (2015) estiman escalas asociadas a un nivel de subsistencia para hogares de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires, mientras que Pace Guerrero (2013) estima escalas de Barten por tipo de integrantes y por tipo de gasto para todos los hogares del país.

Este trabajo se focaliza en analizar el costo adicional que impone la incorporación de los niños al hogar bajo un enfoque alternativo y toma en consideración dos tipos de hogares nucleares: monoparentales y biparentales. En particular, se estiman escalas de equivalencia bajo el método de Rothbarth para hogares con distinto número de niños. Adicionalmente, se propone el cómputo de escalas considerando el grupo etario y el sexo de los niños. La estrategia empírica está basada en Schulte (2007), aunque este autor no realiza corrección alguna del potencial sesgo de selección presente en los datos de consumo¹. Los datos utilizados son los provenientes de la Encuesta Nacional de Gasto de los Hogares 2012/13 de Argentina, elaborada por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC).

El enfoque adoptado permite capturar el costo de un niño a partir de los efectos de ingreso que se generan en el consumo de los denominados “bienes de adultos”, esto es, aquellos bienes que son consumidos exclusivamente por los miembros adultos del hogar (como, por ejemplo, la ropa de adultos). Las escalas de Rothbarth están basadas en el supuesto de que el bienestar de los adultos está directamente vinculado al nivel de gasto en los bienes adultos, tal que los adultos de dos hogares distintos tendrán el mismo nivel de bienestar si gastan la misma cantidad de dinero en ese tipo de bienes. De esta forma, las escalas indican el costo en el que incurre una familia con hijos para que los adultos alcancen el mismo nivel de bienestar que tendrían en caso de no tener hijos.

Las escalas de equivalencia estimadas indican que el costo de los niños es creciente a medida que se incorporan más niños al hogar. Sin embargo, se observa evidencia de economías de escala en el consumo de la familia en tanto los incrementos son

¹ Según consigna el autor en el trabajo citado, sus datos presentan una proporción insignificante de observaciones cero.

proporcionalmente menores. La evidencia indica que el costo de los niños es mayor para los hogares monoparentales. Asimismo, las escalas de equivalencia correspondientes a una misma cantidad de niños en el hogar difieren en función del sexo y la edad de los niños. Si los niños en un mismo hogar pertenecen a rangos etarios diferentes –según sean menores o mayores de cinco años–, los costos que enfrenta el hogar para mantener el bienestar de referencia serán más elevados. A su vez, mientras que las niñas son relativamente más caras para el hogar de una pareja, los varones lo son para el hogar monoparental.

El trabajo contribuye a la literatura empírica de las escalas de equivalencia con evidencia reciente de escalas estimadas por el método de Rothbarth para Argentina. Asimismo, la diferenciación entre hogares compuestos por dos padres o por solo uno de ellos no es trivial para el diseño de políticas, porque una alta proporción de hogares a cargo de un único miembro son hogares bajo la línea de pobreza. Además, este trabajo es el primero en estimar escalas de Rothbarth diferenciando la edad y el género de los niños. Los resultados de este trabajo constituyen mediciones alternativas a las utilizadas en el cómputo de la pobreza que realiza actualmente el INDEC y que están basadas en los requerimientos calóricos que corresponden a los miembros del hogar. También permiten evaluar y discutir las diferencias existentes con otras escalas estimadas bajo distintos métodos y supuestos de identificación. Por último, a partir de estos resultados es posible generar recomendaciones que podrían ser de utilidad para discutir las políticas de transferencias focalizadas en las familias con niños.

El trabajo está estructurado de la siguiente manera. En la Sección 2 se explica el marco teórico referido a las escalas de equivalencia y el método de Rothbarth. En la Sección 3 se detallan los datos empleados y se aportan estadísticas descriptivas como análisis preliminar. En la Sección 4 se describe en detalle la estrategia empírica adoptada. En la Sección 5 se presentan los resultados de las escalas de equivalencia estimadas, mientras que en la Sección 6 se presentan las conclusiones y recomendaciones de política.

2. ESCALAS DE EQUIVALENCIA

Las escalas de equivalencia son indicadores que permiten expresar el ingreso nominal de hogares con distinta composición demográfica en términos de unidades homogéneas, lo que significa que determinado ingreso nominal en un hogar es equivalente a “X” unidades del ingreso de otro hogar con distintas características demográficas (Lazear y Michael, 1980). Es decir, las escalas de equivalencia se definen como un índice que muestra, a precios de referencia, la diferencia de costos en la que debe incurrir un cierto hogar, debido a su tamaño y composición, para alcanzar la curva de indiferencia del hogar de referencia (Grootaert, 1982).

Existe una amplia variedad de escalas de equivalencia, construidas bajo distintos métodos y supuestos. Entre ellas, las estimadas a base de valores estipulados por

expertos (comúnmente requerimientos de calorías de acuerdo con edad y género de los miembros), las que se basan en parámetros fijos para considerar economías de escala y el peso relativo de cada tipo de miembro en el hogar, las “subjettivas” que se obtienen a partir de encuestas directas a los hogares y las que se basan en el comportamiento de consumo de los hogares. Este último enfoque es el que propone la teoría económica, empleando encuestas de gastos a los hogares con las cuales es posible observar los patrones de consumo revelados por las familias por medio de sus gastos. Estas escalas se obtienen a partir de estimaciones realizadas con los datos reales de lo que efectivamente gastan los hogares, en función de su composición demográfica (Deaton y Muellbauer, 1980). Las escalas de Rothbarth se encuentran dentro de este último grupo.

Para medir los niveles de bienestar de distintos tipos de hogares se asume que la función de utilidad directa de los padres depende de las mercancías consumidas por el hogar y las características demográficas del mismo. Asociada a ella, hay una función de costo que proporciona el nivel mínimo de gasto, X , necesario para alcanzar el nivel de utilidad U , a precios p , con las características demográficas del hogar z (Tsakoglou, 1991). Entonces, se puede utilizar dicha función para calcular el costo adicional en que debe incurrir un hogar determinado para alcanzar el nivel de bienestar del hogar de referencia.

Sea $C = C(U, p, k)$ el costo que tiene un determinado hogar para alcanzar un nivel de bienestar U dado el vector de precios p y la composición del hogar k , las escalas de equivalencia se definen de acuerdo con la expresión (1).

$$m = \frac{C(U, p, k)}{C(U, p, k_0)} \quad (1)$$

De esta manera, las escalas definen el costo relativo de alcanzar un nivel de bienestar U , dado un vector de precios p , para un hogar de composición k , en comparación con un hogar de características k_0 . Si k_0 denota una pareja sin hijos y k una pareja con un niño, utilizando el nivel de utilidad antes del niño, a los mismos precios base, el exceso de la ecuación (1) con respecto a uno representa el costo de un niño como proporción de los gastos del hogar. La diferencia en los costos del hogar representa el monto de dinero necesario para restablecer el nivel de utilidad original, dada la nueva composición del hogar. Sin embargo, este procedimiento requiere de información adicional que permita la identificación de las escalas.

Los problemas de identificación podrían agruparse principalmente en torno a dos cuestiones: la naturaleza ordinal de la función de utilidad, y los alcances y limitaciones de la definición de bienestar o utilidad del un hogar. La primera se relaciona con el hecho de que las observaciones de gastos de los hogares son consistentes con más de una función de utilidad, de la que podrían provenir, y es necesario explicitar algún criterio con el que se pueda definir que los hogares obtienen un mismo nivel de

utilidad. La segunda se relaciona con la dificultad para definir el concepto “utilidad del hogar”, cuando son los individuos que lo componen quienes perciben utilidad. Distintos hogares podrían revelar idénticos comportamientos de consumo, sin embargo, al interior de cada uno de ellos los bienes podrían asignarse de manera diferente entre sus miembros y afectar los respectivos niveles de bienestar. También es cierto que la utilidad del hogar podría incluir aspectos subjetivos, así como los derivados de una cierta composición familiar, tener hijos o no, vivir solo o en pareja, pero ese componente de la utilidad no podría verse reflejado en sus gastos de consumo. Entonces, los únicos aspectos que se incluyen son los referidos al bienestar material de los individuos que componen el hogar.

El análisis de las escalas de equivalencia requiere asumir que las funciones de utilidad de un hogar son comparables a las de un individuo, en tanto indican cuánto más ingreso necesita gastar una familia de determinada composición para tener el mismo nivel de bienestar que una persona viviendo sola. Esta limitación puede superarse estimando una versión de las escalas de equivalencia basadas en el bienestar individual, denominadas escalas de indiferencia (Lewbel, 2003; Browning, Chiappori y Lewbel, 2013; Chiappori, 2016) en el marco de los modelos colectivos (Chiappori, 1988, 1992). Estas escalas indican cuánto más ingreso requiere un individuo que vive solo para alcanzar la misma curva de indiferencia que obtendría si fuera miembro de un hogar de determinada composición. Sin embargo, la evidencia de estimación de escalas de indiferencia es muy escasa y reciente (Bargain y Donni, 2012; Bargain, Donni y Kwenda, 2014).

Otra cuestión, relacionada con la información necesaria para determinar las escalas, es la que discute acerca de considerar la totalidad del gasto de las familias o solo un subconjunto de ellos. En muchos de los casos, la presencia de un niño adicional en el hogar no incrementa el presupuesto, sino que reasigna los mismos gastos de otra forma. Y, al no haber modificación del gasto total, no podría determinarse cuánto más gasta una familia debido al cambio en su composición, ni tampoco podrían calcularse las escalas empleando esa variable en las estimaciones. Si se decide, en cambio, emplear solo un subconjunto de bienes, el hecho de incluir o no algunos de ellos, afectaría el valor de las escalas.

Finalmente, estos argumentos no implican la imposibilidad de estimar escalas con base en la teoría del consumo, sino que refuerzan la necesidad de explicitar claramente los supuestos a partir de los cuales han sido obtenidas. Por lo general, toda investigación empírica respecto de consumo y bienestar de los hogares implica algún juicio normativo, implícito en los supuestos que se establecen. Los modelos que se han empleado para estimar escalas de este tipo se basan en la incorporación de una distribución del consumo intrahogar, como los de Rothbarth (en el que se basa este trabajo), Barten o los modelos de negociación colectiva, o establecen algún criterio para definir las condiciones mediante las cuales el bienestar de un hogar es equivalente, como Engel. También es posible emplear supuestos acerca de la forma funcional de las escalas, compatibles con cierto tipo de funciones de utilidad, como las escalas IB (independientes de la base o utilidad de referencia).

2.1. Escalas de Rothbarth

El método de Rothbarth (1943) es uno de los abordajes presentes en la literatura, que parte del supuesto que el bienestar de los niños es una función creciente del bienestar de los padres. Bajo este enfoque, el indicador de bienestar de los padres está dado por el nivel de consumo de los denominados “bienes de adultos”, esto es, aquellos bienes que son demandados exclusivamente por los miembros adultos del hogar. De esta manera, los adultos de dos hogares distintos tendrán el mismo nivel de bienestar si gastan la misma cantidad de dinero en bienes de adultos. La particularidad de estos bienes es que deben ser consumidos exclusivamente por adultos, y su consumo no debe verse afectado por la presencia de niños en el hogar². Además, la elasticidad de ingreso de estos bienes debe ser positiva y no cercana a 0, de forma tal que cambios en las características demográficas del hogar provoquen efectos de ingreso en la demanda de los bienes de adulto (Deaton, 1997).

El método captura efectos ingreso de reasignación, partiendo de la hipótesis que, dado un cierto nivel de ingreso, los hogares con hijos gastan menos en bienes de adulto que aquellos que no los tienen. Entonces, para alcanzar el mismo nivel de bienestar (esto es, el mismo gasto en bienes de adulto), el hogar con niños requerirá un ingreso mayor. Si para tener un gasto determinado en bienes de adulto, el hogar de referencia requiere un ingreso Y_0 y el hogar con un niño necesita Y_1 , se concluye que el costo de un niño es $Y_1 - Y_0$, mientras que la escala de equivalencia de ese hogar es Y_1/Y_0 . El costo de un niño indica, entonces, cuál es la compensación monetaria requerida por el hogar con un niño, para tener el mismo nivel de bienestar que tenía previo a la llegada del niño.

Bajo este enfoque las escalas que se obtienen son solo aplicables a los niños, debido a que resultaría poco plausible argumentar que otros miembros adultos no consumieran los bienes de adulto seleccionados para las estimaciones. Esta es una primera limitación empírica del alcance de este modelo que explica por qué su uso se encuentra siempre asociado al costo de un niño adicional en el hogar. También el modelo enfrenta otras limitaciones, de carácter teórico, que han dado lugar a una extensa literatura en el tema de escalas de equivalencia junto con nuevos enfoques, tampoco exentos de supuestos y nuevas críticas. En particular, el modelo de Rothbarth supone que la utilidad de los padres depende exclusivamente del presupuesto asignado a su propio consumo y es independiente del consumo de los niños. Este supuesto puede rebatirse argumentando que muchos padres son felices en la medida que mejora el bienestar de sus hijos y su utilidad, entonces, aumentaría con el consumo de los niños. Este argumento, sin embargo, no invalida el uso del modelo. En todo caso advierte que “las verdaderas escalas” deberían ser más elevadas, porque el modelo subestimaría

² Debido a la presencia de niños, los padres podrían elegir, por ejemplo, una menor cantidad de bienes que no permitieran ser disfrutados en familia, así como cierto tipo de espectáculos.

el costo de los niños para los padres, que deberían obtener mayores compensaciones para alcanzar el nivel de bienestar original³.

El modelo de Rothbarth identifica una distribución de recursos en el hogar asumiendo que hay bienes solo consumidos por cierto grupo de miembros. Implícitas en este supuesto, existen al menos dos condiciones que deben cumplirse. En primer lugar, los adultos deben tener preferencias estables, es decir, las preferencias de los padres de su propio consumo no deben modificarse ante la presencia de niños, tema relacionado con lo comentado en el párrafo anterior. En segundo lugar, se debe satisfacer la separabilidad demográfica (Deaton, Ruiz-Castillo y Thomas, 1989), lo que significa que el consumo de bienes de adulto solo puede verse afectado por la presencia de niños mediante el efecto ingreso. Este comportamiento supone la ausencia de cambios en el costo relativo de los bienes frente a la llegada de los hijos y posibles sustituciones en contra de aquellos bienes que podrían ser consumidos tanto por adultos como por los niños⁴. Bajo preferencias estables y separabilidad demográfica se sostiene que la incorporación de un niño al hogar reduce el consumo de bienes de adulto debido al menor presupuesto disponible para gastar en ellos.

La condición de separabilidad también podría verse afectada por la existencia de bienes públicos en el hogar –como la vivienda, la energía y la calefacción, entre otros– asociados con grandes economías de escala en su consumo. Sin embargo, no está demostrado empíricamente en qué medida este aspecto modificaría los resultados obtenidos bajo los supuestos de Rothbarth (Mancero, 2001).

Adicionalmente, existe otra limitación de orden empírico en el caso de algunos bienes de adulto, como alcohol y tabaco. Si su demanda fuera relativamente inelástica respecto del gasto total, no sería posible captar apropiadamente el efecto ingreso. En ese caso, de acuerdo con Tsakloglou (1991) las escalas de Rothbarth tienden a subestimar el costo de un niño, aunque Deaton (1997) indica que en la mayoría de los países en los que ha realizado sus estudios, los gastos en bienes de adulto, incluyendo alcohol y tabaco, responden fuertemente a los cambios en el presupuesto.

Siguiendo a Nelson (1992), el problema al que se enfrentan los hogares con niños es la maximización de la función de utilidad $U[u^a(q^a), u^c(q^c)]$, tal que $u^a(q^a)$ es la subfunción de utilidad de los adultos definida sobre su propio consumo de bienes q , y $u^c(q^c)$ es una subfunción de utilidad que se define sobre el consumo de los niños. Los bienes colectivos son ignorados. De acuerdo con el supuesto de preferencias estables, la subfunción $u^a(q^a)$ no depende de la presencia de niños en el hogar, ya que los adultos tienen las mismas preferencias sobre su consumo. A su vez, el supuesto de separabilidad implica que la función de demanda de cualquier bien de adulto es $q_i^a =$

³ “Tal como lo explica Gronau, si los padres derivan utilidad del consumo realizado por sus hijos, la propensión marginal a gastar en ‘bienes de adulto’ se verá reducida ante la presencia de hijos adicionales. Si esto ocurre, el método de Rothbarth subestima el costo de un niño...” (Mancero, 2001, pág. 14).

⁴ Por ejemplo, un padre que hubiera consumido una gaseosa estando solo, podría cambiar su decisión en presencia de su hijo para no enfrentar un costo que fuera el doble de lo previsto (Deaton, 1997).

$g_i^a(p, x^a)$, siendo x^a el ingreso familiar asignado a los bienes de adulto y p el vector de precios de mercado de los bienes q . Si se cumplen las condiciones mencionadas, la llegada de un niño al hogar solo afecta al consumo de bienes de adultos mediante cambios en x^a . Respecto de la misma curva de indiferencia, la tasa marginal de sustitución entre bienes no debería cambiar con la presencia de niños.

Deaton, Ruiz-Castillo y Thomas (1989) desarrollan un modelo de separabilidad de costos, en el que la función de costos del hogar se divide en dos partes, la primera parte contiene las características demográficas que no están asociadas con los niños y los precios de los bienes de adultos, mientras que la segunda parte contiene los precios de todos los bienes a excepción de los de los bienes de adultos, y las características de los niños. Para llevar a cabo el análisis, es necesario definir un criterio de asignación del gasto en dos etapas. Primero, se asigna el gasto entre grupos de bienes y, segundo, se asigna el gasto dentro de cada grupo. Al aplicar el método de Rothbarth, se supone que en la primera etapa los padres deciden cómo asignar el presupuesto entre su propio consumo (X^a) y el de sus hijos (X^c). En la segunda etapa, los padres deciden cómo asignar los recursos destinados a cada grupo de bienes entre los diferentes bienes que integran cada grupo. Se considera que no hay bienes públicos, es decir, bienes consumidos tanto por adultos como por niños. Considerando el supuesto de separabilidad, la utilidad de los padres depende exclusivamente del presupuesto asignado a su propio consumo y es independiente del consumo de los niños. Para conocer el gasto necesario para que un hogar con niños alcance un determinado nivel de bienestar, hay que modelar la decisión de asignación de la primera fase (Gronau, 1988).

3. DATOS

Los datos empleados corresponden a la base de datos de la Encuesta Nacional de Gastos de los Hogares (ENGHo) de Argentina, realizada a nivel nacional entre marzo de 2012 y marzo de 2013. Esta encuesta incluye aproximadamente 37.000 viviendas seleccionadas, por muestreo probabilístico, polietápico y estratificado, a partir de la Muestra Maestra Urbana de Viviendas de la República Argentina.

La encuesta releva información a nivel desagregado sobre el ingreso de los hogares y el gasto, así como variables sociodemográficas, ocupacionales y educacionales de los miembros de los hogares, características de la vivienda, equipamiento del hogar y transferencias en especie recibidas.

A los efectos de esta investigación, se seleccionaron hogares de todo el país⁵ compuestos por uno o dos adultos (menores de 65 años), con y sin hijos. En los hogares con niños, se consideraron únicamente aquellos con hasta tres hijos como máximo y

⁵ La amplitud geográfica reduce el sesgo de localización en las estimaciones (Tsakloglou, 1991).

de edades que no superen los 14 años⁶. De este modo, la muestra queda conformada por 8.857 observaciones, de estas, el 63,2% incluyen dos adultos, mientras que el 36,8% son hogares de un adulto.

La selección de los bienes de adulto, que es la principal fuente de información para nuestra estimación no es un tema trivial. Así como se explicó al analizar las condiciones requeridas para sostener el enfoque de Rothbarth, las estimaciones son sensibles al tipo de bienes incluidos para el cómputo de los gastos atribuibles a los miembros adultos de las familias y es necesario que la demanda de esos bienes sea elástica a los cambios en el presupuesto. Las encuestas de gastos no permiten identificar claramente quién entre los miembros del hogar consume qué bien de los adquiridos por la familia⁷. Debido a ello, lo habitual es incluir aquellos bienes que, *a priori*, puede sostenerse que los niños están excluidos de su consumo. De este modo, los bienes que se consideran apropiados suelen ser las bebidas alcohólicas, el tabaco, la indumentaria y el calzado de adultos. En la opinión de Schulte (2007), los dos últimos serían los que mejor se adaptan a los requerimientos del modelo fundamentalmente por tres razones: 1) poseen una elasticidad de ingreso alta y cercana a uno, 2) representan una fracción del presupuesto de las familias no despreciable y cercana al 10% en promedio, y 3) probablemente la demanda de estos bienes se vea menos influenciada por la presencia de niños que la de tabaco o alcohol. Deaton (1989) concluyó que el conjunto de bienes de adultos se compone de alcohol, ropa de adultos, tabaco, gastos en salud de adultos, cuidado personal, transporte y educación de adultos. A su vez Tsakloglou (1991), al realizar un test para verificar que el efecto que provoca un niño en el gasto de estos bienes sea significativo, agrega a este listado a las comidas fuera del hogar y el entretenimiento de adultos.

Con el fin de este trabajo y luego de analizar el detalle de los bienes reportados por la Encuesta de Gastos 2012/13 en los distintos rubros, se han considerado para conformar la variable gasto en bienes de adultos a las siguientes categorías: bebidas alcohólicas, consumidas dentro y fuera del hogar (incluidas en el rubro alimentos y bebidas), ropa interior y exterior para hombres y mujeres, artículos de marroquinería y calzado para hombres y mujeres (incluidas en el rubro indumentaria), juegos de azar y diarios y periódicos (incluidos en el rubro esparcimiento) y tabaco, artículos de tocador y servicios para el cuidado personal y cosméticos (incluidos en el rubro bienes

⁶ La restricción de la muestra al tipo de hogares descriptos es común en la literatura que aplica Rothbarth, debido a que se procura que la composición de los miembros adultos sea lo más similar posible entre el hogar con niños y los hogares de referencia (sin niños). A su vez, la restricción del número de niños en el hogar obedece a que frecuentemente las familias más numerosas presentan valores de escalas negativas para el cuarto o quinto niño (debido a que los hogares relativamente más pobres en la distribución de ingresos totales son también los que presentan un número mayor de niños por hogar). Finalmente el corte de edad para los niños a los 14 años, se relaciona con la estructura de la base de datos que identifica la cantidad de menores de 14 años y el número total de hijos.

⁷ Aunque se incluyen cartillas para registrar consumos individuales, frecuentemente están incompletas y además la mayor parte de los bienes son adquiridos por el miembro a cargo de esta actividad en el hogar y se describen sin discriminar destinatario, en las categorías correspondientes.

y servicios varios). Como es esperable, el rubro de indumentaria es el componente con mayor peso relativo en los bienes de adulto.

Un análisis no condicionado muestra que, en promedio, los hogares con niños gastan relativamente menos en bienes de adulto (Tabla 1) y que, al mismo tiempo, estos bienes tienen una menor participación en el gasto total (Tabla 2), en comparación con los hogares sin niños. Se observa que la participación promedio del gasto en bienes de adulto en el presupuesto del hogar es menor en los hogares con niños. Este comportamiento es consistente con lo enunciado por Rothbarth (1943).

TABLA 1
GASTO PROMEDIO EN BIENES DE ADULTO

Rubro de Gasto	Hogares con dos adultos			Hogares con un adulto		
	Sin niños	Con Niños	Var. %	Sin niños	Con niños	Var. %
Alimentos y bebidas	\$ 206,11	\$ 157,99	-23,35	\$ 222,11	\$ 120,08	-45,94
Indumentaria	\$ 574,11	\$ 572,53	-0,28	\$ 530,42	\$ 417,92	-21,21
Esparcimiento	\$ 92,82	\$ 67,85	-26,90	\$ 54,06	\$ 67,15	24,21
Bs. y ss. varios	\$ 185,53	\$ 158,88	-14,36	\$ 169,60	\$ 149,03	-12,13
Total	\$ 674,56	\$ 611,48	-9,35	\$ 582,60	\$ 466,21	-19,98

Fuente: Elaboración propia a base de datos de la ENGHo 2012/2013.
Nota: Gasto promedio de los hogares que efectivamente gastan en bienes de adulto de cada rubro, de acuerdo con la presencia o no de niños en el hogar, a precios constantes a marzo del 2013.

TABLA 2
PARTICIPACION PROMEDIO DE LOS BIENES DE ADULTO
EN EL PRESUPUESTO DEL HOGAR

	Hogar de un adulto	Hogar de dos adultos
Hogar sin niños	11,76%	10,25%
Hogar con niños	6,18%	7,23%
Promedio	10,30%	8,21%

Fuente: Elaboración propia a base de datos de la ENGHo 2012/2013.
Nota: Participación promedio del gasto en bienes de adulto en el presupuesto del hogar, de acuerdo con la presencia de niños en el hogar, a precios constantes a marzo del 2013.

Si bien en promedio los hogares con dos adultos tienen un mayor gasto en bienes de adultos, también poseen una menor participación promedio del gasto en bienes de adultos en el presupuesto del hogar debido a que el nivel de ingreso promedio de los

hogares con dos adultos es mayor que el de los hogares con un adulto. De esta manera, suponiendo que enfrentan los mismos precios, el impacto en el presupuesto del hogar que genera un niño es mayor, en promedio, para el caso de hogares con un adulto.

4. ESTRATEGIA EMPIRICA

La estrategia empírica está basada en la formulación de Schulte (2007). El presupuesto total del hogar (X) está compuesto por el gasto de los adultos (X^a) y el presupuesto de los niños (X^c). A su vez, una porción del presupuesto de los adultos está destinado a los denominados bienes de adultos, esto es, bienes que son consumidos exclusivamente por ellos (X^{ba}). Dicho gasto en bienes adultos está representado por la siguiente ecuación (2).

$$X^{ba} = \beta_0 + \beta_1 X^a \quad (2)$$

Por su parte, el presupuesto de los niños en el hogar viene dado por (3).

$$X^c = \gamma X^{k1}, \quad \text{con } k1 = \ln(k+1) \quad (3)$$

Donde γ es el costo relativo de un hijo, k es la cantidad de niños presentes en el hogar, y $k1$ es el logaritmo natural de la cantidad de niños presentes en el hogar más uno.

Por tanto, la ecuación de interés (2) se transforma en la ecuación (4).

$$X^{ba} = \beta_0 + \beta_1 [1 - \gamma \ln(k+1)] X \quad (4)$$

De esta manera, al comparar un hogar s con k^s niños, con el hogar de referencia r de k^r niños, y con el mismo nivel de gasto en bienes de adultos, la escala se estima como indica la expresión (5).

$$m_r^s = \frac{X^s}{X^r} = \frac{1 - \gamma \ln(k^r + 1)}{1 - \gamma \ln(k^s + 1)} \quad (5)$$

Cuando el hogar de referencia r no tiene niños, $k^r = 0$ y $\ln(k^r + 1) = 0$. Además, el gasto total del hogar r equivale al gasto en bienes de adultos del hogar s , por lo que $X^r = X^a$. La escala de equivalencia se estima, entonces, de acuerdo a (6).

$$m^s = \frac{X^s}{X^r} = \frac{1}{1 - \gamma \ln(k^s + 1)} \quad (6)$$

A los efectos de reducir la heterocedasticidad, se utiliza como variable dependiente la participación de los bienes de adultos en el presupuesto del hogar, w_{ba} , tal como expresa (7).

$$w_{ba} = \frac{X^{ba}}{X} \quad (7)$$

De esta manera, la ecuación (4) se transforma de la forma indicada en (8).

$$w_{ba} = \theta_0 + \frac{1}{X} + \theta_1 + \theta_2 \cdot k1 \quad (8)$$

La escala de equivalencia del hogar s con k^s hijos, respecto de un hogar de referencia en el que no hay niños, es como se indica en (9).

$$\widehat{m}^s = \frac{1}{1 + \frac{\theta_2}{\theta_1} \ln(k^s + 1)} \quad (9)$$

4.1. Corrección por sesgo

Existe una proporción no trivial de hogares que no gasta en bienes de adultos (17,5%). Este es un problema bastante frecuente cuando se trabaja con encuestas de gastos en las que las familias reportan los bienes adquiridos en un cierto período de referencia. Sin embargo, el que no hayan efectivamente adquirido ropa en los últimos meses, no implica que no gasten en esos bienes. Si se estimara el costo de los niños y las escalas de equivalencia con los datos de los hogares que efectivamente gastan en bienes de adultos, ignorando a aquellos que no lo hacen, podrían obtenerse estimadores sesgados, debido a que el monto que gasta cada hogar en bienes de adultos puede estar correlacionado con variables que afecten a la decisión de gastar o no en bienes de adultos. En función de ello, y de forma análoga a como se trabaja en las estimaciones de demanda a partir de este tipo de datos, se estiman las escalas de equivalencia aplicando el método de corrección de sesgo de Heckman (1979).

De este modo, se estiman escalas de equivalencia en dos etapas. En la primera, se computa una regresión probabilística que permite estimar la probabilidad de que los hogares gasten en bienes de adultos, para corregir el sesgo de selección. En este caso, la variable dependiente de la ecuación de selección es si el hogar gasta o no gasta en bienes de adultos. Como variables explicativas se incluyen: variables indicadoras de los quintiles de ingreso, de la presencia de niños en el hogar, de la región del país a la que pertenece, del nivel educativo (primaria o secundaria) y género del jefe del hogar, así como la cantidad de miembros ocupados en el hogar. En el caso de los hogares de

un único adulto, el vector de variables dependientes incluye a las referidas al quintil al que pertenece el hogar, la presencia de niños en el hogar, si el hogar pertenece a la región patagónica, el sexo del jefe del hogar, si el jefe del hogar está ocupado y si usa transporte público⁸. En la segunda etapa, se modela por Mínimos Cuadrados Ordinarios la ecuación de interés (8) aumentada por el inverso del ratio de Mills (estimado en la primera etapa), y considerando únicamente a los hogares que incurren en gastos de bienes de adultos. Entonces, la ecuación final a estimar es la (10).

$$w_{ba} = \theta_1 + \theta_2 \text{ k1} + \gamma Z + \theta_7 \hat{\lambda}_i + u \quad (10)$$

El análisis es realizado considerando por separado los dos tipos de hogares. En (10) el vector Z incluye la inversa del ingreso ($1/X$) y las variables explicativas del modelo probit a excepción de las referidas a nivel educativo del jefe del hogar –en el caso de hogares de dos adultos– y el uso de transporte público –en el caso de un adulto–⁹. Asimismo, tampoco se incluyen las variables de quintiles de ingreso, debido al empleo del presupuesto total, y la indicadora de hijos en el hogar, que se sustituye por el número de niños.

4.2. Escalas por edad y sexo

Con el efecto de distinguir el impacto en el bienestar que tiene cada niño en el hogar, se computan escalas diferenciando por la edad de los niños. En particular, se considera como corte de edad los 5 años. En este caso, la ecuación a estimar es (11).

$$w_{ba} = \theta_1 + \theta_{21} \text{ k1may} + \theta_{21} \text{ k1men} + \gamma Z + \theta_7 \hat{\lambda}_i + u \quad (11)$$

Donde k1may se refiere a la cantidad de niños mayores a 5 años en el hogar, y k1men a la cantidad de niños menores a 5 años presentes en el hogar.

De este modo, la escala de equivalencia para un hogar s con k^{may} niños mayores a 5 años de edad y k^{men} niños de 5 años de edad o menos, respecto de un hogar de referencia en el que no hay niños, se transforma en (12).

⁸ Se han considerado distintas variables para la estimación de la primera etapa para hogares de dos adultos o de un adulto en pro de elegir aquel modelo que mejor se ajuste a los datos en cada uno de los casos. En particular, para el segundo tipo de hogar, no resultaron significativas las variables referidas al nivel educativo del jefe del hogar y se agregó la variable indicadora del uso de transporte público. La inclusión de esta última resulta significativa y de signo positivo y una explicación posible es que, para estos hogares de menor ingreso relativo, la probabilidad de gastar en bienes de adultos es mayor si el único adulto debe desplazarse, saliendo fuera del hogar para trabajar, respecto de permanecer en él.

⁹ Esta es una exigencia del método de Heckman tal que el conjunto de variables explicativas en la segunda etapa debe ser un subconjunto de las intervinientes en la primera etapa.

$$\widehat{m}^s = \frac{1}{1 + \frac{\theta_{21}}{\theta_1} \ln(k^{may} + 1) + \frac{\theta_{22}}{\theta_1} \ln(k^{men} + 1)} \quad (12)$$

Finalmente, para analizar el impacto que tiene cada niño en el hogar, distinguiendo por su género, la ecuación de demanda de bienes de adultos es (13).

$$w_{ba} = \theta_1 + \theta_{21} k^{1mujeres} + \theta_{21} k^{1varones} + \gamma Z + \theta_7 \widehat{\lambda}_i + u \quad (13)$$

Mientras que la escala de equivalencia para un hogar s con $k^{mujeres}$ niñas y $k^{varones}$ niños, respecto de un hogar de referencia en el que no hay niños, se estima de forma análoga a la ecuación 12.

5. RESULTADOS

En esta sección se presentan los resultados de las escalas de equivalencia estimadas para los dos tipos de hogares considerados (hogares de dos padres y monoparentales). Asimismo, se presentan las escalas diferenciadas por edad y género de los niños. En el Anexo se reportan las regresiones correspondientes a la primera (modelo probabilístico) y segunda (modelo lineal) etapa de cada estimación. En todas ellas, el coeficiente de interés estimado en la primera etapa (inverso del ratio de Mills) es significativo, denotando la necesidad de corregir por el problema de selección presente. Por último, se comparan las escalas obtenidas en esta investigación con aquellas obtenidas por Pace Guerrero (2013) bajo otro método de identificación y con los resultados de otros trabajos empíricos que estiman escalas de Rothbarth.

5.1. Escalas por tipo de hogar

En la Tabla 3 se reportan las escalas de equivalencia para los hogares biparentales, mientras que en la Tabla 4 las escalas para los hogares monoparentales. La incorporación al hogar de un niño en hogares de dos adultos se relaciona a un incremento del gasto total del hogar de 31%, y del 41% en hogares de un adulto. Los hogares con dos o tres hijos requieren de aumentos en el gasto proporcionalmente menores para alcanzar el mismo nivel de bienestar que si no tuvieran hijos. Al mismo tiempo, se evidencia que los valores de las escalas para los hogares monoparentales son más elevadas.

TABLA 3

ESCALAS DE EQUIVALENCIA ESTIMADAS PARA HOGARES DE DOS ADULTOS

	Dos adultos y un niño	Dos adultos y dos niños	Dos adultos y tres niños
Escala de equivalencia	1,31*** (0,39)	1,60*** (0,92)	1,89*** (0,16)
Incremento porcentual de la escala	31%	22,1%	18,6%
N	1.717	1.666	655

Fuente: Elaboración propia a base de datos de la ENGHo 2012/2013.
Nota: El hogar de referencia de las escalas es el constituido por dos adultos de hasta 65 años sin niños.
*** p < 0,01, ** p < 0,05, y * p < 0,1. Errores estándar estimados por el método delta entre paréntesis.

TABLA 4

ESCALAS DE EQUIVALENCIA ESTIMADAS PARA HOGARES DE UN ADULTO

	Un adulto y un niño	Un adulto y dos niños	Un adulto y tres niños
Escala de equivalencia	1,41*** (0,09)	1,86*** (0,25)	2,40*** (0,54)
Incremento porcentual de la escala	41,3%	31,8%	29,2%
N	403	253	96

Fuente: Elaboración propia a base de datos de la ENGHo 2012/2013.
Nota: El hogar de referencia de las escalas es el constituido por un adulto de hasta 65 años sin niños.
*** p < 0,01, ** p < 0,05, y * p < 0,1. Errores estándar estimados por el método delta entre paréntesis.

5.2. Escalas por edad y sexo

El costo de los niños puede ser distinto según sus características. En la Tabla 5 se presentan las escalas estimadas para los hogares de dos adultos y un adulto con distinto número de niños, considerando los 5 años como corte relevante de edad, mientras que en el Tabla 6 se presentan las escalas considerando la composición de género de los niños del hogar.

Los resultados sugieren que los gastos destinados a bienes de adultos experimentan una mayor reducción si los niños pertenecen al tramo superior de edad, mientras que las mujeres suponen una reducción mayor que los varones en idéntico tramo de edad.

De la comparación de las estimaciones surge una observación, relacionada con el costo de los niños, que describe un comportamiento de gastos en los hogares bastante plausible. De acuerdo con las escalas estimadas, una pareja de adultos que tuviera

TABLA 5

ESCALAS DE EQUIVALENCIA ESTIMADAS SEGUN EL GRUPO ETARIO

Cantidad de niños > 5 años	Cantidad de niños ≤ 5 años	Escala de equivalencia	
		Hogares de dos adultos	Hogares de un adulto
1	0	1,26*** (0,41)	1,39*** (0,10)
0	1	1,23*** (0,04)	1,45*** (0,13)
1	1	1,66*** (0,11)	2,46*** (0,55)
2	0	1,49*** (0,09)	1,81*** (0,28)
0	2	1,43*** (0,08)	1,97*** (0,40)
2	1	2,09*** (0,23)	4,14** (1,98)
1	2	2,05*** (0,22)	4,45* (2,46)
3	0	1,71*** (0,15)	2,30*** (0,57)
0	3	1,62*** (0,13)	2,64*** (0,92)

Fuente: Elaboración propia a base de datos de la ENGHo 2012/2013.

Nota: El hogar de referencia de las escalas es el constituido por dos o un adulto, respectivamente, de hasta 65 años sin niños. *** p < 0,01, ** p < 0,05, y * p < 0,1. Errores estándar estimados por el método delta entre paréntesis.

TABLA 6

ESCALAS DE EQUIVALENCIA ESTIMADAS SEGUN EL SEXO

Cantidad de niñas	Cantidad de niños	Escala de equivalencia	
		Hogares de dos adultos	Hogares de un adulto
1	0	1,25*** (0,04)	1,35*** (0,10)
0	1	1,25*** (0,04)	1,42*** (0,12)
1	1	1,67*** (0,11)	2,27*** (0,44)
2	0	1,47*** (0,09)	1,71*** (0,27)
0	2	1,46*** (0,08)	1,90*** (0,34)
2	1	2,09*** (0,23)	3,50** (1,40)
1	2	2,09*** (0,22)	3,78** (1,64)
3	0	1,68*** (0,14)	2,10*** (0,52)
0	3	1,67*** (0,14)	2,48*** (0,73)

Fuente: Elaboración propia a base de datos de la ENGHo 2012/2013.

Nota: El hogar de referencia de las escalas es el constituido por dos o un adulto, respectivamente, de hasta 65 años sin niños. *** p < 0,01, ** p < 0,05, y * p < 0,1. Errores estándar estimados por el método delta entre paréntesis.

3 niños, gastaría 89,91% más que si no los tuvieran, pero si los 3 fueran menores de 5 años, los requerimientos descenderían al 62,62% de gastos adicionales. Por el contrario, la mezcla de edades disminuiría la posibilidad de economías de escala en

los gastos de forma que, 2 niños en primaria (mayores de 5 años) y uno en preescolar, implicaría un costo equivalente a 109,57% adicional al correspondiente a los dos adultos. De la misma forma, la diferencia de sexo de los niños también atenta contra las economías de escala, mientras que 3 niñas implican un costo adicional para una pareja de 68,64%, dos niñas y un varón aumentan ese costo a 109,76%.

Se observan diferencias en el costo de los niños según el rango etario de los niños. En los hogares monoparentales los gastos destinados a bienes de adultos experimentan una mayor reducción si los niños pertenecen al tramo inferior de edad. Asimismo, los niños varones suponen una reducción mayor que las mujeres en idéntico tramo de edad.

5.3. Comparación de escalas

En la Tabla 7 se comparan las escalas asociadas al costo de los niños con las obtenidas por Pace Guerrero (2013) con encuestas de gasto pero bajo otro enfoque de identificación¹⁰. Si bien no es posible realizar una comparación exacta entre los métodos, porque se utilizaron encuestas correspondientes a distintos años y se estimaron escalas considerando distintos cortes de edad, se observa que las escalas obtenidas en este trabajo resultan inferiores. Esto resulta evidencia a favor de la hipótesis de Tsakloglou (1991), según este, el método de Rothbarth subestima las escalas de equivalencia.

TABLA 7
COMPARACION DE ESCALAS ESTIMADAS EN ARGENTINA

	Barten 96-97	Barten 04-05	Rothbarth 12-13		
	1 niño		1 niño	2 niños	3 niños
0 a 2 años	1,01	1,04	0,23	0,42	0,61
3 a 5 años	0,95	1,18			
6 a 9 años	1,03	0,86	0,25	0,48	0,70
10 a 14 años					

Fuente: Elaboración propia.
Nota: Las escalas Barten son las estimadas por Pace Guerrero (2013) con datos de la ENGHo 1996/97 y 2004/05, respectivamente. Las escalas de Rothbarth se corresponden con las estimaciones obtenidas para el hogar de dos adultos con la ENGHo 2012/13.

¹⁰ Otros trabajos empíricos han obtenido escalas de equivalencia para Argentina. Sin embargo, dichas estimaciones han sido realizadas para distintos tipos de hogares representativos, de modo que no es factible diferenciar en ellas el costo relativo de los niños del costo relativo de los adultos. Esto dificulta la comparación con las escalas de Rothbarth, en tanto solo permiten capturar el costo de los niños.

A los efectos de comparar los resultados de las escalas de Rothbarth estimadas en este trabajo con las reportadas en otros trabajos que utilizaron el mismo modelo, se incluye la Tabla 8.

TABLA 8
COMPARACION DE ESCALAS ESTIMADAS PARA VARIOS PAISES.
MODELO DE ROTHBARTH

Referencias	Año de los datos	País	Escala		
			1 niño	2 niños	3 niños
Este trabajo (hogares biparentales) Schulte (2007) ⁽¹⁾	2012/13	Argentina	1,31	1,60	1,89
	1993	Alemania Occidental	1,21	1,38	1,53
Lancaster y Ray (1998) ⁽²⁾	1984/88-89	Australia	1,15	1,32	1,52
Alonso y Mancero (2011) ⁽³⁾					
	1996	Argentina	2,38		2,49
	2003	Bolivia	2,51		2,92
	2002	Brasil	2,46		2,75
	2007	Chile	2,49		2,85
	2007	Colombia	2,40		2,57
	2003	Ecuador	2,57		3,13
	2006	Guatemala	2,53		2,98
	2004	Honduras	2,63		3,38
	2006	México	2,61		3,31
	2005	Nicaragua	2,52		2,95
	2007	Panamá	2,51		2,91
	2003	Perú	2,59		3,23
	1998	R. Dominicana	2,50		2,90
	2006	Uruguay	2,28		2,19

Notas: (1) La formulación del modelo es la utilizada en el presente trabajo y los bienes de adulto incluyen indumentaria de hombres y mujeres, bebidas alcohólicas y joyas. (2) La estimación se realizó con otra forma funcional y considerando como bienes de adultos solo ropa. Los valores son más altos considerando como bien de adulto, los gastos de educación de los adultos. (3) Estos autores estiman una forma funcional para obtener el número de adultos equivalentes y los miembros adultos valen 1, a su vez reportan los casos de hogares con 1, 3 y 5 niños. El trabajo considera ropa y calzado como bienes de adulto. Considera niños a los menores de 18 años. Se incluyeron solo los países en donde los parámetros fueron significativos y se informa el modelo de mejor comportamiento.

Es importante mencionar que los resultados no son estrictamente comparables debido a que las estimaciones no son homogéneas en cuanto a su forma funcional y al tipo de bienes de adulto considerado. Asimismo, ninguno de los trabajos reportados tiene en cuenta la edad y el género de los niños. No obstante ello, el costo de los niños es menor en los países de mayor desarrollo como Alemania y Australia, en

concordancia con las observaciones de Deaton (1997) acerca del comportamiento más inelástico de la demanda de bienes de adulto en estos países.

Respecto de los países latinoamericanos, las estimaciones de Alonzo y Mancero (2011) indican un costo marginal para el primer niño dentro de un rango 28%-73% y para el tercero la mayoría de los valores se corresponden con un costo adicional de 10 a 25% del presupuesto del hogar. En términos del presente trabajo, los mismos valores resultan 31% y 18,6%, respectivamente.

6. CONCLUSIONES

El objetivo de este trabajo consiste en estimar el costo derivado de la incorporación de niños al hogar para Argentina bajo el método propuesto por Rothbarth (1943), focalizando en hogares de dos padres y monoparentales.

Las escalas de equivalencia estimadas son más altas a medida que se incorporan más niños al hogar. Sin embargo, se observa evidencia de economías de escala en el consumo de la familia; a medida que aumenta la cantidad de niños en el hogar, las escalas se incrementan en una proporción cada vez menor.

Asimismo, el costo de los niños es mayor para los hogares monoparentales. En principio, esto se asocia al menor nivel de ingreso promedio de hogares conformados por un único adulto. Suponiendo que ambos tipos de hogares enfrentan a los mismos precios, los bienes y servicios destinados a los niños representan una participación en el presupuesto del hogar mayor para hogares conformados por un adulto.

Los resultados evidencian que las escalas de equivalencia correspondientes a una misma cantidad de niños en el hogar difieren en función del sexo y la edad de los niños. Si los niños en un mismo hogar pertenecen a rangos etarios diferentes –según sean menores o mayores de cinco años– o son de distinto sexo, los costos que enfrenta el hogar para mantener el bienestar de referencia serán más elevados. Estas diferencias se relacionan posiblemente con la presencia de economías de escala en el consumo de las familias. El hecho que los niños tengan edades similares o sean del mismo sexo, implica la posibilidad de compartir juegos, útiles y usar ropa de sus hermanos. Siempre más hijos estarán asociados a mayores gastos aunque no aumentarán en la misma proporción, el primero será más costoso que el segundo y este más que el tercero. Esa proporción será tanto menor cuanto más similares sean las necesidades y requerimientos de los niños.

Asimismo, mientras que los niños de mayor edad son los proporcionalmente más caros para el hogar conformado por una pareja, los de menor edad son los relativamente más costosos para el hogar con un solo adulto a cargo. Parece razonable que en los hogares de dos padres los niños de mayor edad tengan mayores requerimientos específicos asociados, por ejemplo, a su educación en comparación con los niños pequeños. Este efecto puede ser más fuerte si consideramos que muchos de los niños de familias biparentales, que poseen un ingreso relativamente más alto que las monoparentales,

asisten a colegios privados. Por su parte, en hogares monoparentales, caracterizados por tener menor ingreso en promedio, resulta razonable que un niño pequeño implique gastos más altos (especialmente en pañales o en ciertos requerimientos esenciales que requieren mayor presupuesto), en tanto los niños de mayor edad posiblemente reciban parte de su alimentación en el colegio o subsidios para la compra de útiles escolares en escuelas públicas.

Por último, se evidencia que las niñas son relativamente más caras para el hogar de una pareja mientras que los niños lo son para el hogar monoparental. Una posible explicación puede relacionarse con la “discriminación” en términos de gasto (Deaton, 1989), es decir, las preferencias redistributivas de los padres al interior del hogar de acuerdo con el género de los hijos. En este caso, debido a que la mayoría de los hogares monoparentales están conformados por jefas mujeres, las madres podrían tener una mayor preferencia en el gasto hacia los niños, reasignando más de su propio consumo. Por su parte, en los hogares de dos padres las preferencias de los adultos podrían estar más balanceadas o contrarrestarse, dependiendo del proceso de negociación entre la pareja. Sin embargo, no es posible afirmar esto sin adoptar un enfoque que modele la distribución de recursos intrahogar, considerando las preferencias individuales y el poder de negociación de cada integrante de la familia.

Finalmente, a partir de estos resultados se pueden proponer algunas recomendaciones que podrían ser de utilidad para el diseño de políticas focalizadas en las familias con niños. En primer lugar, que cualquier programa de ayuda que se implemente con destino a hogares vulnerables debería considerar especialmente a los hogares a cargo de un único miembro adulto. En segundo lugar, que el número de niños en el hogar, teniendo en cuenta edades y género diferentes, implican requerimientos también diferentes que tendrían menos posibilidades de compartirse, aumentando los gastos necesarios para garantizar un mínimo de bienestar aceptable para todos los hogares.

También es importante agregar que las escalas de Rothbarth, así como las estimadas en esta investigación, en concordancia con la hipótesis que sostiene que subestiman “el verdadero valor” de equivalencia en términos de bienestar, resultan efectivamente menores que las escalas calculadas por expertos. En ese sentido, las escalas de Rothbarth podrían suministrar mínimos valores entre un rango posible de equivalencias a considerar, de forma que cualquier compensación monetaria que se acordara debería al menos ser mayor que el piso asignado por estos valores.

REFERENCIAS

- ALONZO, H. y X. MANCERO (2011). “*Escalas de equivalencia en los países de América Latina*”. CEPAL. Chile.
- BARGAIN, O. y O. DONNI (2012). “Expenditure on children: A Rothbarth-type method consistent with scale economies and parents’ bargaining”. *European Economic Review*, 56(4), pp. 792-813.
- BARGAIN, O.; O. DONNI y P. KWENDA (2014). “Intrahousehold distribution and poverty: Evidence from Cote d’Ivoire”. *Journal of Development Economics*, 107, pp. 262-276.

- BERGES, M. (2010). “*Estimación de escalas de equivalencia para Argentina*”. Tesis de Doctorado, Universidad Nacional de La Plata. Argentina.
- BERGES, M. (2011). “Escalas de equivalencia y cambios en el nivel de bienestar de los hogares de la ciudad de Buenos Aires”. *Revista de Economía Política de Buenos Aires*, 5(9-10), pp. 41-90.
- BETSON, D. M. y J. MUELLBAUER (2004). “*Poverty equivalence scales: adjustment for demographic differences across families*”. In National Research Council Workshop on Experimental Poverty Measures. Estados Unidos.
- BLACKORBY, C. y D. DONALDSON (1988). “Money metric utility: A harmless normalization?” *Journal of Economic Theory*, 46(1), pp. 120-129.
- BROWNING, M.; P.A. CHIAPPORI y A. LEWBEL (2013). “Estimating consumption economies of scale, adult equivalence scales, and household bargaining power”. *Review of Economic Studies*, 80(4), pp. 1267-1303.
- CHIAPPORI, P. A. (1988). “Rational household labor supply”. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp. 63-90.
- CHIAPPORI, P. A. (1992). “Collective labor supply and welfare”. *Journal of political Economy*, 100(3), pp. 437-467.
- CHIAPPORI, P. A. (2016). “Equivalence versus indifference scales”. *The Economic Journal*, 126 (592), pp. 523-545.
- COULTER, F.; F. COWELL y S. JENKINS (1992). “Equivalence scales relativities and the extent of inequality and poverty”. *The Economic Journal*, Vol. 102(414), pp. 1067-1082.
- DE VOS, K. y M.A. ZAIDI (1997). “Equivalence Scale Sensitivity of Poverty Statistics for the Member States of the European Community”. *Review of Income and Wealth*, Vol. 43(3), pp. 319-334.
- DEATON, A. (1997). “*The analysis of household surveys: a microeconomic approach to development policy*”. The World Bank. Estados Unidos.
- DEATON, A. S.; J. RUIZ-CASTILLO y D. THOMAS. (1989). “The influence of household composition on household expenditure patterns: theory and Spanish evidence”. *Journal of Political Economy*, 97(1), pp. 179-200.
- DEATON, A. y J. MUELLBAUER (1980). “*Economics and Consumer Behavior*”. Cambridge University Press. 2da Edición
- ECHEVERRIA, L. y M. BERGES (2015). “Equivalencias entre gastos de subsistencia para hogares tipo de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires”. *FACES*, 21(44), pp. 27-48.
- ECHEVERRIA, L.; M. MENON; F. PERALI y M. BERGES (2019). “*Intra-Household Inequality and Child Welfare in Argentina*”. Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales. CEDLAS Working Paper Series, N° 241
- GRONAU, R. (1988). “*Consumption technology and the intrafamily distribution of resources: adult equivalence scales reexamined*”. *Journal of Political Economy*, 96(6), pp. 1183-1205.
- GROOTAERT, C. (1982). “*The conceptual basis of measures of household welfare and their implied survey data requirements*”. Development Research Dept., N° 19, World Bank. Estados Unidos.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICAS Y CENSOS (2013). “*Encuesta Nacional de Gastos de los Hogares 2012/2013*”. Resumen metodológico. Argentina.
- LANCASTER, G. y R. Ray (1998). “Comparison of alternative models of household equivalence scales: The Australian evidence on unit record data”. *Economic Record*, 74(224), pp. 1-14.
- LAZEAR, E. P. y R. T. MICHAEL (1980). “Family size and the distribution of per capita income”. *American Economic Review*, 70, pp. 91-107.
- LEWBEL, A. (1989). “Household equivalence scales and welfare comparisons”. *Journal of Public Economics*, 39(3), pp. 377-391.
- LEWBEL, A. (2003). “Calculating compensation in cases of wrongful death”. *Journal of Econometrics*, 113(1), pp. 115-128.
- MANCERO, X. (2001). “Escalas de equivalencia: Reseña de conceptos y métodos”. *Serie Estudios Estadísticos y Prospectivos*. 8. Publicación de las Naciones Unidas, División de Estadística y Proyecciones Económicas. Chile.
- NELSON, J. A. (1992). “Methods of estimating household equivalence scales: an empirical investigation”. *Review of Income and Wealth*, 38(3), pp. 295-310.

- PACE GUERRERO, I. (2013). "Escalas de Barten, ¿qué nos dicen los datos de consumo acerca de las escalas de equivalencia entre los hogares argentinos?" *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política*. Argentina
- ROTHBARTH, E. (1943). "Note on a method of determining equivalent income for families of different composition". In *Appendix IV in War-Time Pattern of Saving and Expenditure* by Charles Madge, University Press, Cambridge.
- SCHULTE, J. N. (2007). "*Equivalence scales: identification and estimation*". Doctoral dissertation, Freie Universität Berlin. Alemania.
- TSAKLOGLOU, P. (1991). "Estimation and comparison of two simple models of equivalence scales for the cost of children". *The Economic Journal*, 101(405), pp. 343-357.

ANEXO

En la Tabla A.1 se presentan los resultados de las estimaciones correspondientes a la primera y segunda etapa de la submuestra de los hogares compuestos por dos adultos, mientras que en la Tabla A.2 se presentan los resultados de ambas etapas correspondientes a los hogares compuestos por un adulto. Asimismo, en las Tablas A.3 y A.4, se reportan para cada tipo de hogar, respectivamente, los resultados correspondientes a la segunda etapa de las estimaciones que diferencian por grupo etario y género de los niños.

TABLA A.1

ESTIMACIONES PARA HOGARES CON DOS ADULTOS

Variab	Primera etapa Modelo probit	Segunda etapa Modelo lineal
Presencia de niños	0,126*** (0,048)	—
Ln (cantidad de niños + 1)	—	−0,032*** (0,002)
1 si pertenece a los quintiles 1 o 2	−1,295*** (0,073)	—
1 si pertenece a los quintiles 3 o 4	−0,541*** (0,069)	—
Inversa del ingreso	—	10,34* (5,687)
1 si pertenece al Gran Bs As	0,251*** (0,077)	0,002 (0,004)
1 si pertenece a la región Patagónica	−0,216*** (0,053)	0,002 (0,003)
1 si el jefe tiene educación primaria	0,277*** (0,060)	—
1 si el jefe tiene educación secundaria	0,218*** (0,052)	—
1 si la jefa del hogar es mujer	0,120** (0,055)	0,009*** (0,003)
Cantidad de ocupados	0,050 (0,037)	0,005** (0,002)
Lambda (IMR)	—	0,045*** (0,009)
Constante	1,423*** (0,092)	0,093*** (0,005)
AIC		−4857,9
BIC		−4732,44
N		5,996

Fuente: Estimación propia a base de datos de la ENGHo 2012/2013.

Nota: En el modelo probit la variable dependiente toma el valor 1 si el hogar gasta en bienes adultos. En el modelo lineal la variable dependiente es la participación de los bienes de adulto en el gasto total. El modelo lineal es estimado por máxima verosimilitud. *** p < 0,01, ** p < 0,05, y * p < 0,1. Errores estándar entre paréntesis.

TABLA A.2

ESTIMACIONES PARA HOGARES CON UN ADULTO

Variables	Primera etapa Modelo probit	Segunda etapa Modelo lineal
Presencia de niños	0,124* (0,074)	—
Ln (cantidad de niños + 1)	—	−0,054*** (0,007)
1 si pertenece a los quintiles 1 o 2	−1,264*** (0,084)	—
1 si pertenece a los quintiles 3 o 4	−0,629*** (0,070)	—
Inversa del ingreso	—	12,06** (5,06)
1 si pertenece a la región Patagónica	−0,252*** (0,073)	−0,017*** (0,006)
1 si la jefa del hogar es mujer	−0,388*** (0,067)	−0,019*** (0,005)
1 si el jefe de hogar está ocupado	0,252*** (0,068)	0,014** (0,006)
1 si el jefe usa transporte público	0,117* (0,061)	—
Lambda (IMR)	—	0,026* (0,016)
Constante	1,414*** (0,090)	0,128*** (0,008)
AIC		−807,50
BIC		−712,34
N	2,861	

Fuente: Estimación propia a base de datos de la ENGHo 2012/2013.

Nota: En el modelo probit la variable dependiente toma el valor 1 si el hogar gasta en bienes adultos. En el modelo lineal la variable dependiente es la participación de los bienes de adulto en el gasto total. El modelo lineal es estimado por máxima verosimilitud. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, y * $p < 0,1$. Errores estándar entre paréntesis.

TABLA A.3

ESTIMACIONES POR GRUPO ETARIO Y SEXO. HOGARES CON DOS ADULTOS
(SEGUNDA ETAPA)

Variab	Grupos de edad Modelo lineal	Género Modelo lineal
Cantidad de ocupados	0,005** (0,002)	0,004*(0,0026)
Ln (cantidad de niños > 5 años+ 1)	-0,027*** (0,003)	-
Ln (cantidad de niños ≤ 5+ 1)	-0,025*** (0,003)	-
Ln (cantidad de niñas + 1)	-	-0,027*** (0,003)
Ln (cantidad de niños + 1)	-	-0,026*** (0,003)
Inversa del ingreso	10,09* (5,69)	10,29* (5,693)
1 si pertenece al Gran Bs. As.	0,003*** (0,004)	0,002 (0,004)
1 si pertenece a la región Patagónica	0,002 (0,003)	0,002 (0,003)
1 si la jefa del hogar es mujer	0,010*** (0,003)	0,010*** (0,003)
Lambda (IMR)	-0,044*** (0,009)	0,044*** (0,009)
Constante	-0,091*** (0,005)	0,092* (0,005)
AIC	-4847,82	-4850,82
BIC	-4713,86	-4716,86
N	5,996	

Fuente: Estimación propia a base de datos de la ENGHo 2012/2013.
Nota: El modelo lineal es estimado por máxima verosimilitud. La variable dependiente es la participación de los bienes de adulto en el gasto total. *** p < 0,01, ** p < 0,05, y * p < 0,1. Errores estándar entre paréntesis.

TABLA A.4

ESTIMACIONES POR GRUPO ETARIO Y SEXO. HOGARES CON UN ADULTO
(SEGUNDA ETAPA)

Variab	Grupos de edad Modelo lineal	Género Modelo lineal
1 si el jefe de hogar está ocupado	0,013** (0,006)	0,014** (0,006)
Ln (cantidad de niños > 5 años+ 1)	-0,052*** (0,008)	-
Ln (cantidad de niños ≤ 5+ 1)	-0,057*** (0,011)	-
Ln (cantidad de niñas + 1)	-	-0,048*** (0,010)
Ln (cantidad de niños + 1)	-	-0,055*** (0,009)
Inversa del ingreso	12,09** (50,47)	11,97** (50,56)
1 si pertenece a la región Patagónica	-0,017*** (0,006)	-0,017*** (0,006)
1 si la jefa del hogar es mujer	-0,020*** (0,005)	-0,020*** (0,005)
Lambda (IMR)	0,029* (0,015)	0,027* (0,015)
Constante	0,128*** (0,008)	0,128*** (0,008)
AIC	-813,54	-811,67
BIC	-712,44	-710,57
N	2,861	

Fuente: Estimación propia a base de datos de la ENGHo 2012/2013.
Nota: El modelo lineal es estimado por máxima verosimilitud. La variable dependiente es la participación de los bienes de adulto en el gasto total. *** p < 0,01, ** p < 0,05, y * p < 0,1. Errores estándar entre paréntesis.

CICLICIDAD DE LA POLITICA FISCAL EN ECUADOR

CYCLICALITY OF FISCAL POLICY IN ECUADOR

SEGUNDO CAMINO-MOGRO*

ESAI Business School – Universidad de Especialidades Espíritu Santo; Superintendencia de Compañías, Valores y Seguros del Ecuador y Ecuadorian Political Economy Lab (EPEL)

LUIS FELIPE BRITO-GAONA**

Facultad de Ciencias Empresariales de la Universidad Técnica de Machala
y Grupo de investigación Global Plus

Resumen

Este artículo encuentra nueva evidencia empírica respecto de la ciclicidad de la política fiscal en Ecuador entre 1982 y 2018, adicionalmente se divide el análisis en antes y después de la dolarización. Se utiliza los métodos de Mínimos Cuadrados Ordinarios y Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos y se estimaron los coeficientes de ciclicidad para un set de variables fiscales como: tasa de crecimiento real del gasto del gobierno, consumo del gobierno, gasto de capital del gobierno, ingresos no petroleros y balance primario. Los resultados muestran que la política fiscal es procíclica pero proporcionalmente menor a las fluctuaciones del PIB solo en la tasa de crecimiento real del consumo del gobierno, mientras que en el resto de variables no se encontró evidencia robusta.

Palabras clave: *Política fiscal, ciclicidad, Ecuador.*

Clasificación JEL: *E62; H50; H60.*

* Autor de correspondencia. Investigador Asociado de ESAI Business School – Universidad de Especialidades Espíritu Santo; Ecuadorian Political Economy Lab (EPEL) y Director Nacional de Investigación y Estudios de la Superintendencia de Compañías, Valores y Seguros del Ecuador. E-mail: scaminom@supercias.gob.ec; segundo.camino@gmail.com

** Ph.D en Análisis Económico y Estrategia Empresarial por la Universidad de La Coruña, España. Profesor de la Facultad de Ciencias Empresariales de la Universidad Técnica de Machala, Campus El Cambio. 070150, El Oro. Ecuador. Grupo de investigación Global Plus. E-mail: lbrito@utmachala.edu.ec

*** Los autores agradecen los comentarios del Editor de la revista y de los revisores anónimos que han permitido mejorar invaluablemente el documento.

Abstract

This article finds new empirical evidence on the cyclicality of fiscal policy in Ecuador between 1982-2018, additionally, the analysis is divided into before and after dollarization. The Ordinary Least Squares and Dynamic Ordinary Least Squares methods were used and the cyclical coefficients were estimated for a set of fiscal variables such as: real growth rate of government spending, government consumption, government capital spending, non-revenue oil and primary balance. The results show that fiscal policy is pro-cyclical but proportionally less than GDP fluctuations only in the real growth rate of government consumption, while in the other variables no robust evidence was found.

Keywords: *Fiscal Policy, Cyclicity, Ecuador.*

JEL Classification: *E62, H50, H60.*

1. INTRODUCCION

Toda nación, cualquiera que sea su sistema económico, tiene movimientos cíclicos que se hacen evidentes en los indicadores macroeconómicos que muestran la volatilidad que sufren los países, esto es debido a factores internos o externos, por tanto, el funcionamiento de la economía no es lineal, ni continuo, ni equilibrado; al contrario, se caracteriza por un movimiento cíclico que sucede mediante fases de expansión y contracción, aceleración y desaceleración de la producción.

La política fiscal tiene efectos estabilizadores si, por medio del sistema de impuestos y transferencias, consigue que la renta disponible del sector privado fluctúe en menor proporción que la renta nacional, a lo largo del ciclo económico. En su función productora de servicios, la política fiscal tiene efectos estabilizadores si, en las operaciones de inversión y consumo, consigue que las fluctuaciones de la demanda nacional sean menores que las fluctuaciones de la demanda del sector privado a lo largo del ciclo económico, contribuyendo a sostener la demanda nacional en fases de recesión y a limitar su crecimiento en fases de expansión.

Según Blanchard *et al.* (2012), la política fiscal no es más que la elección de los impuestos y manejo del gasto por parte de un gobierno. Es una herramienta que el gobierno posee para determinar el nivel de impuestos (ingresos) y consumo (gastos) que desea tener para influir en el nivel de producción. Sin embargo, la discusión de qué tan influyente es esta herramienta en la demanda agregada aún es un tema de debate entre los hacedores de política pública y el mundo académico.

Asimismo, Cottarelli *et al.* (2014) mencionan que los responsables de la política fiscal se han enfrentado a un entorno extraordinariamente desafiante en los últimos

años. Al comienzo de la crisis financiera mundial, el Fondo Monetario Internacional (FMI) abogó por primera vez por una expansión fiscal en todos los países capaces de permitírselo, una aparente desviación del consenso sostenido entre los economistas que la política monetaria esté por encima de la política fiscal, aunque fue la respuesta adecuada a las fluctuaciones en la actividad económica. Desde entonces, el FMI ha enfatizado que la velocidad del ajuste fiscal debe estar determinada por las circunstancias específicas de cada país.

Además, Furman (2016) indica que la nueva visión de la política fiscal son cinco: 1. La política fiscal a menudo es beneficiosa para una política anticíclica efectiva como complemento de la política monetaria. 2. El estímulo fiscal discrecional puede ser muy efectivo y en algunas circunstancias puede incluso fortalecer la inversión privada. 3. El espacio fiscal es mayor de lo que generalmente se aprecia porque el estímulo puede pagarse solo o puede tener un costo menor de lo que sugerirían las estimaciones generales; los países tienen más espacio hoy que en el pasado; y el estímulo se puede combinar con una consolidación a largo plazo. 4. Un estímulo más sostenido si es en forma de inversiones, dirigidas efectivamente, expanden la oferta agregada. 5. Puede haber mayores beneficios al emprender acciones fiscales coordinadas en todos los países.

Mientras que Musgrave (1959) indicó que para examinar el papel de política fiscal utilizando la clasificación de las finanzas públicas en sus tres funciones son: estabilización económica, asignación y redistribución. Además mencionó que la función de estabilización (o anticíclica) se refiere a la habilidad de la política fiscal para suavizar las fluctuaciones económicas a corto plazo y brinda apoyo a la demanda agregada en los malos tiempos para aliviar presiones inflacionarias y el riesgo en los buenos tiempos. La función de asignación corresponde a la provisión de bienes públicos y servicios de la manera más eficiente al centrarse en cómo la política fiscal puede contribuir al crecimiento a mediano y largo plazo. La función de redistribución se refiere a las formas en que los gobiernos pueden afectar la distribución del ingreso y riqueza con medidas fiscales y de gasto.

La política fiscal según Taylor (2000) puede estabilizar la demanda interna y minimizar las fluctuaciones económicas, ya sea por la operación automática de estabilizadores o mediante medidas discrecionales de estas políticas. La estabilización automática surge del sistema fiscal que naturalmente varía con los cambios en la actividad económica, en cambio, la política fiscal discrecional implica cambios activos en los gastos y las políticas fiscales en respuesta al ciclo económico.

La renuencia a utilizar una política fiscal discrecional para la estabilización, refleja cuatro consideraciones generales: el tiempo relativamente largo que toma medidas fiscales para ser implementadas y tener un impacto en la economía; la dificultad de revertir un estímulo fiscal; tendencia de los gobiernos a gastar ingresos inesperados en los buenos tiempos, dejando insuficientes amortiguadores para financiar políticas expansivas en los malos tiempos; y la creencia de que los mercados pueden recompensar la disciplina fiscal y que, en algunos casos, la consolidación fiscal podría ser expansivo durante la crisis financiera mundial (Blanchard *et al.*, 2010).

La postura fiscal de las economías latinoamericanas y de muchas en desarrollo ha mantenido un carácter procíclico que ha jugado un papel importante en la inestabilidad que se observan en estas, a diferencia de lo que sucede en los países desarrollados que utilizan su política fiscal para atenuar las presiones del ciclo económico. Ramírez (2006) demuestra que la prociclicidad ha llevado al deterioro de las condiciones de bienestar del país al no poder mantener un ritmo de crecimiento sostenido, que se ve continuamente sometido a altibajos que tienen un costo importante para la sociedad, al disminuir la cantidad de empleos formales y, con ello, la oportunidad de contar con servicios de seguridad social. Ante tal eventualidad, se esperaría que las demandas sociales obligaran a un gasto público mayor que rompiera con la disciplina fiscal, sin que hasta el momento se haya dado, no porque no se incremente el gasto social, sino porque el mismo es objeto de una disminución en otros sectores que también son importantes.

También, López *et al.* (2009) menciona que los diferentes países de América Latina se deben preocupar por hacer más efectiva la recaudación, direccionar los gastos y ganar credibilidad en los contribuyentes. Lo que quiere decir, deben asumir una actitud más dinámica en la intervención durante las diferentes etapas del ciclo, teniendo en cuenta que, en términos generales, los componentes son muy volátiles al entorno económico. Además, señala que los países que contaron con una política fiscal contracíclica, pueden hacer de esta un estabilizador automático. Hacer bien la tarea en materia fiscal, trae consigo importantes beneficios en los períodos de recesión.

Según la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL, 2007) menciona que a pesar de la importancia del tema, existe poco consenso. Existen múltiples trabajos que revelan la naturaleza procíclica de la política fiscal en América Latina. Pero resulta muy difícil generalizar, pues si bien en algunos países las políticas fueron procíclicas en la década de 1990, en la mayoría han sido claramente contracíclicas, con reducciones del peso de la deuda pública en épocas de bonanza y aumento en escasez, es decir, la política fiscal tiende a ser asimétrica, lo que generó en el pasado un abultamiento de la deuda pública. En general, se acepta que el déficit es legítimo, e incluso necesario, en períodos de crisis; pero la prédica de superávit en momentos de pleno empleo ha sido menos exitosa. Las autoridades fiscales siempre están dispuestas a aceptar déficit en tiempos de recesión, pero no generan excedentes cuando se producen bonanzas.

Es importante mencionar que en Ecuador como país dolarizado, solo maneja su política fiscal para sobrellevar los *shocks* negativos que sufre la economía. Además, según Álvarez (2006), indica que debido a los continuos déficits fiscales que ha tenido Ecuador en los últimos años, la comprobación de la sostenibilidad de la política fiscal se ha convertido en un tema preocupante, ya que estos persistentes déficits no podrán ser mantenidos por siempre. Se debe constatar que los programas de gastos del gobierno sean consistentes con la posibilidad de obtener ingresos mediante impuestos u otras fuentes (ingresos petroleros), sin poner en peligro los objetivos de política

económica, ni el cumplimiento de las obligaciones presentes y proyectadas. No solo es importante saber si la política fiscal es sostenible, ya que esto no significa que es la óptima, también se debe determinar qué efectos tiene en la economía, es decir, comprobar si verdaderamente cumple con su papel estabilizador.

Asimismo, un factor importante es la sensibilidad cíclica de los ingresos. Según Jiménez y Ter-Minassian (2016), los impuestos propios con alta elasticidad a los ciclos del PIB y de los precios de los *commodities*, en combinación con las restricciones de financiamiento, fomentan la prociclicidad, al caer fuertemente, durante periodos de recesión, necesitando correspondientes cortes de gasto, y crecer rápidamente, permitiendo considerables expansiones del gasto, en periodos de auge.

En este artículo se muestra cómo la tasa de crecimiento real del gasto del gobierno (GTG), consumo del gobierno (CG), gasto de capital del gobierno (GCG), ingresos no petroleros (INP) y balance primario (BP) están relacionados con una política fiscal procíclica en Ecuador desde 1982 a 2018. En este contexto, el presente trabajo aporta nueva evidencia empírica desde una perspectiva diferente, enfocando el análisis evolutivo de los *shocks* de la política fiscal, examinando si el comportamiento fiscal es efectivamente procíclico o no en Ecuador mediante el empleo de pruebas econométricas. Adicionalmente, se divide el período de estudio en antes de la dolarización y después de la dolarización, esto permite encontrar evidencia de la evolución del comportamiento cíclico de la política fiscal en un contexto donde el país tenía además de política fiscal, política monetaria y poderlo comparar con un período en donde la política monetaria es casi nula y donde el único instrumento que tiene el gobierno para sobrellevar los *shocks* macroeconómicos es la política fiscal. Finalmente, se testea asimetrías y se analiza cómo es el comportamiento cíclico de la política fiscal en épocas de auge con y sin efecto petrolero.

Las reglas fiscales vigentes en la región no abordan, en general, el tema del destino del dividendo del crecimiento, *stricto sensu*. En muchos países, las leyes de responsabilidad fiscal buscan más bien fijar techos de déficit o de deuda pública con un objetivo de sostenibilidad más que de estabilización, permitiendo una orientación procíclica de la política fiscal cuando estas metas se verifican. Así, el requisito básico, de ahorrar en tiempos de bonanza, no se cumple, y por tanto no se dispondrá de los recursos para enfrentar un deterioro del balance fiscal en tiempos de escasez.

En Ecuador, esta evidencia es escasa. Ruiz-Arranz y Díaz-Cassou (2018) encuentran que la política fiscal en Ecuador es procíclica y que no cuenta con estabilizadores automáticos efectivos que atenúen las fluctuaciones del ciclo económico. En general, la política fiscal en Ecuador tiende a ser procíclica y en los últimos años esta prociclicidad ha aumentado. Al parecer hay un consenso en que el gasto público ha sido la principal herramienta de la política fiscal y que este es procíclico respecto del PIB, sin embargo, los impuestos no tienen una conclusión clara, ya que los resultados de los autores no arrojan significancia por el efecto.

Este artículo se compone de seis partes, incluyendo esta introducción. En la segunda parte realizamos un recorrido teórico de la ciclicidad de la política fiscal y

sus efectos. Mientras que en la tercera parte se analiza la evolución de la economía en Ecuador. En la cuarta sección se detalla la metodología empleada. En la quinta sección se exponen los resultados econométricos del estudio. Al final se exponen las conclusiones.

2. CICLICIDAD DE LA POLITICA FISCAL Y SUS EFECTOS EN LA ECONOMIA

Un elemento fundamental para el buen desempeño macroeconómico es que el gobierno mantenga una posición responsable financiera y fiscalmente solvente. La sostenibilidad de las finanzas públicas y la recaudación tributaria que se realiza con políticas fiscales claras y transparentes, implica la existencia de un equilibrio entre los resultados presupuestarios futuros y el nivel de endeudamiento público, es decir, un gobierno es solvente y sostenible si prevé que podrá generar en el futuro superávit presupuestarios primarios suficientes para reembolsar la deuda pendiente de pago; la sostenibilidad de las finanzas públicas significa la posibilidad de preservar la continuidad de las políticas gubernamentales.

Los consensos acerca de la prociclicidad de la política fiscal y sus efectos, analizando a diversos autores que ha aportado diferentes posturas en esta temática, desde el trabajo seminal de Gavin y Perotti (1997) donde encuentran un marcado contraste entre las economías industriales y América Latina respecto de la ciclicidad de la política fiscal, mostrando que en esta última región esta herramienta ha sido procíclica, lo que pone en duda la aplicabilidad de la hipótesis de allanamiento de impuestos en América Latina. Mientras que Martner y Tromben (2003) en cambio detectan una cierta tendencia a la prociclicidad en una muestra de dieciocho países de América Latina, aunque esta propensión no resulta muy distinta a la de la Unión Europea.

Asimismo, Aldunate y Martner (2006), en una muestra de catorce países, obtienen una elasticidad del gasto público total respecto del PIB significativamente superior a uno en nueve casos, y una elasticidad significativamente mayor del gasto social en cinco países. Se detecta entonces, también cuando la variable examinada es el gasto público, una cierta tendencia a la prociclicidad. Bird (2006), Villela y Barreix (2002) señalan que en un contexto internacional la política fiscal son elementos que promueven el crecimiento económico y se están convirtiendo en un factor decisivo de importancia creciente para la inversión.

Toro y Lozano (2007) indican que la naturaleza de los impuestos y el gasto público para actuar como estabilizadores económicos es tal que reaccionan automáticamente a los cambios en la actividad económica; por lo que la política fiscal puede fomentar u obstaculizar el uso de estabilizadores automáticos. En cambio, Thornton (2008) sugiere que el consumo del gobierno es altamente procíclico y en muchos casos el consumo responde más que proporcionalmente a las fluctuaciones en la producción, este análisis se realizó en 37 países africanos de bajos ingresos durante 1960 y 2004.

Además, Alesina *et al.* (2008) mencionan que particularmente en los países en vías de desarrollo el gasto de gobierno como porcentaje del PIB aumenta durante un *boom* y cae en las recesiones, además que los déficits incrementan en los *booms* y decrecen en recesiones. En este sentido, Schuknecht (2000) menciona que el principal vehículo para las políticas fiscales expansivas en torno a las elecciones es aumentar el gasto público en lugar de reducir los impuestos y que la prociclicidad de la política fiscal es más pronunciada en democracias corruptas.

Lledó *et al.* (2011) en su estudio realizado en países africanos, específicamente con los patrones cíclicos de los gastos del gobierno en África subsahariana desde 1970 encuentra que los gastos del gobierno son un poco más procíclicos que en otros países en desarrollo y cierta evidencia que la prociclicidad en África ha disminuido en los últimos años después de un período de alta prociclicidad durante los años ochenta y noventa; adicionalmente, no encuentran evidencia que las instituciones políticas afecten la prociclicidad fiscal en esta región.

Respecto de economías latinoamericanas, Daude *et al.* (2011) encuentran que desde principios de los años noventa, la política fiscal discrecional ha sido procíclica en Argentina, Brasil, Costa Rica, México y Uruguay, mientras que es neutral en Chile, Colombia y Perú; además, la prociclicidad de la política fiscal discrecional se explica probablemente por la falta de acceso al crédito durante las crisis profundas, en lugar del gasto “despilfarrador”.

Akitoby *et al.* (2006) estiman elasticidades entre los distintos componentes del gasto público y el PIB para trece países de América Latina, obteniendo una elasticidad media levemente mayor que el promedio de cincuenta países en desarrollo. Sin embargo, en ocho de esos países no se detecta prociclicidad cuando la variable explicativa es el gasto corriente. En cambio, con los gastos de capital, la elasticidad es significativa en nueve casos y superior a cinco, en promedio, indicando una notable respuesta de la inversión pública a los cambios en el PIB.

Asimismo, los disensos acerca de la prociclicidad de la política fiscal y sus efectos, analizando a diversos autores que ha aportado diferentes posturas contracíclicas, se encuentra que Galí y Perotti (2003) argumentan que en los países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) los déficits presupuestarios discrecionales se han vuelto más anticíclicos en los países de la Unión Europea Monetaria (UEM) después del Tratado de Maastricht, así como en los otros países industrializados de la Unión Europea (UE) y fuera de la UE.

CEPAL (2007) afirma que las políticas fiscales contracíclicas generan ganancias en términos de bienestar, pues estabilizan el consumo, reducen la volatilidad del PIB y minimizan las distorsiones producidas por cambios impositivos continuos. Esta debe asegurar excedentes en situaciones de pleno empleo y aceptar déficit en recesiones, con un saldo promedio fijo (cuyo monto es parte de otra discusión) durante el ciclo económico.

Además, Machinea (2007) en cambio menciona que se trata de hacer política económica en función del ciclo económico, pero de una manera que reduzca la arbitrariedad y sea convincente no solo para los mercados sino fundamentalmente para

el conjunto de los ciudadanos. Para profundizar las políticas contracíclicas y lograr que sus efectos sean permanentes, un tema crucial de la agenda es perfeccionar la institucionalidad macroeconómica.

Adicionalmente, Erbil (2011) indica que si la economía está en recesión, los gastos del gobierno deberían ser aumentados y se deberían reducir los impuestos para ayudar a salir de la recesión; mientras que durante los auges económicos, el gobierno debería salvar los excedentes que surgen de la operación de los estabilizadores automáticos y, si es necesario, ir más lejos con aumentos discrecionales de impuestos o recortes de gastos. Se espera que la política fiscal tenga un patrón contracíclico por medio de los estabilizadores automáticos y los canales discrecionales, es decir un aumento del gasto público disminuiría la producción y una disminución de impuestos aumentaría la demanda agregada.

Céspedes y Velasco (2014); Barro (1979); Blanchard *et al.* (2012) mencionan que de acuerdo con la teoría económica tradicional, la política fiscal debería ser contracíclica. Los autores mencionan que si un gobierno financia una senda dada de gasto por medio de déficit, el ahorro privado aumenta en la misma cuantía en que disminuye el ahorro público, por lo que el ahorro total no varía, entonces la cantidad total que queda para inversión no resulta afectada y, por tanto, un gobierno óptimamente obtiene excedentes en tiempos de auge y déficits en tiempos de recesión que implicaría que la deuda pública aumente, aunque esto no es motivo alguno de preocupación.

Vegh y Vuletin (2015) indican que se sabe poco del comportamiento cíclico de las tasas impositivas (a diferencia de los ingresos tributarios, que son endógenos al ciclo económico y, por tanto, no pueden arrojar luz sobre el carácter cíclico de la política tributaria); los autores analizan 62 países durante el período 1960-2013, y encuentran que la política fiscal es acíclica en los países industrializados entre las tasas impositivas y el PIB, pero en su mayoría es procíclica en los países en desarrollo.

Brito-Gaona e Iglesias (2017, 2018) afirman que la inversión agregada juega un papel muy importante como dinamizador de la economía definiendo ciclos y por medio de la acumulación de capital, la tendencia de crecimiento de largo plazo. Si bien existe consenso respecto de lo anterior, se discute en diferentes ámbitos académicos y políticos el papel que debería jugar la política fiscal en este punto. A pesar de la heterogeneidad de la región, la mayoría de las economías suramericanas y centroamericanas está sufriendo una contracción cíclica de la inversión entre 1990 al 2014.

Mientras que en Ecuador Carrillo-Maldonado (2015) menciona que los resultados de la política fiscal contradicen varios análisis de Latinoamérica y además cuestiona la medida del ciclo económico y que este puede influir en los resultados obtenidos. Además indica que la política fiscal tiene especial relevancia en economías dolarizadas; de hecho, las economías dolarizadas están limitadas en una parte de su caja de herramientas: la política monetaria; esto ha llevado a que Ecuador utilice en gran medida la otra herramienta de su caja: la política fiscal, para sobrevenir los diferentes *shocks* en el ciclo económico. En cambio, Pacheco (2006) indica que la política fiscal no tiene efecto directo en los ciclos económicos.

3. EVOLUCION DE LA ECONOMIA EN ECUADOR

Con el inicio del nuevo siglo, las economías latinoamericanas experimentaron un dinamismo económico generalizado que redundó en niveles de crecimiento que superaban el de las economías desarrolladas y en el concomitante logro de mejoras en los indicadores. En ese escenario, los estudiosos del desarrollo latinoamericano se embarcaron en análisis empíricos que mostraran las diversas causas de ese cambio de rumbo económico encaminados a responder cómo traducir ese dinamismo en un cambio estructural.

Dichos análisis y propuestas ganaron todavía mayor centralidad y urgencia al calor de la última gran crisis mundial –iniciada en el 2008–, cuando aquel cuadro de dinamismo y prosperidad comenzó a deshilacharse: el crecimiento se desaceleró y el ritmo sostenido de mejoras se vio seriamente comprometido. Sin embargo, pocas fueron las respuestas acabadas que se ofrecieron para torcer esa dirección, lo que dio paso a un estado de insatisfacción por las explicaciones hasta ese entonces brindadas y por la amenaza latente para las economías latinoamericanas de encaminarse hacia una nueva oportunidad perdida.

América Latina ha transitado de un modelo de crecimiento económico más orientado hacia el mercado interno y de industrialización dirigida desde el Estado, hacia otro vinculado hacia al exterior liderado por el mercado. Los procesos de inicio, orientación específica, magnitud, consolidación y periodos críticos fueron particulares para cada economía, aunque hay numerosos elementos e hitos comunes.

Ahora bien, el peso de los diferentes factores internos y externos que desencadenaron estos procesos no fue homogéneo; hubo también algunas economías que estuvieron más alejadas de esta caracterización. Además, la nueva modalidad de crecimiento económico ha transcurrido por diferentes etapas, con mayores o menores avances en las diferentes variables e indicadores económicos (Alarco, 2017).

Ecuador no ha estado alejado de esta realidad, es por ello que se realiza un recorrido de la historia del Ecuador, que da cuenta de varios ciclos económicos transcurridos a lo largo de varios años. Si bien encontramos etapas de auge económico como el del cacao a comienzos del siglo XX o del petróleo en los años 70, también encontramos épocas de profunda recesión seguidas por agudas crisis causadas por varios factores políticos, económicos y sociales, así como la crisis financiera de 1999. Ecuador desde el año 2000 con la dolarización no posee política monetaria ni cambiaria, esto convierte a la política fiscal en el único instrumento de estabilización macroeconómica disponible, y por lo tanto vuelve relevante el análisis de la ciclicidad de esta herramienta sobre la economía justamente a que las medidas que se puedan tomar respecto del gasto público y los impuestos pueden tener influencia en el mediano y largo plazo.

Según Carvajal (2011), Ecuador tiene cuatro etapas que evidencian los indicadores de crecimiento y desarrollo, que se detallan en los siguientes párrafos. La primera, 1950-1971, o auge bananero, caracterizada por la escasez de divisas, el deterioro de

los términos de intercambio y la modificación sustancial en el manejo de la política económica. La segunda, 1972-1982, de primer auge petrolero e industrialización, ciclo caracterizado por la abundancia de divisas y crecimiento intenso impulsado tanto por la demanda interna como por la externa. La tercera etapa, 1983-1999, largo ciclo de estancamiento, marcado por la adopción de las políticas de ajuste y liberalización, por fuertes restricciones a la demanda interna y por el deterioro de condiciones de vida de la población. Y la última etapa, correspondiente al segundo auge petrolero y nuevo ciclo de abundancia de divisas, con la consiguiente recuperación de los ingresos de sectores populares, al impulso de las remesas de la población emigrante al exterior. Solo desde 2007 se modifica la política de apertura y de servicio de la deuda externa, a la vez que se recupera el poder de planificación, regulación y control estatal.

A partir de 1965, Ecuador presenta un crecimiento acelerado hasta mediados de los años 70, período que fue marcado por el *boom* petrolero. Los principales factores que explicaron el crecimiento en este período fueron el consumo y la formación bruta de capital fijo de acuerdo con los datos del Banco Central del Ecuador (BCE) recopilados en el estudio de Gachet, *et al.* (2009). Entre 1972 y 1973 se observó una orientación fuerte hacia las exportaciones, las mismas que fueron las que contribuyeron relativamente más a la composición del PIB. Esto se explica como resultado de las ventas del petróleo crudo en los mercados internacionales y el incremento de divisas por las exportaciones del crudo.

A partir de 1978-79 se observa una reducción acelerada de la tasa de crecimiento económico, el mismo que llega a su punto más bajo en 1987. Esta reducción se origina por la denominada “crisis de la deuda” cuyos mecanismos de incidencia se resumen en la falta de liquidez en el sector productivo a favor del pago de la deuda para financiar el excesivo consumo nacional, y en la caída de los precios del petróleo, principal recurso de la economía ecuatoriana. En esta década, la política pública se concentró en la estabilización macroeconómica de corto plazo y en el control de la inflación. La restricción a las importaciones fue la principal política adoptada por los diferentes gobiernos.

A principios de los ochenta se interrumpió el crecimiento sostenido de los países latinoamericanos logrado en las tres décadas anteriores. En estos años se abre el ciclo de las pérdidas constantes ocasionadas por varias causas, entre ellas, la reducción de la demanda mundial de productos de exportación, en particular de bienes agrícolas y de minerales; una modificación adversa de los términos de intercambio, y un aumento en las obligaciones de pago de amortizaciones e intereses de la deuda acumulada, cuya carga se agudizó por la flotación de las tasas de interés a niveles extraordinariamente altos desde 1980. Este fue el largo período de predominio, casi absoluto, de las políticas de estabilización del FMI y del denominado “monetarismo para economías abiertas”.

Entre 1982 y 1983 se dieron diversas reformas comerciales que impactaron en el conjunto de la economía. Respecto del régimen de tasa de cambio, se introdujeron las minidevaluaciones y en relación con la cuenta de capital se reguló la inversión

extranjera directa mediante el Acuerdo 24 del Pacto Andino. Asimismo, se renegoció la deuda con los bancos comerciales y el Club de París y se nacionalizó (sucretización) la deuda del sector privado. En el sector financiero se mantuvieron tasas de cambio fijas y en el sector fiscal hubo un corte en el gasto y aumento de los precios de la energía controlados por el Estado. No hubo una reforma fiscal relevante, más bien existió un control de precios internos y subsidios a bienes básicos.

Los años noventa están marcados por la política de liberalización comercial y desregulación del mercado financiero, dentro de los cánones del denominado Consenso de Washington. La liberalización comercial con la expedición de la Ley de Reforma Arancelaria en 1990, para reducir drásticamente los aranceles, y cuando se promulgan las leyes de maquila, de contrato a tiempo parcial y zonas francas, todas ellas orientadas a impulsar el comercio con el exterior. Se completa la apertura con la Ley de Instituciones Financieras (1994), que liberó totalmente el mercado financiero y abrió el flujo de capitales con el exterior, posteriormente derivó la peor crisis financiera que sufrió Ecuador en 1999, con el denominado feriado bancario.

A pesar de las medidas adoptadas en Ecuador, se observaron constantes déficits fiscales y de cuenta corriente que respondían primordialmente a las variaciones del precio internacional del crudo. Durante la década de los 90, la tasa de crecimiento económico se mantuvo estable hasta 1997. Esta década heredó un problema fiscal importante debido a la estatización de la deuda externa privada, lo que provocó cuantiosas pérdidas del Producto Interno Bruto (PIB). La respuesta fue una política fiscal restrictiva, junto con una política cambiaria de minidevaluaciones con maxi-devaluaciones y una liberalización gradual de algunos precios internos y de tasas de interés. La cuenta de capital fue plenamente liberalizada en 1992 con la Ley de Liberalización de Flujos de capital e Inversión, de igual forma se dieron iniciativas hacia la privatización de las empresas públicas y la eliminación de algunos subsidios como al combustible.

En 1997-1998 Ecuador tuvo que enfrentar nuevas crisis exógenas: una caída de los precios del petróleo y el desastre natural causado por el fenómeno del Niño. Según Vos (2001), el costo directo de la caída de los precios del crudo ascendió al 1% del PIB en 1997 y a 2,7% en 1998, y las pérdidas provocadas por el fenómeno del Niño se estimaron en 1,1% del PIB. Esto ocasionó que el déficit no financiero del sector público ascendiera a 6,1% del PIB y el déficit externo a 11,9% en 1998. La restricción de la política fiscal y el congelamiento de los salarios nominales se retomaron como medidas de ajuste. Los subsidios al gas natural y a la electricidad fueron eliminados y como medida de compensación se propuso un programa de transferencias denominado “Bono Solidario”.

Estos problemas se profundizaron, los precios del petróleo no se recuperaron y el sistema financiero entró en crisis. La respuesta del gobierno fue incrementar las tasas de interés para impedir una salida de los capitales internacionales, pero esto ocasionó una crisis del crédito interno y puso al sector bancario con una gran insolvencia y en estado de pánico. Entre febrero y marzo de 1999, ocho bancos fueron declarados en

quiebra y para evitar un mayor problema bancario se congelaron los depósitos de los bancos por un período de 6 meses.

La inflación se aceleró hasta alcanzar niveles del 65% a finales de 1999. El ajuste del nuevo sistema de tipo de cambio rígido significó una inflación del 95,5% como consecuencia del reajuste del tipo de cambio nominal y del precio de los servicios administrativos y de los principales bienes y servicios nacionales (BCE, 2000). Como salida a la crisis suscitada en los últimos años, el gobierno, en enero de 2000, implementó como única salida la dolarización de la economía ecuatoriana.

Ecuador puso en marcha, a partir del 2000, un plan macroeconómico. Una de las políticas pioneras fue la dolarización de la economía, la que creó el campo propicio para la dinamización del aparato productivo. Otro de los pilares para promover el crecimiento de corto plazo fue el nivel de gasto público, mejorar el recaudo tributario, las transferencias condicionales y los subsidios, por lo que el inicio del nuevo siglo vino acompañado de la recuperación de la economía ecuatoriana que creció a una tasa promedio del 4,8% entre 2000 y 2008; sin embargo, esta no benefició a la mayoría de la población, pues no dejaron de presentarse problemas en el campo de la producción y el empleo provocados por una insuficiente oferta.

La estabilidad macroeconómica alcanzada con la dolarización no tuvo una respuesta correspondiente por el lado de la producción interna, por lo que algunos de los efectos positivos de la reactivación se trasladaron al exterior mediante una expansión de las importaciones, por lo que se tuvo que realizar algunos ajustes económicos para proteger e incentivar la producción.

A partir del 2000, Ecuador recuperó su tasa de crecimiento promovida principalmente por el crecimiento de las exportaciones, la inversión y el consumo. La tasa de crecimiento promedio entre 2000 y 2009 fue 4,6% y alcanzó sus valores máximos en el 2004 (8,8%) y en 2008 (7,2%). A partir del 2006 se observa una relocalización del gasto público hacia el sector social y estratégico de la economía ecuatoriana (Brito *et al.* 2019).

La información del BCE permite apreciar la evolución de la economía ecuatoriana en el largo plazo. En los últimos años, por ejemplo, se pueden discriminar dos grandes momentos en la evolución de las actividades económicas del país. Entre enero de 2007 y junio de 2009, el PIB experimentó tasas trimestrales de crecimiento anual que fueron superiores al 1,6% y que llegaron al 4,0% como promedio para ese período. A partir de julio de 2009, sin embargo, se hizo sentir el efecto de la caída del precio internacional del petróleo. En ese mes, el barril de crudo se cotizó a un precio 48% menor al valor registrado un año antes. Desde julio hasta diciembre de 2009, el PIB tuvo una contracción en términos reales. No obstante, esta fase recesiva duró apenas unos cuantos meses.

En enero de 2010, el PIB volvió a crecer y se mantuvo con tasas positivas durante 21 trimestres consecutivos. En este nuevo lapso, la mayor tasa de crecimiento anual (8,8%) se registró entre abril y junio de 2011. A partir del segundo semestre de 2011 empeoró, y se configuró una tendencia a la desaceleración productiva. Este prolongado

período de crecimiento económico culminó a fines de junio de 2015, en momentos en los que el PIB logró mantener todavía una tasa baja, pero positiva, de expansión trimestral anual (0,2%). A comienzos del segundo semestre de 2015, y por segunda ocasión en menos de 10 años, el precio internacional de los bienes básicos afectó los resultados macroeconómicos ecuatorianos.

Inmediatamente después de que el precio internacional del barril de crudo llegó a \$ 110 en abril de 2011, se estructuró y se mantuvo una tendencia a la baja que duró 5 años consecutivos y que llegó a su nivel más bajo (\$ 30) en febrero de 2016. En este contexto, entre el último trimestre de 2015 y el primer trimestre de 2016, el PIB experimentó una reducción de 1,9% en “términos constantes”, es decir, tomando como referencia los precios existentes en 2007. En cambio, si se toma como referencia el primer trimestre de 2015, la tasa de crecimiento del PIB disminuyó a -3% en el primer trimestre de 2016. Con cualquiera de las dos medidas, la contracción del producto interno bruto ecuatoriano es la mayor experimentada desde 2007.

Ecuador desde el 2007 ha permitido imponer políticas económicas apegadas a un cuantioso gasto público, ya que al no disponer de una política cambiaria, el objetivo se centró en armar todo una estructura donde los recursos ingresen permanentemente. De esta manera, vio en la política tributaria una de las herramientas para asegurar los fondos presupuestarios. Las inversiones en salud y educación han sido históricas y el

TABLA 1

EVOLUCION HISTORICA DE LA ECONOMIA ECUATORIANA (1950-2015)

Etapas	Años	Detalle
I Auge bananero 1950 a 1971	1965 a 1970	Caracterizada por la escasez de divisas, el deterioro de los términos de intercambio y la modificación sustancial en el manejo de la política económica
II Primer auge petrolero 1972 a 1982	1972 a 1977 1978 a 1982	Crecimiento de las exportaciones Reducción del crecimiento económico
III Liberalización comercial y desregulación financiera 1983 a 1999	1983 a 1989 1990 a 1996 1997 a 1998 1999	Crisis de la deuda y caída de precios del petróleo Política de liberalización comercial y desregulación financiera Caída de precios del petróleo, fenómeno del Niño y eliminación de subsidios Feriado bancario
IV Segundo auge petrolero 2000 a 2015	2000 2001 a 2015	Dolarización de la economía Crecimiento económico, altos precios del petróleo y cambio de políticas gubernamentales para el control del Estado

Fuente: Elaboración propia a base de Carvajal (2011).

desempleo y la pobreza han disminuido, sin embargo, todo este andamiaje también ha tenido otra cara, como el importante impulso al consumo que ha desarrollado una economía con notoria presencia de importaciones. Además, los requerimientos para financiar los presupuestos anuales han obligado a incrementar la deuda externa (con China) e interna (emisión de bonos), a diseñar leyes que cada vez presionan más al sector privado, renegoció su deuda, mantiene control vía impuestos, control a la salida de divisas, entró a los mercados a regular precios, etcétera.

La pérdida del impulso de la inversión es uno de los factores clave que explican la desaceleración en la economía ecuatoriana y latinoamericana en general. Si la inversión fue un elemento crucial que contribuyó al crecimiento en el 2010 tras la crisis del 2009, su contribución al crecimiento en 2014 fue negativa. De hecho, Caballero-Urdiales y López-Gallardo (2012) indican que una evolución macroeconómica desfavorable se explica, en muy alta medida, por el lento crecimiento de la acumulación productiva y, en concreto, por el lento ritmo de expansión de la inversión; y esto lleva a formularse la pregunta de qué estrategia debería seguirse para estimular la inversión.

Mediante las finanzas públicas, Ecuador clasifica sus actividades según la obtención, manejo y aplicación de los recursos que el Estado tiene bajo su dominio, para poder realizar las diferentes actividades que ayuden al cumplimiento de sus objetivos. El país obtiene los recursos de diferentes fuentes para financiar el Presupuesto General del Estado como son los recursos petroleros y no petroleros. Dentro de los recursos no petroleros se puede encontrar, los ingresos tributarios, las contribuciones a la seguridad social, préstamos externos, entre otros.

También Ecuador clasifica sus ingresos como ingresos permanentes e ingresos no permanentes, definiendo a los ingresos permanentes como aquellos ingresos que son predecibles y que se mantienen por un tiempo, así como el Impuesto al Valor Agregado, el Impuesto a la Renta y el Impuesto a los Consumos Especiales, entre otros. Los ingresos no permanentes son aquellos que no se pueden predecir de antemano, ese es el caso del petróleo, el mismo que depende del precio del barril en el mercado, los créditos recibidos y la venta de activos, entre otros.

De acuerdo con Fernández, Parejo y Rodríguez (1995), una política fiscal expansiva –reducción de los impuestos o aumento del gasto– incrementa la demanda agregada, el ingreso nacional y el empleo. Por lo mismo, la política fiscal es un gran instrumento para la estabilidad macroeconómica y el impulso al crecimiento. Igualmente, una política de subsidios mejora el consumo y acrecienta la demanda global, aparte de potenciar la demanda de inversión del sector privado.

La política fiscal debe ser selectiva y eficiente en la asignación de recursos, pues no toda clase de gastos o impuestos tiene el mismo grado de eficacia ni promueve la actividad productiva con el mismo afecto. Como se argumenta en Jiménez (2015), la evolución de la estructura tributaria en los países de América Latina (y como no puede estar ajeno Ecuador) ha resultado, en la mayoría de los casos, en una relación muy desigual entre la imposición directa e indirecta. En este sentido, la política tributaria no solo ha fortalecido la imposición general al consumo mediante el fortalecimiento

del impuesto al valor agregado (IVA), sino que, además, la imposición a la renta se orientó a gravar básicamente los ingresos de las personas jurídicas y, en mucha menor medida, las rentas obtenidas por las personas naturales.

En términos generales, según Brito *et al.* (2019) en los últimos 45 años, Ecuador promedió una tasa de crecimiento de 1,08%. Entre 1965 y 1970 el crecimiento promedio fue 0,97% mientras que en la década de los 70 este alcanzó una tasa de 2,2%. En la década de los 80 el crecimiento económico promedió una tasa de 0,57%. Mientras que en la década de los 90 el crecimiento promedio fue del 0,44%. Finalmente, en el período postdolarización el crecimiento del PIB alcanzó una tasa media de 1,9%.

La inversión tiende a ser altamente procíclica y las expectativas de los inversores se han deteriorado durante los últimos años, afectando los planes de inversión de la economía ecuatoriana. Hay dos tipos de factores explicativos. En primer lugar, los cambios en el contexto global condujeron a condiciones externas menos favorables para Ecuador (menor demanda global, precios de las materias primas más bajos y condiciones financieras más restrictivas). En segundo lugar, existen factores internos como la incertidumbre política y la aprobación de proyectos de ley referentes a reformas estructurales, principalmente en materia de impuestos, en algunos países que pueden aplazar los planes de inversión. Si bien el segundo grupo de factores puede ser de corta duración, el primero puede resultar más persistente e influir en las perspectivas de inversión futura a medida que los agentes se adapten a condiciones externas menos favorables. La contribución de la inversión pública no fue lo bastante sólida como para compensar la reducción del componente privado; de hecho, en algunos casos lo agudizó.

A nivel mundial, según Camino-Mogro *et al.* (2018), el 2017 significó un año de leve recuperación para la inversión empresarial. Ecuador, sin embargo, tuvo un entorno complejo para la activación de esta inversión, debido a la repercusión del decrecimiento económico en el 2016, ocasionado por los bajos precios de las materias primas y apreciación del dólar americano, en donde encontró que en promedio 41,5% de la inversión empresarial total durante el período 2012-2017 corresponde a Inversión Extranjera Directa (IED). Aunque en el 2017 Ecuador tuvo dificultades en la captación de IED por parte de las empresas respecto del 2016, en donde la inversión societaria proveniente del extranjero se canalizó en el sector minería y explotación petrolera; en el 2017 el sector manufacturero tuvo mayor protagonismo y además se convirtió en el sector que más recibió IED (27%); asimismo, encontraron que a pesar de que la inversión empresarial del 2017 es menor a la del 2016, esta se encuentra en mejores niveles que la del 2013 donde la economía se encontraba en una fase de expansión.

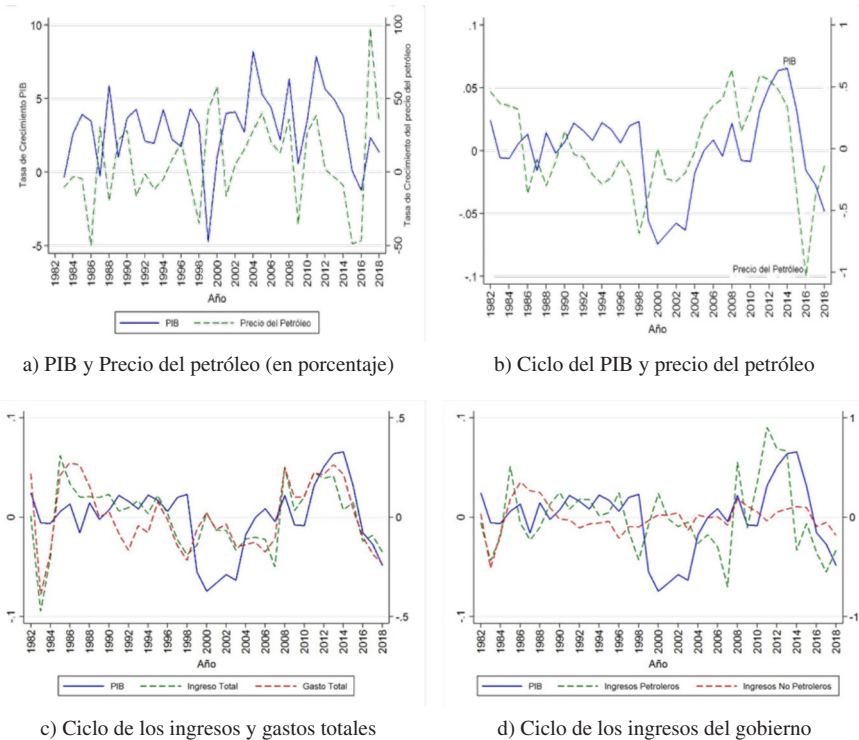
En este sentido, existen varias corrientes de pensamiento alrededor del rol e importancia que juega el gobierno en la economía. Algunos piensan que un sector público grande puede causar ineficiencias en el sistema económico, mientras que otros sostienen que la intervención pública podría ser un catalizador para el crecimiento de la economía. En este sentido, diversos autores como Levine y Renelt (1992),

Quah (1993) o Barro (1999) que se han preocupado del estudio del rol que juega esta importante institucionalidad en el crecimiento.

Teóricamente, según Viscarra-Andrade (2010), existen varios mecanismos en los que el gobierno puede intervenir e influenciar directa o indirectamente en el crecimiento económico: i) política fiscal, ii) política educativa, iii) control de la inflación, iv) procurar la estabilidad macroeconómica, v) políticas de apertura comercial, vi) desarrollo financiero, vii) factores institucionales, entre otros. Las grandes diferencias conceptuales presentes en los enfoques hacen bastante complicado entender cuáles son realmente los factores determinantes del crecimiento en una economía. Además, la mayoría de las veces, las conclusiones que se obtienen de la aplicación teórica no se contrastan con la realidad.

FIGURA 1

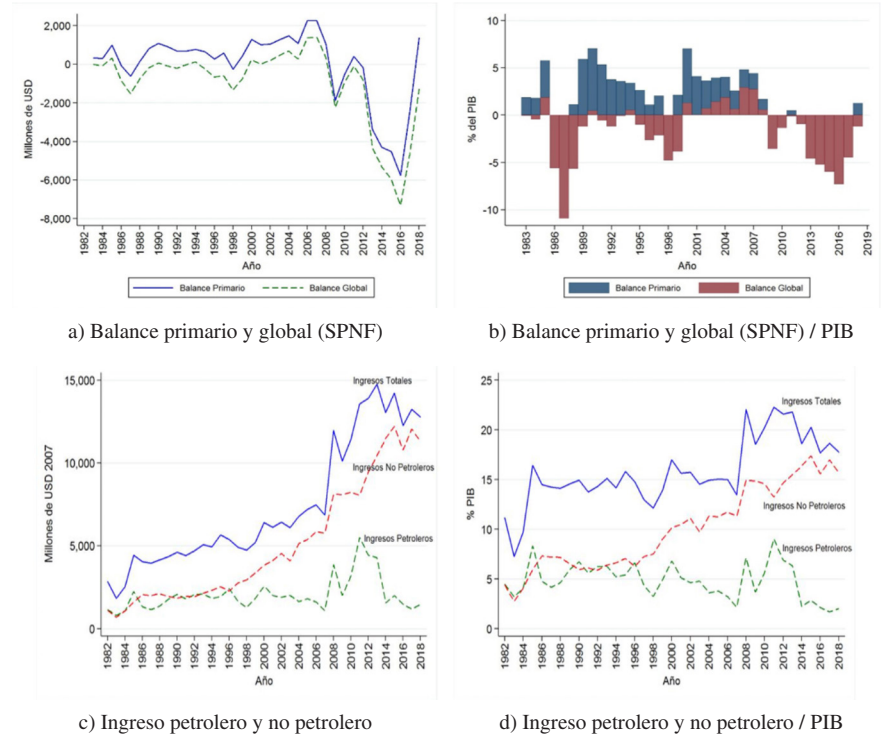
INGRESOS, GASTOS DEL GOBIERNO Y PRECIO DEL PETROLEO



Fuente: Banco Central del Ecuador y Statista para el precio promedio anual del petróleo.
Elaboración: Los autores.

En la Figura 1 se puede evidenciar cómo están altamente interrelacionados el crecimiento del PIB y el precio del petróleo, aunque en los últimos años el PIB está creciendo por debajo del crecimiento del petróleo. En el panel b) se puede observar cómo el ciclo del PIB está correlacionado con el ciclo del precio del petróleo, lo que evidencia una prociclicidad entre ambas variables, además, se muestra que existe un retardo en el efecto del precio del petróleo y el PIB, específicamente desde el 2011 y que, en los dos últimos años, la relación es contraria. Finalmente, en el panel c) y d) se muestra el ciclo del PIB y los ingresos y gastos totales del gobierno, así como los ingresos petroleros y no petroleros; los ingresos y gastos totales son altamente procíclicos junto con el PIB, aunque, entre 1998 y 2004 se muestran contracíclicos. También se observa que el ciclo del gasto total del gobierno es mayor que el de ingresos

FIGURA 2
INGRESOS Y BALANCE DEL ECUADOR 1982-2018



Fuente: Banco Central del Ecuador. Notas: las variables en USD se encuentran a dólares constantes del 2007.

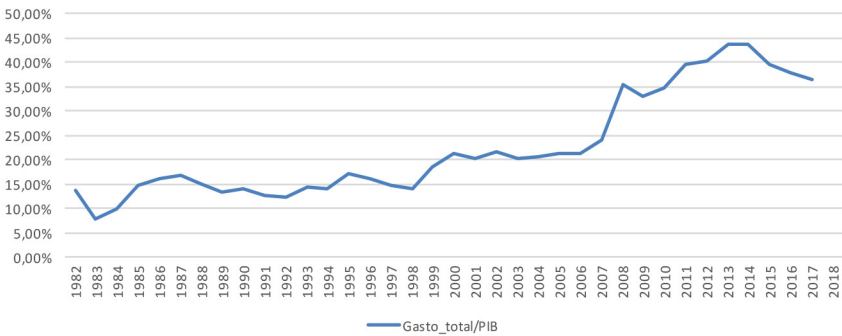
Elaboración: Los autores.

totales y que el primero es más procíclico respecto del PIB, algo ya mencionado por Pacheco (2006) y Ruiz-Arranz y Díaz-Cassou (2018). Por el lado de los ingresos no petroleros, se muestra que son procíclicos con el PIB, pero en una menor medida que los ingresos petroleros, en otras palabras, los impuestos al parecer no tienen mayor influencia en el ciclo del PIB.

En el panel c) y d) de la Figura 2 se muestra la composición de los ingresos del gobierno divididos en petroleros y no petroleros; desde 1982, Ecuador ha tenido una tendencia creciente en ingresos no petroleros, presentó pequeñas disminuciones en el 2015 y 2018, aunque antes del 2012 estos ingresos representaban menos del 15% del PIB; luego de esto representaban alrededor del 17% y en el 2018 su representación cayó alrededor del 15,5%, la historia es un poco diferente con los ingresos petroleros, y aunque Ecuador es un país exportador de este producto, no tiene capacidad de decisión respecto de su precio, solo en el 2011 estos ingresos superaron más de 5.000 millones de USD de 2007, la cifra más alta desde 1982, esto ocasionado por el alto precio internacional del barril de petróleo, que luego en el 2013 y 2014 cayó ubicándose a niveles del 2007 y en el 2018 con una ligera recuperación, adicionalmente, la participación de los ingresos petroleros sobre el PIB tuvo su punto más alto en el 2011 con alrededor del 10% y su punto más bajo con alrededor del 2% en el 2017.

FIGURA 3

EVOLUCION DEL GASTO TOTAL COMO PORCENTAJE DEL PIB (1982-2018)



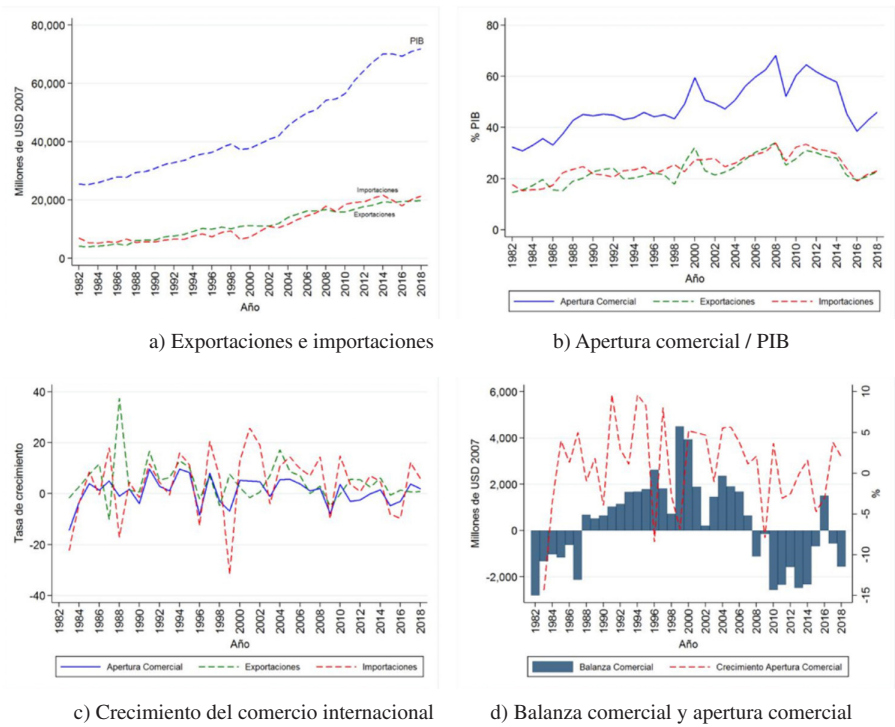
Fuente: Banco Central del Ecuador.
Elaboración: Los autores.

La Figura 3 nos muestra la evolución del gasto total ecuatoriano, marcando una tendencia creciente. Se evidencia al año 1983 con el porcentaje más bajo de gasto total realizado en el país, llegando a su más alto nivel en los años 2013 y 2014. Es importante

recaltar que desde el 2000, desde la dolarización de la economía ecuatoriana, luego de una década anterior marcada por la inestabilidad política y económica, el país se recupera y el gasto total como porcentaje del PIB sufre un aumento sostenido en los años posteriores. Puntualmente, en el 2006 el gasto total respecto del PIB pasó de 20% en promedio, a 38% en promedio hasta el 2018.

FIGURA 4

COMERCIO INTERNACIONAL DEL ECUADOR 1982-2018



Fuente: Banco Central del Ecuador. Notas: las variables en USD se encuentran a dólares constantes del 2007.

Elaboración: Los autores.

En el contexto de comercio internacional de Ecuador desde 1982 a 2018, la Figura 4 muestra la evolución de las exportaciones e importaciones, balanza comercial y su crecimiento. En el panel a) se observa cómo las exportaciones e importaciones han tenido una tendencia creciente; mientras que en el panel b) se tiene la participación de

estos dos agregados macroeconómicos sobre el PIB, además de la apertura comercial sobre el PIB, se observa una participación de alrededor del 23% en promedio de las exportaciones e importaciones; en la última década las importaciones han participado más sobre el PIB que las exportaciones, solo en el 2016 las exportaciones tuvieron mayor participación sobre el PIB que las importaciones; también se muestra que la apertura comercial tiene una participación promedio sobre el PIB en 50%, con su punto más alto en el 2007 seguido del 2011, finalmente desde el 2016, la apertura comercial se recupera de una caída desde el 2012.

4. UN MODELO SIMPLE PARA ECUADOR

En esta sección se propone un modelo simple para analizar la ciclicidad de la política fiscal en Ecuador durante 1982-2018. Se explica detalladamente la especificación econométrica y los datos que se emplean para el análisis. La especificación se deriva de modelos propuestos por otros autores tanto para países en vías de desarrollo, petroleros y productores de *commodities*, como para países desarrollados. Adicionalmente, se analiza la ciclicidad de la política fiscal en Ecuador antes y después de la dolarización.

4.1. Especificación empírica y data

En esta subsección definimos la especificación del modelo propuesto respecto de la ciclicidad de la política fiscal siguiendo a los modelos empíricos desarrollados por: Gavin y Perotti (1997), Alesina *et al.* (2008), Thornton (2008), Lledó *et al.* (2011), Erbil (2011) y otros autores, con ciertas modificaciones. Por lo que el modelo que se estima para encontrar si la política fiscal es procíclica, contracíclica o acíclica en Ecuador es el siguiente:

$$\Delta(\log(Fiscal_t)) = \alpha + \beta \Delta(\log(PIB_t)) + \gamma \Delta(\log(Fiscal_{t-1})) + \theta \Delta(\log(AC_t)) + \rho \Delta(\log(PDP_t)) + \delta(T_t) + Z_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Donde $Fiscal_t$ representa la variable de política fiscal o el *outcome* en el que se mide el efecto fiscal. Por lo que la variable dependiente es la tasa de crecimiento real del gasto del gobierno (GTG), consumo del gobierno (CG), gasto de capital del gobierno (GCG), ingresos no petroleros (impuestos y demás) (IN), balance primario (BP).¹

Las variables independientes o explicativas son el crecimiento real del PIB, esta es la variable clave ya que el coeficiente estimado de esta variable (β) es el parámetro

¹ Como menciona Kaminsky *et al.* (2004) y Thornton (2008), considerar variables como proporción del PIB puede generar resultados engañosos debido a que la estancia cíclica de la política fiscal puede encontrarse dominado por el comportamiento cíclico de la producción.

que determina la ciclicidad de la política fiscal en la ecuación (1). Un comportamiento procíclico de la política fiscal implica necesariamente que $\beta > 0$, en este caso un incremento de la variable $Fiscal_t$ está asociado con un repunte cíclico; mientras que si $\beta > 1$ implica una respuesta más que proporcional a las fluctuaciones de la producción, y finalmente si $\beta < 0$ muestra que la política fiscal es contracíclica. En otras palabras, β mide la elasticidad de la variable $Fiscal_t$ con respecto del crecimiento del producto (PIB).

La variable $Fiscal_{t-1}$ es la variable fiscal dependiente retardada un período que permite capturar reversión media a largo plazo del *outcome*, que es consistente con la sostenibilidad fiscal en el largo plazo (Thornton, 2008). La variable AC_t es tasa de crecimiento real de la Apertura Comercial del Ecuador, la que permite controlar posibles *shocks* externos de la economía, esta variable según Erbil (2011) es importante en economías en vías de desarrollo y en general en los países productores de petróleo debido a que el balance fiscal y la economía en general se encuentra expuesta a *shocks* de intercambio debido a la volatilidad del precio del petróleo y además de otros *commodities*. Así también, se añade una variable que captura el crecimiento del precio del petróleo PDP_t en el mercado internacional, esto para robustecer el análisis en función de ser un país fuertemente dependiente del precio de este *commodity*. Finalmente, T_t es la tendencia de tiempo, Z_t es un set de variables de control (se incluye el nivel de corrupción de un país (Corr). Alesina *et al.* (2008) argumentan que la política fiscal procíclica es más evidente en países con altos niveles de corrupción y utilizan el gasto público como herramienta para aumentar la producción en tiempos previos a elecciones; también se agrega la Productividad Total de los Factores (PTF) y ϵ_t es el término de error inobservable; t denota el periodo que va desde 1982 a 2018.

La estimación de la ecuación 1 se realiza por medio del método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos. Sin embargo, varios autores argumentan que el uso de MCO en este tipo de estimaciones pueden generar problemas de endogeneidad y proponen el uso del Método de Momentos Generalizados (GMM, por sus siglas en inglés) o el uso de variables instrumentales (Erbil, 2011). Sin embargo, otros autores como Lane (2003), Thornton (2008), Céspedes y Velasco (2014) y demás, utilizan para estimar el coeficiente que captura la ciclicidad de la política fiscal por país al MCO, en algunos casos con corrección de correlación serial de primer orden. En este caso al no ser un panel de datos no se puede utilizar el GMM o el uso de una variable instrumental válida, porque al final no solucionaría correctamente este posible problema. Este estudio al ser solo de un país, no puede compararse con los demás que muestran resultados de paneles, por lo que existe una limitación en este aspecto.

Los resultados se reportan en la Sección 5, adicionalmente se muestran estimaciones alternativas a la especificación de la ecuación 1, para observar la robustez del modelo planteado respecto de los mismos *outcomes* como por ejemplo usó el crecimiento real del PIB no petrolero en vez de usar el crecimiento del PIB real y sin usar el

precio del petróleo para capturar el efecto sin este *commoditie*. También se realizaron estimaciones usando el ciclo de todas las variables de la ecuación 1 y capturado con el componente cíclico propuesto por Hodrick y Prescott (1997).

Los datos que se utilizan en este estudio se han obtenido del Banco Central del Ecuador (BCE)² de las cuentas nacionales del sector real y del sector fiscal. Además, los datos acerca de corrupción han sido obtenidos a partir del Índice de Percepción de Corrupción (CPI, por sus siglas en inglés) que se encuentra entre 0 y 100, mientras más cercano a 0, la percepción de la sociedad respecto de la corrupción del Estado es mayor, y viceversa. También se utilizan datos de la Productividad Total de los Factores (PTF) que han sido obtenidos desde el Penn World Table.

En el Cuadro 1 se muestran las correlaciones de las variables que se analizan para determinar la ciclicidad de la política fiscal en Ecuador. La tasa de crecimiento real del gasto total del gobierno (GTC) está relacionada de forma positiva y significativa con la tasa de crecimiento real del gasto de capital del gobierno (GCG) y los ingresos no petroleros (INP); su relación con la tasa de crecimiento del PIB y el precio del petróleo (PDP) es positiva pero no es significativa.

Por el lado de la tasa de crecimiento real del consumo del gobierno (CG), este se encuentra relacionado con el retardo del crecimiento del gasto total del gobierno (RGTC), el retardo del crecimiento del gasto de capital del gobierno (RGCG), el retardo del crecimiento del consumo del gobierno (RCG), la tasa de crecimiento del PIB y el retardo del crecimiento de los ingresos no petroleros (RINP) de manera positiva y significativa; mientras que de forma negativa y significativa con el crecimiento del balance primario y su retardo (DF y RDF).

La tasa de crecimiento real del gasto de capital del gobierno (GCG) se encuentra relacionada positiva y significativamente con la tasa de crecimiento de los ingresos no petroleros (INP); y esta última con la tasa de crecimiento real del PIB. Mientras que el balance primario (BP) se encuentra negativa y significativamente relacionada con el retardo del gasto total del gobierno, consumo del gobierno y gasto de capital del gobierno, resultados muy esperados ya que su relación es inversa.

5. RESULTADOS

En los Cuadros 2, 3 y 4 se muestran los principales resultados obtenidos a partir de la estimación de la ecuación 1. Se estimó los coeficientes de ciclicidad para todas las variables $Fiscal_t$ que son: la tasa de crecimiento real del gasto del gobierno (GTG), consumo del gobierno (CG), gasto de capital del gobierno (GCG), ingresos no petroleros (INP), balance primario (BP).

² Todos los datos obtenidos del BCE se encuentran en dólares reales de 2007, para ello se usó el deflactor del PIB para su transformación.

CUADRO 1
MATRIZ DE CORRELACIONES

	$\Delta \log(GTG))$	$\Delta \log(CG))$	$\Delta \log(GCG))$	$\Delta \log(INP))$	$\Delta \log(BP))$	$\Delta \log(PIB_t))$	$R \Delta \log(GTG))$	$R \Delta \log(CG))$	$R \Delta \log(GCG))$	$R \Delta \log(INP))$	$R \Delta \log(BP))$	$\Delta \log(AC))$	Corr	$\Delta \log(PDP))$
$\Delta \log(GTG))$	1													
$\Delta \log(CG))$	0,0694	1												
$\Delta \log(GCG))$	0,746	-0,0557	1											
$\Delta \log(INP))$	0,789	0,0894	0,480	1										
$\Delta \log(BP))$	0,0394	-0,490	-0,0139	0,0701	1									
$\Delta \log(PIB_t))$	0,274	0,357	0,175	0,364	-0,0149	1								
$R \Delta \log(GTG))$	-0,0592	0,506	-0,136	-0,136	-0,665	0,0789	1							
$R \Delta \log(CG))$	-0,0401	0,362	-0,120	-0,0876	-0,714	-0,0441	0,915	1						
$R \Delta \log(GCG))$	-0,0558	0,501	-0,199	-0,0923	-0,633	0,0254	0,977	0,898	1					
$R \Delta \log(INP))$	RBP	0,460	-0,0940	-0,142	-0,607	0,0674	0,984	0,869	0,945	1				
$R \Delta \log(BP))$	-0,123	-0,398	0,0311	-0,111	0,660	-0,106	-0,669	-0,775	-0,654	-0,620	1			
$\Delta \log(AC))$	0,0578	0,526	0,0735	-0,105	-0,467	0,142	0,844	0,644	0,808	0,870	-0,416	1		
Corr	-0,345	0,0783	-0,377	-0,169	-0,355	-0,0968	0,567	0,719	0,633	0,448	-0,482	-0,0617	1	
$\Delta \log(PDP))$	0,282	0,127	0,104	0,0209	0,166	0,121	0,0184	-0,0491	-0,0104	0,0803	0,0646	0,122	-0,105	1

Nota: GTG: Gasto Total del Gobierno; CG: Consumo del Gobierno; GCG: Gasto de Capital del Gobierno; INP: Ingresos No Petroleros; BP: Déficit o Superávit Primario.
PIB: Tasa de crecimiento del PIB; AC: Apertura Comercial; PDP: Precio promedio del barril de petróleo.
Todas las variables con R, son variables retardadas un período de tiempo. Todas las variables son las tasas de crecimiento real a dólares constantes de 2007.
*p < 0,05, **p < 0,01, ***p < 0,001
Elaboración: Los autores.

Los resultados del Cuadro 2 muestran que para todas las variables $Fiscal_t$, el coeficiente (β), que es el parámetro que determina la ciclicidad de la política fiscal en la ecuación 1, es procíclica, aunque solo es estadísticamente significativo para la variable de crecimiento real del consumo del gobierno (CG), donde $\beta = 0,70$ y significativo al 5%, mientras que en el resto de variables fiscales a excepción del crecimiento del balance primario (BP) es negativo pero no estadísticamente significativo. Para este caso, donde $\beta > 0$ y $\beta < 1$, representa que en Ecuador durante 1982 y 2018, en promedio, el consumo del gobierno respondía proporcionalmente menor a las fluctuaciones del PIB.

Asimismo, el resultado negativo de $\beta = 3,75$ del crecimiento real del PIB respecto del balance primario muestra que esta variable tiene un comportamiento procíclico, e indica que cuando el PIB crece, el balance primario decrece, esto implica que los gastos pueden estar excediendo los ingresos, generó un balance negativo (déficit), sin embargo este coeficiente no es estadísticamente significativo.

CUADRO 2

CICLICIDAD DE LA POLITICA FISCAL EN ECUADOR 1982-2018
MINIMOS CUADRADOS ORDINARIOS

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$\Delta(\log(GTG))$	$\Delta(\log(CG))$	$\Delta(\log(GCG))$	$\Delta(\log(INP))$	$\Delta(\log(BP))$
$\Delta(\log(PIB_t))$	0,48	0,70**	2,84	0,80	-3,75
	(0,90)	(0,26)	(2,53)	(1,11)	(10,75)
$\Delta(\log(Fiscal_{t-1}))$	0,06	-0,13	-0,18	-0,30	0,08
	(0,19)	(0,23)	(0,23)	(0,20)	(0,28)
$\Delta(\log(AC_t))$	-0,07	0,14	-4,78*	0,79	13,91
	(1,10)	(0,44)	(2,29)	(1,12)	(11,23)
$\Delta(\log(PDP_t))$	0,20**	0,01	0,21	0,01	1,83*
	(0,09)	(0,03)	(0,18)	(0,08)	(1,03)
Controles					
Tendencia	0,00	0,00	-0,00	-0,00	0,29***
	(0,00)	(0,00)	(0,01)	(0,00)	(0,08)
PTF	0,90	-0,25	2,37	0,88	18,74
	(1,00)	(0,42)	(2,26)	(0,74)	(23,73)
Corrupción	-0,02	0,00	-0,04	-0,01	-0,11
	(0,01)	(0,00)	(0,03)	(0,01)	(0,16)
R-cuadrado	0,40	0,48	0,32	0,34	0,73

*p < 0,10, **p < 0,05, ***p < 0,01.

Elaboración: Los autores.

Cuando se usa un modelo dinámico de MCO, los resultados son similares a los obtenidos en el Cuadro 2; sin embargo, estos resultados del Cuadro 3 solo cambian el signo cuando se estudia la variable (BP), aunque no es estadísticamente significativo. Los resultados son robustos para todas las especificaciones, a excepción del BP también, cuando se analiza la ciclicidad de la política fiscal respecto del consumo del gobierno (CG) el $\beta = 0,73$ nos muestra nuevamente que la política fiscal es procíclica pero proporcionalmente menor a las fluctuaciones del PIB.

En ambos Cuadros se controla por productividad y corrupción, en los primeros resultados, ninguna de las dos variables son estadísticamente significativas; mientras que en el Cuadro 2, solo para el caso del crecimiento de los ingresos no petroleros (INP) ambas variables son estadísticamente significativas, implicando que una mejora en el indicador de corrupción (menos corrupto) está relacionado positivamente con los ingresos no petroleros; mientras que un aumento de la PTF se relaciona negativamente con INP.

CUADRO 3

CICLICIDAD DE LA POLITICA FISCAL EN ECUADOR 1982-2018
MINIMOS CUADRADOS ORDINARIOS DINAMICOS

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$\Delta(\log(GTG))$	$\Delta(\log(CG))$	$\Delta(\log(GCG))$	$\Delta(\log(INP))$	$\Delta(\log(BP))$
$\Delta(\log(PIB_t))$	0,19 (0,85)	0,73** (0,36)	0,22 (2,52)	0,80 (0,76)	8,85 (12,63)
$\Delta(\log(Fiscal_{t-1}))$	-0,13 (0,15)	-0,17 (0,29)	-0,37 (0,23)	-0,56** (0,20)	0,05 (0,36)
$\Delta(\log(AC_t))$	-0,13 (1,64)	-0,26 (0,54)	-4,07 (3,53)	0,70 (0,82)	10,21 (20,21)
$\Delta(\log(PDP_t))$	0,43** (0,08)	0,02 (0,05)	0,65** (0,23)	0,14 (0,08)	0,32 (2,28)
Controles					
Tendencia	0,01* (0,00)	0,00 (0,00)	0,01 (0,01)	0,00 (0,00)	-0,37** (0,16)
PTF	-1,45 (1,98)	-1,14 (0,79)	-2,72 (4,34)	-4,26** (1,19)	19,46 (48,28)
Corrupción	0,00 (0,01)	0,01 (0,01)	-0,00 (0,03)	0,03*** (0,01)	-0,12 (0,23)
R-cuadrado	0,71	0,62	0,54	0,77	0,78

*p < 0,10, **p < 0,05, ***p < 0,01.

Elaboración: Los autores.

Finalmente, en el Cuadro 4 se analiza por MCO la prociclicidad de la política fiscal utilizando el crecimiento del PIB no petrolero como variable clave, y se elimina del modelo al crecimiento del precio del petróleo (PDP) para tratar de limpiar el posible efecto de este *commoditie* en la política fiscal. Los resultados son similares a los Cuadros 2 y 3, se muestra nuevamente la robustez del modelo. Al igual que en el Cuadro 2, todas las variables $Fiscal_t$ el coeficiente (β) muestra una política fiscal procíclica, aunque solo es estadísticamente significativo para la variable de crecimiento real del consumo del gobierno (CG), donde $\beta = 0,72$ y significativo al 5 %, mientras que en el resto de variables fiscales a excepción del crecimiento del balance primario (BP) es positivo pero no estadísticamente significativo. Nuevamente, el consumo del gobierno responde proporcionalmente menor a las fluctuaciones del PIB no petrolero.

CUADRO 4

CICLICIDAD DE LA POLITICA FISCAL EN ECUADOR 1982-2018
MINIMOS CUADRADOS ORDINARIOS DINAMICOS (SIN EFECTO PETROLERO)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$\Delta(\log(GTG))$	$\Delta(\log(CG))$	$\Delta(\log(GCG))$	$\Delta(\log(INP))$	$\Delta(\log(BP))$
$\Delta(\log(PIBNOPetro_t))$	0,57	0,72**	1,30	0,58	-2,37
	(1,64)	(0,29)	(2,59)	(1,10)	(10,80)
$\Delta(\log(Fiscal_{t-1}))$	-0,01	0,07	-0,13	-0,37*	0,10
	(0,27)	(0,20)	(0,25)	(0,21)	(0,25)
$\Delta(\log(AC_t))$	0,65	-0,14	-2,92	0,85	21,94
	(1,23)	(0,42)	(2,13)	(1,01)	(14,80)
Controles					
Tendencia	0,00	0,00	-0,00	-0,00	-0,29***
	(0,00)	(0,00)	(0,01)	(0,00)	(0,09)
PTF	0,07	-0,16	1,62	0,89	11,39
	(1,04)	(0,35)	(2,31)	(0,66)	(23,96)
Corrupción	-0,01	0,00	-0,04	-0,01	-0,05
	(0,01)	(0,00)	(0,03)	(0,01)	(0,16)
R-cuadrado	0,18	0,50	0,22	0,33	0,69

*p < 0,10, **p < 0,05, ***p < 0,01.
Elaboración: Los autores.

Adicionalmente, se estimó el modelo utilizando el componente cíclico de cada variable mediante la técnica propuesta por Hodrick y Prescott (1997) en el Cuadro 5, los resultados son muy similares tanto en significancia como en magnitud a los

resultados obtenidos en los Cuadros 2, 3 y 4. Se evidencia nuevamente que todas las variables $Fiscal_t$ el coeficiente (β) muestra una política fiscal procíclica; sin embargo, utilizando el componente cíclico de cada variable se encuentra que en esta ocasión que es estadísticamente significativa para la variable de crecimiento real del consumo del gobierno (CG), donde $\beta = 0,56$ y significativo al 5 %, para la variable de crecimiento real del gasto de capital del gobierno (GCG) donde $\beta = 6,64$ y significativo al 1% mostrando además que la política fiscal es procíclica y proporcionalmente mayor a las fluctuaciones del PIB al igual que la variable de crecimiento real del balance primario (BP) donde $\beta = -37,04$ y significativo al 1%.

Aunque Lledó *et al.* (2011) argumentan que un enfoque alternativo sería medir el PIB y el gasto público como desviaciones de sus tendencias a largo plazo mediante el uso del filtro Hodrik-Prescott para reducir la tendencia de la serie original, pero las deficiencias de dicho filtro para aproximar la producción potencial son bien

CUADRO 5

CICLICIDAD DE LA POLITICA FISCAL EN ECUADOR 1982-2018
MINIMOS CUADRADOS ORDINARIOS DINAMICOS
CON EL FILTRO DE HODRICK Y PRESCOTT

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$\Delta(\log(GTG))$	$\Delta(\log(CG))$	$\Delta(\log(GCG))$	$\Delta(\log(INP))$	$\Delta(\log(BP))$
$\Delta(\log(PIB_t))$	1,14	0,56**	6,64***	1,22	-37,04***
	(0,97)	(0,25)	(1,92)	(0,84)	(12,20)
$\Delta(\log(Fiscal_{t-1}))$	0,47**	0,75***	0,41*	0,07	0,01
	(0,18)	(0,16)	(0,20)	(0,21)	(0,21)
$\Delta(\log(AC_t))$	-1,65	-0,23	-6,05	-1,20	33,39*
	(1,60)	(0,24)	(3,62)	(0,87)	(16,04)
$\Delta(\log(PDP_t))$	0,21***	0,03	0,18	0,08	0,22
	(0,08)	(0,02)	(0,18)	(0,06)	(1,90)
Controles					
Tendencia	-0,00	0,00	-0,01	0,00	-0,30***
	(0,00)	(0,00)	(0,01)	(0,00)	(0,06)
PTF	-0,10	-0,21	-1,25	-0,27	29,96
	(0,86)	(0,27)	(2,15)	(0,92)	(33,25)
Corrupción	-0,01	0,00	-0,03	-0,01	0,02
	(0,01)	(0,00)	(0,03)	(0,01)	(0,22)
R-cuadrado	0,72	0,92	0,69	0,43	0,76

p < 0,10, **p < 0,05, ***p < 0,01.

Elaboración: Los autores.

conocidas, particularmente en países en desarrollo y que en muchos casos se prefiere eliminar las tendencias utilizando la primera diferencia (como se ha realizado en los resultados de los Cuadros 2, 3 y 4) en lugar de utilizar una técnica de tendencia que requiere suposiciones ligeramente más opacas. Sin embargo, se presentan los resultados utilizando la técnica de Hodrick y Prescott (1997) para mostrar nuevamente la robustez de los resultados.

Los resultados obtenidos van en línea con lo obtenido por otros autores como por ejemplo: Erbil (2011) durante el período 1991-2009 encuentra que el consumo del gobierno es procíclico con un $\beta = 0,72$ para los países en vías de desarrollo y productores de petróleo, también encuentra que el gasto total del gobierno es procíclico con un $\beta = 0,56$, el ingreso no petrolero también es procíclico con un $\beta = 0,71$, el gasto de capital del gobierno es procíclico con un $\beta = 1,34$ y el balance primario no petrolero con un $\beta = -3,70$; Céspedes y Velasco (2014) para los períodos 1970-1985 y 1995-2009 encuentran para Ecuador que el gasto del gobierno y el balance fiscal son procíclicos aunque no son estadísticamente significativos, mientras que los ingresos totales del gobierno son contracíclicos pero tampoco son significativos. Finalmente, Klemm (2014) encuentra para Ecuador que entre 1990 y 2012, el crecimiento del balance primario fue procíclico con un $\beta = -0,48$; mientras que Vegh (2018) encuentra que el gasto total del gobierno en Ecuador es procíclico entre 1970-2017 y que aumentó en la última década, usó un análisis simple de correlaciones.

También, se testea un quiebre estructural en la economía ecuatoriana que se dio en el 2000: cambio de moneda (dolarización) y limitación de la política monetaria por pérdida de moneda propia.³ Este *shock* es completamente exógeno, porque supone la adecuación de una nueva moneda circulante en el país sin previa socialización ante la sociedad y sin previo aviso. En este sentido, se divide el periodo de estudio en un antes (1983-1999) y después de la dolarización (2000-2018) y se testea la ciclicidad de la política fiscal en Ecuador en estos dos períodos respecto de las variables fiscales ya mencionadas anteriormente.

El Cuadro 6 muestra los resultados obtenidos de la ciclicidad de la política fiscal. Para el período comprendido entre 1983-1999 se encuentra que solo el consumo del gobierno y el balance primario eran procíclicas aunque estadísticamente no significativos a los valores estándar, mientras que el gasto total del gobierno y el consumo de capital del gobierno tenían un comportamiento contracíclico aunque estadísticamente no significativos. Luego de la dolarización en Ecuador, período 2000-2018, los resultados muestran que todas las variables fiscales que se analizan son procíclicas dado que $\beta > 0$ y en el caso del balance primario $\beta < 0$. Por el lado del consumo del gobierno se muestra que esta variable es procíclica dado que $\beta = 0,69$ y nuevamente se encuentra que el consumo del gobierno responde proporcionalmente menor a las fluctuaciones

³ Para una mayor explicación del proceso de cambio de moneda, causas y consecuencias véase: Vera-Gilces *et al.* (2020) y Camino-Mogro y Armijos-Bravo (2018).

CUADRO 6

CICLICIDAD DE LA POLITICA FISCAL EN ECUADOR ANTES Y DESPUES
DE LA DOLARIZACION
MINIMOS CUADRADOS ORDINARIOS DINAMICOS

Período 1983-1999					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$\Delta(\log(GTG))$	$\Delta(\log(CG))$	$\Delta(\log(GCG))$	$\Delta(\log(INP))$	$\Delta(\log(BP))$
$\Delta(\log(PIB_t))$	-2,43	0,16	-2,86	-2,38	-2,23
	(1,68)	(0,39)	(3,84)	(2,28)	(18,19)
$\Delta(\log(Fiscal_{t-1}))$	-0,01	-0,28	0,03	-0,18	0,63**
	(0,21)	(0,24)	(0,27)	(0,34)	(0,23)
$\Delta(\log(AC_t))$	0,06	0,49	-2,55	0,93	14,01
	(1,32)	(0,34)	(2,99)	(1,03)	(16,62)
$\Delta(\log(PDP_t))$	-0,05	0,01	0,08	-0,31	-1,09
	(0,13)	(0,02)	(0,26)	(0,18)	(2,01)
Tendencia	-0,01	-0,00	-0,01	-0,01	0,06
	(0,01)	(0,00)	(0,02)	(0,01)	(0,06)
R-cuadrado	0,19	0,36	0,16	0,33	0,44
Período 2000-2018					
$\Delta(\log(PIB_t))$	2,14	0,69*	8,10**	2,01	-17,11
	(1,21)	(0,44)	(3,29)	(1,38)	(14,46)
$\Delta(\log(Fiscal_{t-1}))$	0,10	0,37**	-0,03	-0,23	-0,01
	(0,25)	(0,18)	(0,26)	(0,20)	(0,34)
$\Delta(\log(AC_t))$	-0,04	-1,21**	-0,67	0,91	10,13
	(1,53)	(0,49)	(2,70)	(1,81)	(30,42)
$\Delta(\log(PDP_t))$	0,12	0,06**	-0,21	-0,04	2,60
	(0,09)	(0,03)	(0,20)	(0,10)	(1,75)
Tendencia	-0,00	-0,00	0,00	-0,00	-0,29*
	(0,01)	(0,00)	(0,01)	(0,01)	(0,14)
R-cuadrado	0,44	0,66	0,39	0,38	0,59

p < 0,10, **p < 0,05, ***p < 0,01.
Elaboración: Los autores.

del PIB, mientras que el gasto de capital del gobierno en este periodo es altamente procíclico dado que $\beta = 8,10$ mostrando así que desde la dolarización, esta variable responde más que proporcionalmente a las fluctuaciones del PIB.

En general, el Cuadro 6 nos muestra evidencia que luego de la dolarización la política fiscal se volvió más procíclica tanto en magnitud como en significancia en ciertas variables. Es importante mencionar que durante el período 2000-2018 también se encuentran dos episodios de *boom* petrolero, uno en el 2004 y el siguiente en el 2012-2014 que sin duda beneficiaron a la economía ecuatoriana. Estos resultados evidencian que la política fiscal se ha vuelto más expansiva en el último período y da síntomas de que “cuando llueve se derrama”, tal como argumentan Céspedes y Velasco (2014).

Finalmente, se testea asimetrías durante el período de estudio, puntualmente se analiza cómo cambia el comportamiento cíclico de las variables fiscales cuando ha existido un crecimiento del PIB (tiempos buenos). Para este ejercicio, se realizan dos estimaciones, el modelo base de la ecuación (1) y luego quitando el efecto petrolero. La identificación de respuestas fiscales asimétricas es importante para propósitos de políticas: si ciertas partidas de gastos aumentan en los buenos tiempos pero no caen

CUADRO 7

CICLICIDAD DE LA POLITICA FISCAL EN ECUADOR EN TIEMPOS BUENOS MINIMOS CUADRADOS ORDINARIOS DINAMICOS

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$\Delta(\log(GTG))$	$\Delta(\log(CG))$	$\Delta(\log(GCG))$	$\Delta(\log(INP))$	$\Delta(\log(BP))$
$\Delta(\log(PIB_t))$	1,74	1,06*	4,84	2,38	-1,74
$\Delta(\log(Fiscal_{t-1}))$	(1,15) 0,44	(0,49) 0,01	(3,23) 0,09	(1,39) -0,31	(15,81) 0,49*
$\Delta(\log(AC_t))$	(0,31) 0,84	(0,24) 0,25	(0,27) -4,08	(0,20) 2,17**	(0,27) 13,50
$\Delta(\log(PDP_t))$	(1,19) 0,14	(0,33) 0,01	(2,81) -0,23	(0,86) -0,02	(14,06) 4,66**
	(0,13)	(0,07)	(0,22)	(0,12)	(1,62)
Controles					
Tendencia	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,01 (0,01)	-0,00 (0,00)	-0,23** (0,09)
PTF	1,05 (1,29)	-0,08 (0,48)	0,74 (2,13)	0,74 (0,77)	17,91 (18,16)
Corrupción	-0,02 (0,01)	0,00 (0,00)	-0,03 (0,03)	-0,00 (0,01)	-0,11 (0,16)
R-cuadrado	0,39	0,54	0,44	0,54	0,82

Nota: Se considera tiempos buenos aquellos períodos donde la tasa de crecimiento del PIB es mayor a 0.

*p < 0,10, **p < 0,05, ***p < 0,01.

Elaboración: Los autores.

en los malos, tales asimetrías podrían socavar la sostenibilidad fiscal (Balassone y Kumar, 2007) y también pueden ayudar a explicar los sesgos en la composición del gasto público, o por qué las categorías específicas de gasto están perdiendo terreno en relación con otras (Izquierdo, 2016).

En el Cuadro 7 se presentan los resultados de la estimación de la ecuación (1) cuando se restringen los datos a períodos donde Ecuador tuvo un crecimiento del PIB (tiempos buenos). Se evidencia que para todas las variables $Fiscal_t$, el coeficiente (β) es positivo y por tanto es procíclica, aunque solo es estadísticamente significativo para la variable de crecimiento real del consumo del gobierno (CG), donde $\beta = 1,06$ y significativo al 10%, mientras que en el resto de variables fiscales a excepción del crecimiento del balance primario (BP) es negativo pero no estadísticamente significativo. Esta evidencia, muestra que en épocas de auge de la economía ecuatoriana, el comportamiento cíclico de la política fiscal tiende a ser más procíclico y que todas las variables fiscales responden más que proporcionalmente a las fluctuaciones del PIB, corroborando nuevamente la argumentación de que “cuando llueve se derrama” y que el consumo del gobierno crece más rápido.

CUADRO 8

CICLICIDAD DE LA POLITICA FISCAL EN ECUADOR EN TIEMPOS BUENOS
MINIMOS CUADRADOS ORDINARIOS DINAMICOS (SIN EFECTO PETROLERO)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$\Delta(\log(GTG))$	$\Delta(\log(CG))$	$\Delta(\log(GCG))$	$\Delta(\log(INP))$	$\Delta(\log(BP))$
$\Delta(\log(PIBN_{OPetro_t}))$	3,67** (1,39)	1,80*** (0,46)	6,90* (3,65)	3,85* (1,93)	-18,99 (29,52)
$\Delta(\log(Fiscal_{t-1}))$	0,17 (0,28)	-0,09 (0,15)	-0,14 (0,31)	-0,50** (0,19)	0,34 (0,29)
$\Delta(\log(AC_t))$	0,94 (1,26)	0,37 (0,31)	-3,84 (2,65)	2,31** (0,85)	15,96 (14,89)
Controles					
Tendencia	0,00 (0,00)	0,00** (0,00)	0,00 (0,01)	-0,00 (0,00)	-0,21** (0,09)
PTF	0,75 (1,02)	0,22 (0,26)	2,71 (2,32)	1,54** (0,68)	-3,01 (24,95)
Corrupción	-0,01 (0,01)	-0,00 (0,00)	-0,04 (0,03)	-0,01 (0,01)	0,01 (0,17)
R-cuadrado	0,45	0,69	0,40	0,64	0,72

Nota: Se considera tiempos buenos aquellos períodos donde la tasa de crecimiento del PIB es mayor a 0.

*p < 0,10, **p < 0,05, ***p < 0,01.

Elaboración: Los autores.

En el Cuadro 8 se elimina el posible efecto petrolero y se analiza el comportamiento cíclico en los tiempos buenos de la economía ecuatoriana. Los resultados son similares a los encontrados en el Cuadro 7, aunque en este caso las variables de crecimiento real del gasto del gobierno, gasto de capital del gobierno e ingresos no petroleros se vuelven estadísticamente significativos, mientras que el consumo del gobierno sigue siendo positivo y significativo. Esta evidencia sugiere, nuevamente, que en épocas de auge de la economía ecuatoriana, el comportamiento cíclico de la política fiscal tiende a ser más procíclico y que todas las variables fiscales responden más que proporcionalmente a las fluctuaciones del PIB. En ambos casos, los resultados muestran que en épocas de expansión económica se ha incrementado el gasto público, en concordancia con la idea de Frankel *et al.* (2013).

6. CONCLUSIONES

Este artículo encuentra evidencia empírica respecto de la ciclicidad de la política fiscal en Ecuador en el periodo comprendido entre 1982 y 2018, adicionalmente se divide el periodo de análisis en antes y después de la dolarización y se muestra la evolución de la ciclicidad de esta herramienta de política económica en estos dos periodos; finalmente, se muestra el comportamiento cíclico de la política fiscal en épocas de crecimiento económico del Ecuador. Para ello se realizó un análisis econométrico de Mínimos Cuadrados Ordinarios (dinámicos), examinando cinco variables fiscales: la tasa de crecimiento real del gasto del gobierno, consumo del gobierno, gasto de capital del gobierno, ingresos no petroleros (impuestos y demás) y balance primario.

Los resultados empíricos sugieren que todas las variables fiscales tienen un comportamiento procíclico, sin embargo, solo el consumo del gobierno es significativo. Además, esta evidencia muestra que en Ecuador durante 1982 y 2018, en promedio, el consumo del gobierno respondía proporcionalmente menor a las fluctuaciones del PIB. Cuando se divide el periodo de análisis en un antes y después de la dolarización, se encuentra que antes de la dolarización (1983-1999) el comportamiento cíclico del consumo del gobierno y del balance primario eran procíclicos pero no significativos, mientras que el gasto total del gobierno, el gasto de capital del gobierno y los ingresos no petroleros eran contracíclicos pero no significativos. Durante la dolarización, 2000-2018, el comportamiento cíclico de las variables fiscales analizadas se volvieron más procíclicas, en el caso del consumo del gobierno se encontró, nuevamente, que respondía proporcionalmente menor a las fluctuaciones del PIB, mientras que en el caso del gasto de capital del gobierno, esta variable se volvió altamente procíclica y que responde más que proporcionalmente a las fluctuaciones del PIB; mientras que el gasto total del gobierno, los ingresos no petroleros y el balance primario se volvieron más procíclicos que en el período antes de la dolarización.

En general, se encuentra que la variable de consumo del gobierno y gasto de capital del gobierno se han vuelto más procíclicas desde la dolarización. Este resultado es

consistente con la idea que al restringirse una parte de la política económica (política monetaria), la política fiscal juega un rol fundamental cuando aumenta el PIB, particularmente en el consumo del gobierno y en el gasto de capital del gobierno. Asimismo, los países en vías de desarrollo tienden a tener una política fiscal procíclica, sin embargo esto se argumenta con la idea de que “cuando llueve se derrama” y por tanto el gobierno debería dirigirse a una política fiscal contracíclica de tal forma que se pueda ahorrar en los buenos tiempos para usarlo en los malos tiempos.

También, se encontró que en épocas de auge el comportamiento cíclico de la política fiscal tiende a ser más procíclico y que todas las variables fiscales responden más que proporcionalmente a las fluctuaciones del PIB, corroborando nuevamente la argumentación de que “cuando llueve se derrama” y que el consumo del gobierno crece más rápido que en épocas de decrecimiento económico. Además, cuando se elimina el posible efecto petrolero, los resultados son similares en épocas de auge.

En términos de política pública, estos resultados son muy importantes, ya que en épocas de abundancia se debe reducir el gasto, ahorrar recursos, subir los impuestos y las tasas de interés, lo que haría sostenible el crecimiento económico; mientras tanto en épocas de crisis económicas se debería usar el dinero ahorrado para el gasto público, bajar los impuestos y las tasas de interés para controlar la recesión (contracíclico). Por su parte, Lledó *et al.* (2011) argumentan que ampliar la base de impuestos como el IVA o el impuesto de sociedades podría hacer que la recaudación de ingresos responda más al ciclo, y reforzar los estabilizadores automáticos con redes de seguridad social más integrales haría que el gasto sea más receptivo al minimizar explícitamente los costos de bienestar de las recesiones.

En este sentido, Ecuador al ser un país dependiente del petróleo y con poca diversificación de las exportaciones, particularmente de las manufactureras, enfrenta el clásico problema de la volatilidad de los precios de los *commodities* y esto puede ocasionar *shocks* en los ingresos totales, además de generar una situación en que la administración fiscal se vuelva un desafío. Entonces, ¿Qué tan bueno es una política fiscal procíclica?, la respuesta es simple, buscar objetivos de corto plazo, implica que las decisiones de gasto se las realiza para cubrir requerimientos inmediatos; según Céspedes y Velasco (2014) incrementar el gasto o disminuir impuestos es políticamente fácil, pero hacer lo opuesto es políticamente difícil.

En una economía altamente dependiente de *commodities* como Ecuador (Camino-Mogro *et al.*, 2016), es imperativo que se formulen políticas fiscales anticíclicas efectivas en los que se disminuya discrecionalmente el gasto gubernamental, puntualmente del gasto corriente y que la inversión pública y las transferencias sociales no se recorten, en aras de prevenir posibles *shocks* de los ingresos volátiles del petróleo y prevenir los ciclos de auge y recesión.

Por tanto, es importante limitar la posibilidad de un gobierno de gastar más de lo que recauda, limitar el crecimiento de la deuda pública y garantizar la sostenibilidad de las finanzas públicas, en otras palabras, el gasto público, en el transcurso del tiempo, deberá crecer más lento que la economía privada. Además, a corto plazo se

debe continuar con el ajuste fiscal gradual, al tiempo que se preservan las ganancias sociales y no ahondar en los recortes a la inversión pública, especialmente en infraestructura, esto también implica, en el largo plazo, que se construyan instituciones fiscales sólidas y ganando espacio fiscal en los buenos tiempos para usarlo en los malos tiempos (Vegh, 2018).

Las políticas contracíclicas son responsables por la menor duración e intensidad de las crisis del PIB en los países, lo que implica que cuanto más contracíclica es la política fiscal, menor es la duración de la crisis. Esto sugiere que la política fiscal contracíclica ha ayudado efectivamente a reducir la duración de las crisis en las naciones.

Disminuir una política fiscal procíclica podría ayudar a mantener un crecimiento a largo plazo y mantener la atención social que los pobres necesitan (Erbil, 2011). En este sentido, el FMI ha sido muy claro en mencionar que los grandes aumentos de gastos de la última década en sueldos y salarios han resultado difíciles de revertir, mientras que los subsidios al combustible y al gas mal orientados siguen siendo un componente importante del gasto gubernamental (IMF, 2019).

El mismo FMI ha mencionado que los subsidios a los combustibles no dirigidos son actualmente alrededor del 3 por ciento del PIB y que la reforma del subsidio se debe calcular cuidadosamente para promover la equidad y la eficiencia social. Castillo (2007) menciona que los incentivos de mantener o eliminar los subsidios a los combustibles, puede constituir un significativo mejoramiento de las condiciones de oferta, calidad y cobertura de los servicios públicos, especialmente los de educación y salud; puede significar algunos programas más de vivienda popular o más infraestructura productiva como vías de comunicación, etc. Además, puede significar el apoyo a proyectos de inversión pública que permita mejorar los ingresos de la nueva población empleada y dinamizar el consumo. Investigar estos asuntos se vuelve imperativo para tener una visión más global acerca del rol que juega no solo el PIB en el comportamiento cíclico de la política fiscal sino también cómo los subsidios en combustible, los programas sociales, la cobertura de servicios públicos y demás pueden verse afectados por la ciclicidad de la política fiscal. Finalmente, abordar las siguientes preguntas en futuras investigaciones ayudaría a los gobernantes a tomar mejores decisiones respecto de la política fiscal: ¿Qué deben hacer los gobernantes con la política fiscal si existe bonanza? ¿Debería regularse el destino de estos recursos o dejarse a la discrecionalidad de sus gobernantes? ¿Se debería gastar, invertir o ahorrar en fondos de estabilización, reducir la deuda o redistribuir este dividendo vía reducción de impuestos?

REFERENCIAS

- AKITOBAY, B.; B. CLEMENTS; S. GUPTA; y G. INCHAUSTE (2006). "Public Spending, Voracity, and Wagner's Law in Developing Countries", *European Journal of Political Economy* 22(4), pp. 908-924.
- ALARCO, G. (2017). "Ciclos distributivos y crecimiento económico en América Latina", 1950-2014. *Cuadernos de Economía* 36(72), pp. 1-42.

- ALESINA, A.; F. CAMPANTE y G. TABELLINI (2008). "Why is fiscal policy often procyclical?", *Journal of the European Economic Association* 6(5), pp. 1006-1036.
- ALDUNATE, E. y R. MARTNER (2006). "Política fiscal y protección social", *Revista de la Cepal*, 90, Diciembre.
- ALVAREZ, S. (2006). "Análisis de la Sostenibilidad de la Política Fiscal y el Efecto del Gasto Público sobre la Economía. 1994-2006", *Cuestiones Económicas* 22(3), pp. 57-89.
- BALASSONE, F. y M. KUMAR (2007). "Cyclicality of fiscal policy", en M. Kumar, y T. Ter-Minassian, *Promoting fiscal discipline*, International Monetary Found, pp. 19-35.
- BARRO, R. (1979). "On the determination of the public debt", *Journal of Political Economy* 87(5), pp. 940-971.
- BARRO, R. (1999). *Inequality, Growth, and Investment*. NBER Working Papers 7038.
- BIRD, R. (2006). *Tax Incentives for Foreign Investment in Latin America and the Caribbean: Do They Need to be Harmonized?*, ITP Paper 0601, University of Toronto.
- BLANCHARD, O.; G. DELL'ARICCIA y P. MAURO (2010). "Rethinking Macroeconomic Policy", *Journal of Money, Credit and Banking* 42 (1), pp. 199-215.
- BLANCHARD, O.; A. AMIGHINI y F. GIAVAZZI (2012). *Macroeconomía*, Pearson Educación, Madrid.
- BRITO-GAONA, L. y E. IGLESIAS (2017). "Inversión privada, gasto público y presión tributaria en América Latina", *Estudios de Economía* 44(2), pp. 5-30.
- BRITO-GAONA, L. y E. IGLESIAS (2018). "Inversión privada, gasto público e impuestos en la Unión Europea", *Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa* 26(2), pp. 3-24.
- BRITO-GAONA, L.; G. SOTOMAYOR-PEREIRA y J. APOLO-VIVANCO (2019). "Análisis y perspectivas del Valor Agregado Bruto en la economía Ecuatoriana", *X-pedientes Económicos* 3(5), pp. 17-36.
- CABALLERO-URDIALES, E. y J. LOPEZ-GALLARDO (2012). "Gasto público, impuesto sobre la Renta e inversión privada en México", *Investigación Económica* LXXI, 280, pp. 55-84.
- CAMINO-MOGRO, S. y G. ARMIJOS-BRAVO (2018). "Assessing competition in the private banking sector in Ecuador: an econometric approach with the Panzar-Rosse model", *Cuadernos de economía* 41(117), pp. 225-240.
- CAMINO-MOGRO, S.; V. ANDRADE-DIAZ y D. VILLACIS-PESANTEZ (2016). Posicionamiento y eficiencia del banano, cacao y flores del Ecuador en el mercado mundial/Positioning and efficiency of bananas, cocoa and flowers in the global market. *Ciencia Unemi* 9(19), pp. 48-53.
- CAMINO-MOGRO, S.; N. BERMUDEZ-BARREZUETA y P. AVILES (2018). "Análisis Sectorial: Panorama de la Inversión Empresarial en el Ecuador 2013-2017", *X-pedientes Económicos* 2(2), pp. 79-102.
- CARRILLO-MALDONADO, P. (2015). "Efectos macroeconómicos de la política fiscal en Ecuador 1993-2009", *Analítica: revista de análisis estadístico* (9), pp. 21-52.
- CARVAJAL, F. (2011). "Ecuador: la evolución de su economía 1950-2008", *Estado del País*, 95.
- CASTILLO, J. (2007). "Una nota acerca de los subsidios, la política y la economía", *Cuestiones Económicas* 23(3), pp. 171-181.
- CEPAL (2007). *La política fiscal en tiempos de bonanza*. ILPES, Santiago, Chile.
- CEPESDES, L. y A. VELASCO (2014). "Was this time different?: Fiscal policy in commodity republics", *Journal of Development Economics* 106(26), pp. 92-106.
- COTTARELLI, C.; P. GERSON y A. SENHADJI, EDS. (2014). *Post-Crisis Fiscal Policy*. Cambridge, MA, MIT Press.
- DAUDE, C., MELGUIZO, A., and NEUT, A. (2011). Fiscal policy in Latin America: countercyclical and sustainable? *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal* 5.
- ERBIL, M. N. (2011). *Is fiscal policy procyclical in developing oil-producing countries?* Number 11-171. International Monetary Fund.
- FERNANDEZ, A., PAREJO, J. y RODRIGUEZ, L. (1995). *Política económica*, McGraw-Hill, México.
- FRANKEL, J. A., VEGH, C. A., and VULETIN, G. (2013). On graduation from fiscal procyclicality. *Journal of Development Economics* 100(1), pp. 32-47.
- FURMAN, J. (2016). *The New View of Fiscal Policy and Its Application*. VoxEU.org. Center for Economic and Policy Research. <http://voxeu.org/article/new-view-fiscal-policy-and-its-application>.
- GACHET, I., MALDONADO, D., RAMIREZ, J. y OLIVA, N. (2011). *Hechos Estilizados de la Economía Ecuatoriana: El Ciclo Económico 1965-2008*. University Library of Munich, Germany.

- GALI, J. y R. PEROTTI (2003). "Fiscal policy and monetary integration in Europe", *Economic Policy* 18(37), pp. 533-572.
- GAVIN, M. y R. PEROTTI (1997). "Fiscal policy in Latin America", *NBER Macroeconomics Annual* 12, pp. 11-61.
- HODRICK, R. y E. PRESCOTT (1997). "Postwar us business cycles: an empirical investigation", *Journal of Money, credit, y Banking* 29(1), pp. 1-16.
- IMF (2019). *IMF Executive Board Approves US\$4.2 Billion Extended Fund Facility for Ecuador*. International Monetary Fund.
- IZQUIERDO, A. (2016). *A Better Way for Government to Save*. IDB Publications (Book Chapters), pp. 187-215.
- JIMENEZ, J. (2015). *Desigualdad, concentración del ingreso y tributación sobre las altas rentas en América Latina*, Libros de la CEPAL, N°, Santiago de Chile.
- JIMENEZ, J. y T. TER-MINASSIAN (2016). *Política fiscal y ciclo en América Latina: el rol de los gobiernos subnacionales*. Naciones Unidas Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- KAMINSKY, G.; C. REINHART y C. VEGH (2004). "When it rains, it pours: Procyclical macro-policies y capital flows", *NBER Macroeconomics Annual* 2004, pp.11-53.
- KLEMM, A. (2014). *Fiscal policy in Latin America over the cycle*. Number 14-59. International Monetary Fund.
- LANE, P. (2003). "The cyclical behaviour of fiscal policy: evidence from the OECD", *Journal of Public economics* 87(12), pp. 2661-2675.
- LEVINE, R. y D. RENELT (1992). "A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions", *The American Economic Review* 82(4), pp. 942-963.
- LLEDO, V.; I. YACKOVLEV y L. GADENNE (2011). "A tale of cyclical, aid flows and debt: Government spending in sub-saharan africa", *Journal of African Economies* 20(5), pp. 823-849.
- LOPEZ, M.; S. DUQUE y B. GOMEZ (2009). "Alcances de la política fiscal contracíclica: el caso reciente de América Latina", *Revista Perfil de Coyuntura Económica* 14.
- MACHINEA, J. (2007). "Ideas para una agenda de desarrollo", *Pensamiento Iberoamericano*, pp. 41-74.
- MARTNER, R. y V. TROMBEN (2003). *Tax Reforms and Fiscal Stabilisation in Latin America*, in *Banca d'Italia, Tax Policy*, 5th Public Finance Workshop, Banca d'Italia, Perugia, Italia.
- PACHECO, D. (2006). "Ecuador: Ciclo económico y política fiscal", *Cuestiones Económicas* 22, pp. 7-56.
- QUAH, D. (1993). *Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis*. CEPR Discussion Papers 820.
- RAMIREZ, E. (2006). "Por una política fiscal contracíclica", *Problemas del desarrollo* 37(147), pp. 81-108.
- RUIZ-ARRANZ, M. y J. DIAZ-CASSOU (2018). *Reformas y desarrollo en el Ecuador contemporáneo*, Inter-American Development Bank.
- SCHUKNECHT, L. (2000). "Fiscal policy cycles and public expenditure in developing countries", *Public Choice* 102(1-2), pp. 113-128.
- THORNTON, J. (2008). "Explaining procyclical fiscal policy in african countries", *Journal of African Economies* 17(3), pp. 451-464.
- TORO, J. y I. LOZANO (2007). "Fiscal policy throughout the business cycle: the colombian experience", *Ensayos sobre Política Económica* 25(55), pp. 12-39.
- TAYLOR, J. (2000). "Reassessing Discretionary Fiscal Policy", *Journal of Economic Perspectives* 14(3), pp. 21-36.
- VEGH, C. y G. VULETIN (2015). "How is tax policy conducted over the business cycle?", *American Economic Journal: Economic Policy* 7(3), pp. 327-70.
- VERA-GILCES, P.; S. CAMINO-MOGRO; X. ORDENANA-RODRIGUEZ y G. CORNEJO-MARCOS (2020). "A look inside banking profitability: Evidence from a dollarized emerging country", *The Quarterly Review of Economics and Finance* 75, pp. 147-166.
- VILLELA, L y A. BARREIX (2002). *Taxation and Investment Promotion*, Banco Interamericano de Desarrollo.
- VISCARRA-ANDRADE, H. (2010). *Efectos del gasto e inversión pública en el crecimiento económico del Ecuador*, Tesis de maestría, Quito: FLACSO Sede Ecuador.
- VOS, R. (2001). *Liberalización, desigualdad y pobreza: América Latina y el Caribe en los 90*. PNUD. CEPAL.

DOLLARIZATION AND ECONOMIC INTERDEPENDENCE: THE CASE OF ECUADOR

DOLARIZACION E INTERDEPENDENCIA ECONOMICA: EL CASO DE ECUADOR

RAMON A. CASTILLO-PONCE*

California State University, Los Angeles and Universidad Autónoma de Baja California

BRIAN TRUONG**

California State University, Los Angeles

MARIA DE LOURDES RODRIGUEZ-ESPINOSA***

Universidad Tecnológica de la Mixteca

Abstract

Economic theory suggests that dollarization increases the degree of interdependence between the dollarized economy and the anchor country. We test this theory for the case of the U.S. and Ecuador. We perform cointegration and common cycles tests for data at the aggregate and industry levels. The results show that the economies of the U.S. and Ecuador were interrelated prior to dollarization. The interrelation increased after Ecuador adopted the U.S. dollar. This finding holds true for various Ecuadorian industries. Synchronization for the case of the financial industry is particularly revealing, as it shows how dollarization leads to the integration of financial markets.

Keywords: Dollarization, Business Cycles Synchronization, Economic Integration, Financial Integration.

JEL Classification: E42, F44, F33.

* California State University, Los Angeles and Universidad Autónoma de Baja California. 5151 State University Drive, Los Angeles, CA 90032. E-mail: rcastil@calstatela.edu

** California State University, Los Angeles. 5151 State University Drive, Los Angeles, CA 90032. E-mail: btruon18@calstatela.edu

*** Universidad Tecnológica de la Mixteca. Carretera a Acatlima Km. 2.5, Huajuapán de León, Oaxaca, Mexico. E-mail: mdlrodrig@mixteco.utm.mx

Resumen

La teoría económica sugiere que la dolarización incrementa el grado de interdependencia entre la nación que se dolariza y la nación madre. Probamos esta teoría para el caso de Estados Unidos y Ecuador. Llevamos a cabo pruebas de cointegración y ciclos comunes considerando datos agregados y desagregados por industria. Los resultados muestran interrelación entre las economías antes de la dolarización. La misma aumentó después de que Ecuador adoptara el dólar. Este resultado es cierto para algunas industrias ecuatorianas. La sincronización en el caso de la industria financiera es particularmente reveladora, mostrando cómo la dolarización conlleva a la integración de mercados financieros.

Palabras clave: *Dolarización, Sincronización de Ciclos Económicos, Integración Económica, Integración Financiera.*

Clasificación JEL: *E42, F44, F33.*

INTRODUCTION

Since the implementation of dollarization in the late 1990s, policy makers and academicians have debated its benefits and costs without having reached a consensus on the net effect of this policy. What is the overall effect of dollarization at the aggregate level? There is no definite answer for this question. While it is accepted that adopting a strong currency leads to the reduction of inflation, interest rates, and the stabilization of the economy, it is also known that dollarization may negatively affect the competitiveness of exports and ultimately economic growth. Also, the adopting country loses the ability to implement monetary policy and exercise seigniorage. Thus, it is not surprising to find that existing literature on dollarization reports mixed results of its overall effect. For example, Gonzalez *et al.* (2015) show that dollarization reduces transaction costs and facilitates financial integration. Similarly, Lakic *et al.* (2016) find that Montenegro's euroization "unequivocally" led to a decrease in inflation and allowed assets in the banking system to grow nine times since the introduction of the euro. On the other hand, Rodriguez and Dombrow (2015) argue that dollarization slowed economic growth in El Salvador, noticeably in the real estate market. Moreover, Sandoval *et al.* (2015) suggest that adopting the U.S. dollar in El Salvador had no positive and significant impact on its imports and exports. More recently, Yepes (2016) shows that growth in Ecuador and El Salvador post dollarization most probably comes from changes in productivity and commodity prices, not from adopting the U.S. dollar.¹

¹ Other venues analyzing dollarization include the effect of this policy with respect to fiscal sustainability. See Marí del Cristo and Gómez-Puig (2016) for instance.

In this document, we depart from traditional approaches to analyzing the effects of dollarization and focus on one that has received relatively little attention in the literature: economic synchronization. While the effects of dollarization on various economic indicators have been amply studied, the effect of the policy on the dynamic of the business cycles of the anchor and adopting countries has not. This is particularly interesting, since economic theory suggests that one of the “benefits” of dollarization is that economic activity across countries will become more interrelated. Specifically, dollarization reduces transaction costs and allows for a more stable economic environment. According to Musa (1986), a floating exchange rate between two countries leads to higher variance in the real exchange rate. Thus, the adoption of a common currency would eliminate the volatility; allowing less risk associated with the relative prices and resulting in more trade between countries. Furthermore, Berg and Borensztein (2000) notice that integration goes beyond the goods market; financial markets may also become more integrated. They point to the reduction in currency risk and the associated decrease in financial vulnerability, which may produce a more robust banking system in the adopting country. The authors discuss the case of Panama, whose financial market has become more integrated with financial markets in the U.S.²

For our exercise, we consider production data for Ecuador, which is available at the aggregate and industry levels. What do we expect to find? At the aggregate level, if economic theory holds true, we should find that after Ecuador dollarized, its economy became more synchronized with the U.S. economy. At the industry level, however, the expected results are not as predictable. Synchronization would likely happen if an industry is highly associated with economic activity in the U.S., otherwise there should be no reason for synchronization. That is, if an industry depends significantly on the economic performance of the U.S., perhaps because it is an export-oriented industry, then it is reasonable to assume that production cycles will be synchronized. If an industry’s output does not depend on demand from the U.S., then synchronization is less likely to take place. We test the degree of interdependence for long horizons and for transitory periods. To that end, we conduct cointegration tests to identify the existence of common trends amongst the variables, and common cycle tests to determine if the series exhibit common features in the short-run. The existence of a common trend would suggest that economic activity in Ecuador responds significantly to permanent changes in the performance of the U.S. economy; sharing common cycles would mean that the variables behave in a similar manner in response to transitory shocks.

While finding evidence of cointegration or the existence of common cycles amongst Ecuador and U.S. variables after the adoption of the U.S. dollar will suggest that dollarization led to the synchronization of their economies, we should note that the analysis we conduct faces a notable challenge. Specifically, it is well known that

² Lindenberg and Westermann (2012) estimate the degree of codependence between the economies of the U.S. and various Latin American economies, including El Salvador, for the sample period 1997 – 2008. The authors find that there is no codependence amongst these two countries.

in the past the world economy has experienced the surge of super cycles, particularly in commodity prices. The result of these super cycles is that economic variables across countries may have become more synchronized. As such, it is possible that synchronization of Ecuador and U.S. variables may not necessarily be the result of dollarization, but a consequence of these super cycles. Ideally, one would conduct an exercise to disentangle the source of synchronization when common cycles are identified. However, data availability makes such exercise extremely challenging. Nonetheless, we present an exercise that points to dollarization as the source of common movements across economic variables. The same considers financial variables, whose dynamics are not likely to be associated with super cycles. We believe that the analysis presented below convincingly shows how dollarization produced a closer relationship between Ecuadorian and U.S. economic variables.

The rest of the document is organized as follows: in Section I we summarize Ecuador's dollarization experience and examine the performance of some economic indicators before and after dollarization. If economic theory holds true, it must be the case that economic variables in Ecuador after dollarization have become more aligned with their U.S. counterparts. Section II presents the data and describes the methodological approach. Section III conducts the econometric exercise, which consists of determining the stochastic nature of the variables and conducting the cointegration and common cycle tests. Section IV concludes.

SECTION I. DOLLARIZATION IN ECUADOR

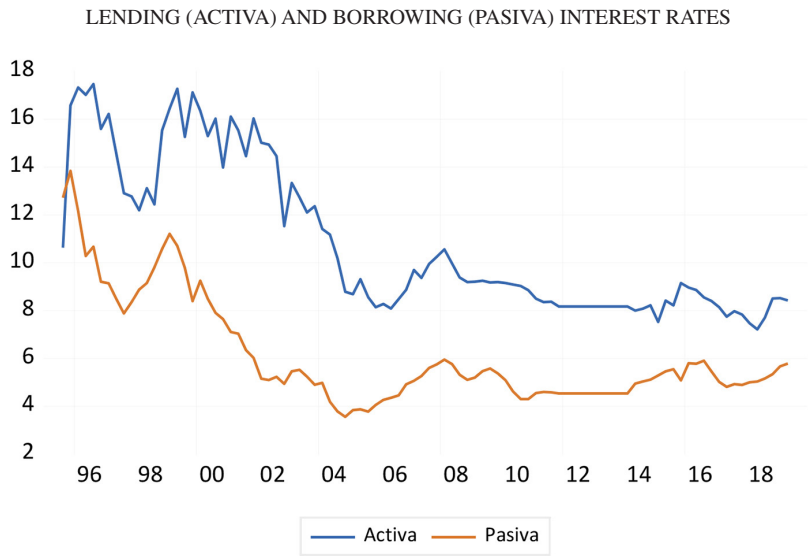
For small open economies suffering from chronic crises and instability, dollarizing seems an appropriate policy, after all, economic theory suggests significant benefits from this strategy, including low inflation, low interest rates, economic stability, and reduced currency risk. If an economy desires to cast aside economic misfortune, robust macroeconomic conditions are essential. In the early 2000s, El Salvador and Ecuador decided to adopt the U.S. dollar as their currency. El Salvador abandoned the Colon following years of economic stagnation, erratic output volatility, high inflation, and high interest rates (consequence of the decade-long civil war.) In the case of Ecuador, although the country performed relatively well in the two decades preceding dollarization, the 1999 economic crisis proved significant enough to abandon the Sucre. Specifically, with the exception of the early 1980s when economic performance was weak due to the Latin American debt crisis, the country reported robust growth for most of the 1980s and 1990s. Following a year of hyperinflation in 1989, average inflation from 1990 to 1998 leveled off at 37.55%, well below average inflation of 60% experienced in emerging and developing economies. In 1999, however, the economy collapsed. Gross Domestic Product (GDP) dropped almost 5%, inflation climbed to 52.2% –reaching 96.1% in 2000– the Sucre depreciated 70%, interest rates soared, and external debt reached 118% of GDP. Under these circumstances Ecuador dollarized its economy in 2000.

Did dollarization deliver? To some extent it did. El Salvador experienced a significant drop in interest rates and inflation after the adoption of the U.S. dollar, the spread between lending and borrowing rates narrowed; signaling an improvement in the credit market. Output volatility decreased and the overall economic environment stabilized.³ For Ecuador, several authors have highlighted the benefits produced by dollarization. Lange and Sauer (2005), for instance, identify lower nominal interest rates, lower inflation, and economic and currency stability after 2000. It is worth mentioning, however, that economic challenges persist, including chronic unemployment and high reserve to deposit ratio, as discussed in Soto (2009). Below we present graphical evidence of the behavior of various economic indicators before and after dollarization. Graph 1 illustrates the lending and borrowing interest rates since 1990. Notice a significant decline in both following dollarization. The average borrowing rate from 1995 to the end of 2000 was 15.09%, while the average from 2001 to the second quarter of 2019 was 8.18%. Graph 2 reports the interest rate spread. A downward trend is evident after 2000. For the past five years the average has been 2.93%, down from a high of more than 8% during the 1999 crisis. Graph 3 pairs Ecuador's spread with the spread between the 10-year and 2-year U.S. Treasury Constant Maturity rates. Prior to 2000 the dynamics of these series were clearly distinct; while the spread in Ecuador experienced significant ups and downs from 1995 to 1998, the U.S. spread remained relatively constant. From 2000 onwards the two variables follow very similar behaviors, both increased around the time of the 2008-2009 financial crisis, and then slowly declined until 2015. Their ups and downs over the past three years have been almost identical.

Graph 4 presents inflation rates for Ecuador and the U.S. The drop in inflation in Ecuador and its synchronization with U.S. inflation is striking, especially in the early years after dollarization. It should be noted that not only did the behavior of inflation in Ecuador become more aligned with inflationary dynamics in the U.S., but the levels of inflation also converged. Since 2015 average inflation has been 3.35% in Ecuador and 2.4% in the U.S.

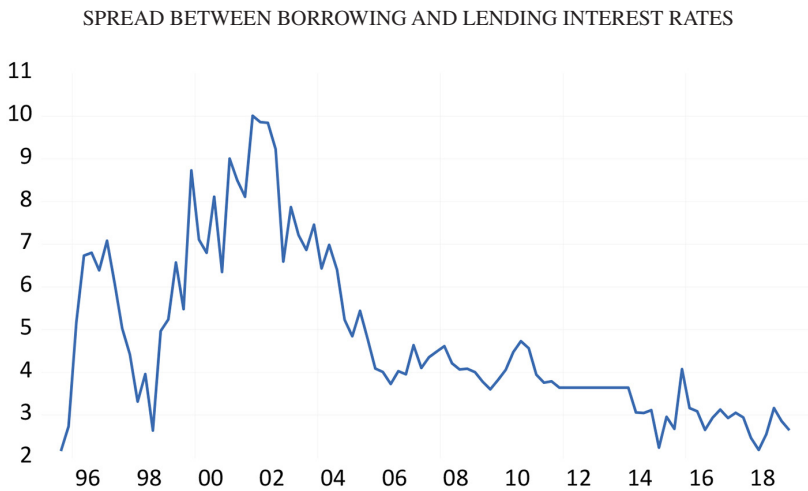
³ See Castillo-Ponce and Rodriguez-Espinosa (2009).

GRAPH 1



Source: Central Bank of Ecuador.

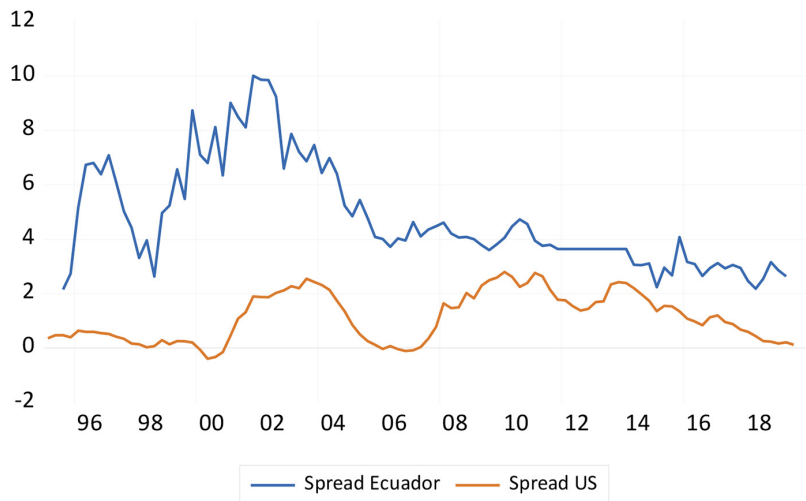
GRAPH 2



Source: Central Bank of Ecuador.

GRAPH 3

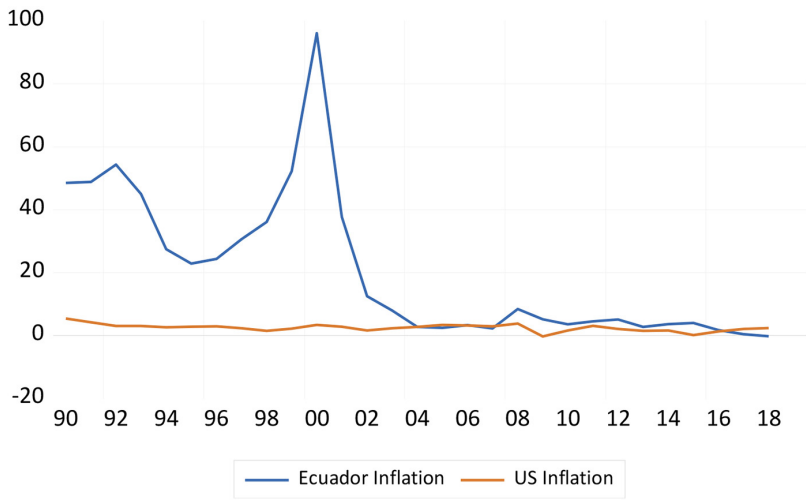
INTEREST RATES SPREAD IN ECUADOR AND THE U.S.



Source: Central Bank of Ecuador.

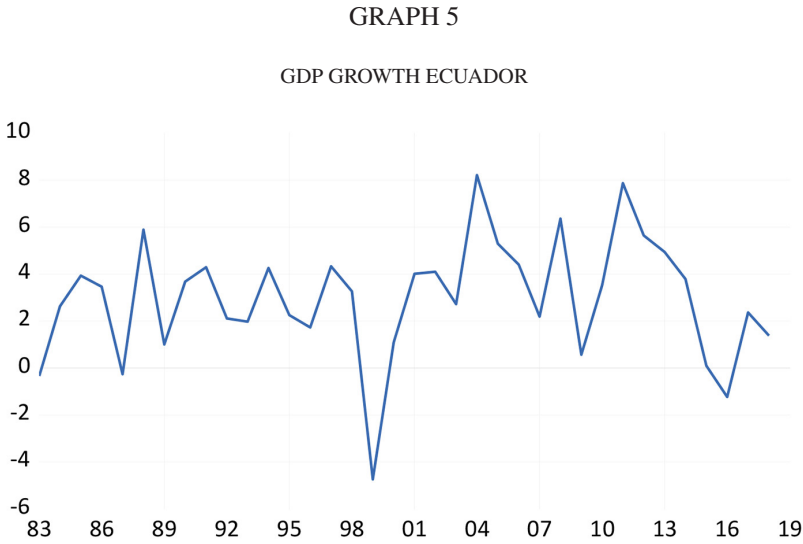
GRAPH 4

INFLATION RATES IN ECUADOR AND THE U.S.



Source: Central Bank of Ecuador and Bureau of Labor Statistics.

So far, the evidence suggests that interest rates and inflation responded positively to dollarization. What about economic performance? Graph 5 presents the growth rate for Ecuador’s real GDP. In principle, dollarization should deliver a more stable and robust economy, which appears to be true from the graphical evidence. In fact, from 1983 to 2000 standard deviation was 2.40 and the mean growth 2.25. Since dollarization, and up to 2018, standard deviation and growth have been 2.55 and 3.68 respectively. Not an impressive improvement for volatility, but a significant rise in growth.



Source: Central Bank of Ecuador

While it is clear that dollarization has produced some of the benefits economic theory suggests, including more stable inflation, improvements in financial variables, and economic performance, we would like to evaluate one that, as we indicated in the introduction, has received little attention in the literature: economic synchronization. This is the task we set out to perform in the following sections.

SECTION II. DATA AND METHODOLOGY

Section II.I Data

We consider constant GDP for the U.S. and Ecuador, as well as GDP for various industries in Ecuador. Data for the U.S. comes from the Bureau of Economic Analysis and for Ecuador from the Central Bank of Ecuador. The sample period is from the first quarter of 1990 to the fourth quarter of 2018. Ecuador’s industries for which GDP information was available are shown in Table 1.

TABLE 1
INDUSTRIES INCLUDED IN THE ANALYSIS

Pre-Dollarization	Post-Dollarization
Agriculture	Agriculture
Commerce	Agriculture and Fishing (shrimp)
Construction	Fishing (No shrimp)
Domestic Service	Lodging
Utilities	Commerce
Financial Services	Construction
Manufacturing	Communications
Oil	Domestic Service
Transport Services	Utilities
Other Services	Education and Health
	Financial
	Manufacturing
	Oil and Mining
	Professional Services
	Public Administration
	Oil (refining)
	Transport Services
	Other Services

Notice that the industry classification is not constant prior and post dollarization, and hence, when implementing the econometric exercise direct comparison across the two periods for specific industries will be limited, nonetheless we will formulate an argument describing how the interrelation between industries in Ecuador and economic activity in the U.S. has evolved. As to why the classification is not homogenous, we do not have a definite answer, since an explanation is not readily available at the source of the data; but we can offer an explanation. Consider the case of shrimp and oil, which are two of the largest Ecuadorian exports to the U.S. Prior to dollarization, these industries were bundled with agriculture and oil respectively. After dollarization,

they were included in more disaggregated categories. This is reasonable, a more precise accounting of the goods representing a large portion of the country's exports might be preferred.

We begin the analysis with a graphic illustration of the joint behavior of the U.S. and Ecuador growth rates. Graph 6 shows GDP growth for both economies prior to dollarization. In some periods, Ecuador's business cycle follows the expansions and recessions in the U.S. For example, in 1993 and 1995 both economies show a slowdown; they both grew from 1996 to 1998. However, there were episodes when the economies moved in opposite directions. This is the case for the periods 1990-1992 and 1998-2000. In the latter episode, the economy of the U.S. performed robustly, but Ecuador experienced one of the most significant recessions in recent history with GDP dropping more than 8%.

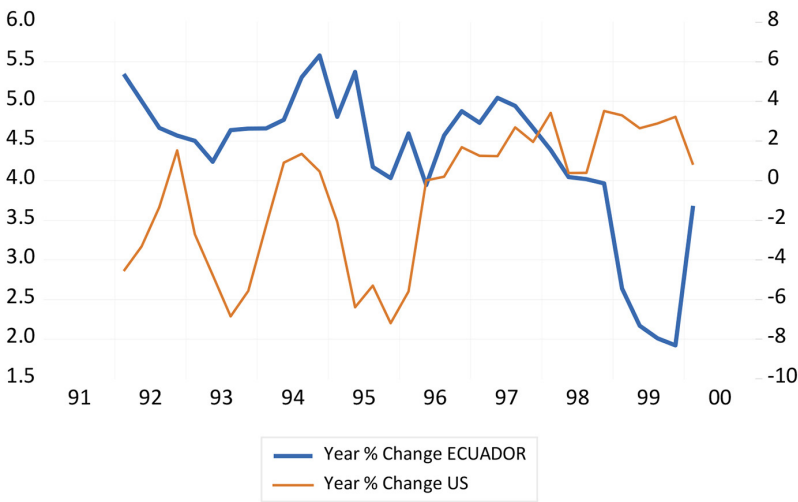
The behavior of the business cycles appears to become more synchronized after dollarization is implemented in 2000. As it is evident in Graph 7, expansions and recessions in the U.S. and Ecuador seem to coincide. Both economies slowed down in 2008 and maintained steady growth from 2010 to 2016. Notice, however, that the turning points in the U.S. cycle appear to precede those in Ecuador. This is clearly the case for 2007. The U.S. economy entered a recession in that year while Ecuador continued to grow, but in 2008, Ecuador's GDP dropped significantly. This leader-follower dynamic is not evident in the pre-dollarization period. Visual evidence in Graph 6 does not show that fluctuations in Ecuador's GDP follow changes in the U.S. business cycle. This fact is particularly interesting, suggesting that after dollarization Ecuador's economy has been following economic performance in the U.S.; an interdependence similar to what other highly integrated economies with the U.S. exhibit. Take the case of Mexico, for example, as it is well known, the Mexican and U.S. business cycles are synchronized, with fluctuations in Mexico following changes in U.S. cycles.⁴

Overall, the graphical evidence suggests that dollarization led to a closer economic relationship between Ecuador and the U.S.; the econometric exercise we conduct in the next section will provide more grounds for drawing a convincing conclusion.

⁴ See for example Herrera (2004).

GRAPH 6

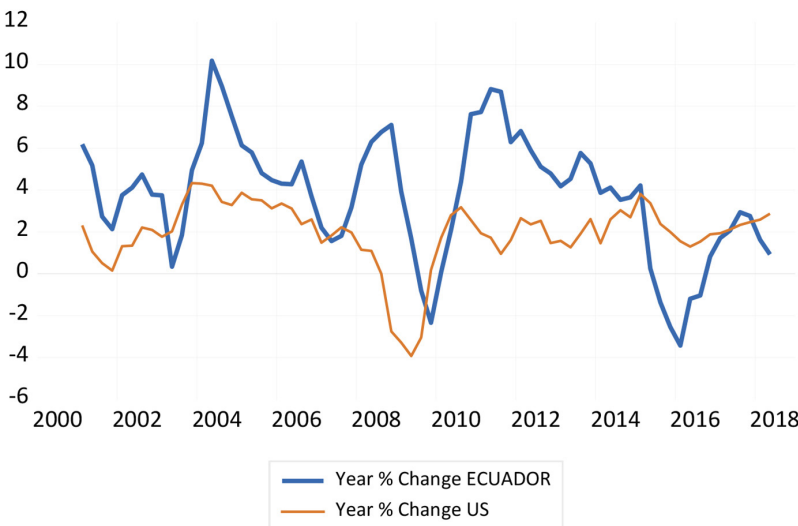
GDP GROWTH RATES FOR ECUADOR AND THE U.S. PRIOR TO DOLLARIZATION



Source: Central Bank of Ecuador and Bureau of Labor Statistics.

GRAPH 7

GDP GROWTH RATES FOR ECUADOR AND THE U.S. POST DOLLARIZATION



Source: Central Bank of Ecuador and Bureau of Labor Statistics.

Section II.II Methodology

The methodology we employ is based on Vahid and Engle (1993). The analysis considers the decomposition of a time series into its trend and cyclical components a lá Beveridge and Nelson (1981):

$$y_t = C(1) \sum_{s=0}^{\infty} u_{t-s} + C^*(L)u_t$$

Where the first term on the right hand side of the equation is the trend component and the second the cyclical component. The test for cointegration examines the trend component and the test for common cycles the transitory component. We perform the Johansen (1991) cointegration test and the Vahid and Engle (1993) common cycle test. The Johansen methodology aims at testing whether the trends of the series follow a common trend. It is a widely used methodology for conducting cointegration tests; and hence, we spare the reader of the technical details. The Vahid and Engle methodology, on the other hand, is not as well-known so we provide a brief description of it.

This methodology computes the number of common cycles in the system, s . The first step consists of computing the squared canonical correlations, λ^2 , and then testing the hypothesis $\lambda_i^2 = 0 \quad \forall i = 1 \dots s$. The test statistic is $C(p, s) = - (T - p - 1) \sum_{i=1}^s \log(1 - \lambda_i^2)$ and has χ^2 distribution with $s^2 + snp + sr - sn$ degrees of freedom; where n represents the number of variables in the system, p the optimal lag structure determined in the cointegration test, and r the number of cointegration relations. A probability higher than 0.05 would suggest the existence of a common cycle at conventional critical levels. It is worth noting that finding a common cycle amongst a set of variables, does not imply that there is a significant statistical association between them. It simply means that the cyclical components of the series share common characteristics. For example, they have similar turning points. Thus, in addition to estimating whether the series share a common cycle, we also test for the existence of a statistical significant association following Vahid and Engle (1993).⁵

⁵ We thank Professor Joao Issler for providing the GAUSS code to implement the test.

SECTION III. EMPIRICAL EXERCISE

Section III.I Aggregate Level

The empirical procedure follows Vahid and Engle (1993). First, cointegration tests are performed, then, conditional on these results, the common cycle tests are conducted. We begin with the analysis of the GDPs. Since the stochastic nature of this variable for Ecuador and the U.S. is widely accepted, they are series integrated of order 1, we do not perform unit root tests and proceed with estimating the cointegration tests.⁶ The results for the prior and post dollarization periods are reported in Table 2. For both periods, there is evidence of the existence of a common trend. Since the cointegrating vector is normalized with respect to Ecuador's GDP, the results suggest that a 1% variation in the GDP of the U.S. leads to a 1.221% change in Ecuador's GDP in the pre dollarization period and a 1.891% adjustment after the year 2000. With respect to the magnitude, these coefficients are larger than coefficients identified for other countries, for example Mexico. Typically, the long-run elasticities of the Mexican economy with respect to the U.S. economy are less than 1. One explanation for the large elasticities in our exercise, is that Ecuador is a smaller economy than Mexico, and its performance depends significantly on exports to the U.S. We note that this is just an educated guess, clearly, the reason for the large elasticities is a topic that calls for further analysis. For now, we can conclude that the economy of Ecuador has become more responsive to variations in the U.S. economy in the long-run.

TABLE 2
COINTEGRATION RESULTS FOR GDPs

Ecuador GDP, U.S. GDP	Probability	Normalized Cointegrating Vector	
Before Dollarization	0.001	1	-1.221
After Dollarization	0.001	1	-1.891

The null hypothesis is No-Cointegrating vector. The cointegration vector is normalized with respect to Ecuador's GDP.

The results for the common cycle tests are reported in Table 3. In this case the outcome is somewhat unexpected but quite interesting. There is evidence that the economies of the U.S. and Ecuador shared a common cycle prior to dollarization, though

⁶ For the case of the U.S. there is a plethora of documents analyzing the stochastic nature of the series, see for example Perron and Wada (2009). Christopoulos and Tsionas (2004) provide evidence for Ecuador.

the responsiveness of Ecuador’s economy to a transitory shock in the U.S. economy is insignificant; the t-statistic for the coefficient is close to 0. This is consistent with the graphical evidence we discussed earlier. It appears that the breaking points are somewhat similar, but no clear relationship is apparent between the two economies. For the post dollarization period, the results indicate that the business cycles do not share a common cycle contemporaneously, however, the economy of Ecuador responds significantly to a transitory shock in the U.S. economy; with a coefficient of 0.292 and t-statistic of 2.117. Based on the leader-follower evidence we identified in the graphical analysis, we decided to lag the U.S. business cycle. When we lag the cycle one period, there is evidence of codependence at the 0.043 significance level, and this dependence becomes stronger when the business cycle is lagged two periods; the probability is 0.081. As for the coefficients, their magnitudes increase as more lags are added, and in all cases they are significant. What these facts suggest, is that the economy of Ecuador responds to transitory shocks in the U.S. with lags. That is, it takes at least one quarter for a slowdown in the U.S., for example, to be reflected in the performance of Ecuador’s GDP. This is consistent with the graphical evidence we previously provided and it is intuitive. Consider the case of a decline in aggregate demand in the U.S., producers in Ecuador are unlikely to decrease their production instantaneously; adjustments to a change in the economic environment will reasonably take some time. In this case, it appears that production in Ecuador takes at least one quarter to respond. Overall, the results identify an increase in the correlation between the business cycles in the U.S. and Ecuador, one that increases as more lags are added to economic activity in the U.S.

TABLE 3
COMMON CYCLE RESULTS FOR GDPS

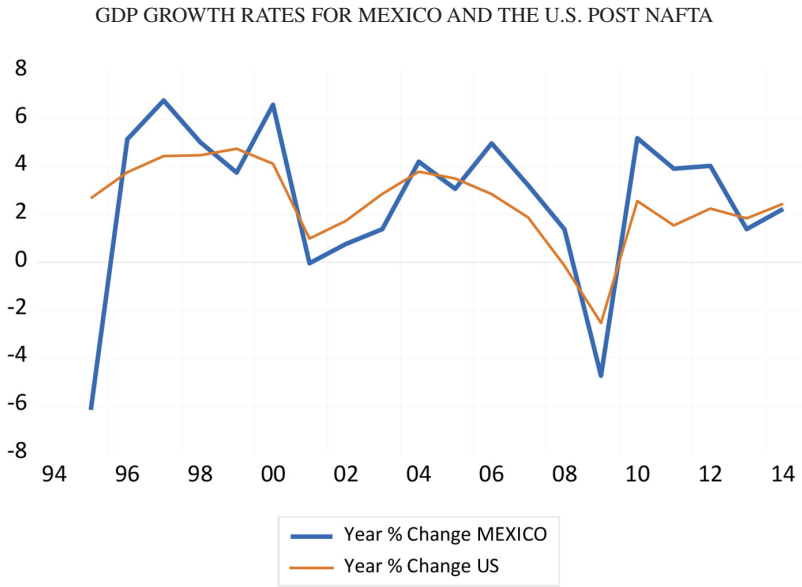
Ecuador GDP, U.S. GDP	Probability	Two Stage Least Square Estimate	t–statistic
Before Dollarization	0.132	–0.102	–0.871
After Dollarization U.S. GDP Lagged 0 Quarter	0.022	0.292	2.117
After Dollarization U.S. GDP Lagged 1 Quarter	0.043	0.347	2.182
After Dollarization U.S. GDP Lagged 2 Quarters	0.081	0.357	2.010

The null hypothesis refers to the existence of a common cycle.

As mentioned earlier, this behavior is similar to what has been identified for the case of Mexico and its interrelation with the U.S. economy. Graph 8 illustrates the growth rates of GDP for Mexico and the U.S. after the signing of the North American

Free Trade Agreement (NAFTA) in 1994. Notice how the changes in the trajectory of the Mexican series seem to follow the U.S. business cycle. Around 2000, for example, the U.S. slows down and enters the 2001 recession, while the drop in the growth rate of Mexico’s GDP occurs in 2001. Similarly, in 2005 the U.S. economy initiates the decline that ended in the 2009 economic crisis; the slowdown of the Mexican economy begins in 2007. In fact, in 2007, when the U.S. economy was falling significantly, in Mexico policy makers and academicians insisted that Mexico’s growth would continue to be robust; only to find late in 2009 a decline of almost 6% in the growth rate of GDP.⁷

GRAPH 8



Source: Federal Reserve Economic Data

⁷ The infamous statement “When the U.S. has pneumonia, Mexico only has a cold” by Agustin Carstens, former Mexican Finance Minister in 2008.

Section III.II Industry Level

We follow the methodology implemented in the previous exercise for testing for long-run and short-run associations between the variables. In this case, however, we include results for unit root tests since the stochastic nature of the series is not well-known. Table 4 reports the statistics for the pre dollarization period and Table 5 for the series after the year 2000. We implement the Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS) test and a modified Augmented Dickey–Fuller test to allow for structural breaks in the series. All tests, except for those series noted in the tables, are performed following a specification that allows for intercept. In all cases (perhaps with the exception of Construction before dollarization under the KPSS test), the statistics convincingly suggest that the series are integrated of order 1. This is true even when structural breaks in the series are considered.

TABLE 4

UNIT ROOT TESTS RESULTS BEFORE DOLLARIZATION

	KPSS		With Structural Break		Order of Integration
	Level	First Difference	Level	First Difference	
Agriculture	0.605	0.269	−2.883	−6.010	I(1)
Commerce	0.447	0.287	−2.792	−6.995	I(1)
Construction	0.277	0.213	−3.780	−10.217	I(1)
Domestic Service	0.489	0.397	−1.917	−8.419	I(1)
Utilities	0.750	0.265	−4.723	−8.469	I(1)
Financial Services	0.500	0.343	−4.212	−6.004	I(1)
Manufacturing	0.587	0.350	−2.522	−7.304	I(1)
Oil	0.580	0.278	−3.756	−9.044	I(1)
Transport Services	0.580	0.500	−2.749	−8.312	I(1)
Other Services	0.608	0.422	−2.497	−12.12	I(1)

Critical values for the KPSS at the 1%, 5% and 10% levels are 0.739, 0.463, and 0.347 respectively. For the structural break test the corresponding values are −4.949, −4.443, and −4.194.

TABLE 5

UNIT ROOT TESTS RESULTS AFTER DOLLARIZATION

	KPSS		With Structural Break		Order of Integration
	Level	First Difference	Level	First Difference	
Agriculture	1.157	0.055	-2.493	-7.973	I(1)
Agriculture and Fishing (shrimp)	1.127	0.066	-2.294	-9.266	I(1)
Fishing (No shrimp)	0.958	0.052	-4.109	-7.415	I(1)
Lodging	1.140	0.331	-2.898	-8.566	I(1)
Commerce	1.150	0.114	-2.461	-7.127	I(1)
Construction	1.112	0.508	-3.517	-6.772	I(1)
Communications	1.106	0.685	-1.649*	-6.375*	I(1)
Domestic Service	1.102	0.084	-3.781	-11.392	I(1)
Utilities	1.087	0.215	-3.137*	-10.063*	I(1)
Education and Health	1.151	0.159	-2.674	-12.124	I(1)
Financial	1.124	0.130	-2.784	-10.964	I(1)
Manufacturing	1.144	0.334	-2.597	-6.784	I(1)
Oil and Mining	0.817	0.179	-4.257*	-6.433*	I(1)
Professional Services	1.120	0.592	-3.680	-8.660	I(1)
Public Administration	1.141	0.137	-4.550	-9.864	I(1)
Oil (refining)	0.729	0.105	-3.871*	-8.802*	I(1)
Transport Services	1.141	0.204	-2.001	-10.129	I(1)
Other Services	1.022	0.225	-3.045	-6.996	I(1)

* In these cases the statistics correspond to the test considering trend and intercept in the estimating equation. Critical values for the KPSS at the 1%, 5% and 10% levels are 0.739, 0.463, and 0.347 respectively. For the structural break test the corresponding values are -4.949, -4.443, and -4.194.

We proceed to estimate cointegrating equations. Table 6 and Table 7 report the results for the pre and post dollarization periods respectively. We find evidence of a common trend between production in Ecuador and the U.S. for all sectors in both periods. Although no direct comparison can be made for every industry, we find that overall the responsiveness of Ecuadorian industries to the economy of the U.S. has increased; the average elasticity prior to 2000 is 0.939 while the same is 1.522 after the dollar was adopted. Evidence of this increase for specific industries is found for Commerce, Construction, Domestic Service, Financial Services, Manufacturing, and Other Services. The case of the financial sector is particularly interesting. Before the dollar was adopted, the elasticity of this industry with respect to U.S. GDP was 0.456, the smallest of all coefficients in the pre dollarization period. After 2000, the elasticity became 1.763, almost a fourfold increase. This result illustrates how the financial market in Ecuador has become more responsive to the performance of the U.S. economy in long-run horizons.

TABLE 6

COINTEGRATING EQUATIONS PRE DOLLARIZATION

System: US GDP and	Probability	Normalized	
		Cointegration Vector	
Agriculture	0.000	1.000	-1.217
Commerce	0.000	1.000	-1.183
Construction	0.000	1.000	-0.845
Domestic Service	0.000	1.000	-0.696
Utilities	0.000	1.000	-0.743
Financial Services	0.000	1.000	-0.456
Manufacturing	0.000	1.000	-1.118
Oil	0.000	1.000	-1.083
Transport Services	0.000	1.000	-1.004
Other Services	0.000	1.000	-1.049

The null hypothesis is No-Cointegrating vector. The cointegration vector is normalized with respect to Ecuador's industries.

TABLE 7

COINTEGRATING EQUATIONS POST DOLLARIZATION

System: US GDP and	Probability	Normalized	
		Cointegration Vector	
Agriculture	0.000	1.000	-2.061
Agriculture and Fishing (shrimp)	0.018	1.000	-3.962
Fishing (No shrimp)	0.000	1.000	-1.197
Lodging	0.000	1.000	-1.365
Commerce	0.004	1.000	-1.535
Construction	0.000	1.000	-1.595
Communications	0.001	1.000	-1.511
Domestic Service	0.000	1.000	-1.081
Utilities	0.024	1.000	-0.417
Education and Health	0.000	1.000	-1.442
Financial	0.009	1.000	-1.763
Manufacturing	0.004	1.000	-1.545
Oil and Mining	0.003	1.000	-1.394
Oil (refining)	0.007	1.000	-1.493
Professional Services	0.000	1.000	-1.447
Public Administration	0.001	1.000	-0.967
Transport Services	0.000	1.000	-0.991
Other Services	0.031	1.000	-1.624

The null hypothesis is No-Cointegrating vector. The cointegration vector is normalized with respect to Ecuador's industries.

Table 8 presents the results of the common cycle tests for the sample period before 2000. Table 9 reports the same for the post dollarization period. The statistics suggest the existence of a common cycle for four industries in the pre dollarization period and seven thereafter (those highlighted in the tables under Probability). Prior to 2000 only one sector, Transport Services showed both, a common cycle and a significant response to transitory shocks in the U.S. economy, with a coefficient of 0.078 and a t-statistic of 2.137. Construction responds significantly to transitory changes in the U.S. economy but does not share a common cycle; the t-statistic is 2.097 but the probability of a common cycle is only 0.015. After 2000, three industries reported significant short run coefficients: Commerce, Financial, and Public Administration. In all three cases there is also evidence of a common cycle with the U.S. business cycle; the probability is greater than 0.05. The other four industries that report a common cycle: Lodging, Utilities, Transport Services and Other Services, do not present a significant coefficient. That means that while the turning points in the cycles of the series are similar, the effect of a transitory change in the U.S. business cycle does not impact significantly economic activity in these industries. In sum, the econometric evidence clearly shows an increase in economic interrelation between Ecuador and the U.S. at the industry level.

TABLE 8
RESULTS OF COMMON CYCLES PRE DOLLARIZATION

System: US GDP and	Probability	Two Stage Least Square Estimate	t-statistic
Agriculture	0.159	0.029	0.458
Commerce	0.224	0.049	0.700
Construction	0.015	0.056	2.097
Domestic Service	0.022	-0.024	-0.341
Utilities	0.011	0.004	0.208
Financial Services	0.007	-0.013	-0.685
Manufacturing	0.033	-0.032	-0.439
Oil	0.161	-0.005	-0.152
Transport Services	0.469	0.078	2.137
Other Services	0.025	0.006	0.083

The null hypothesis refers to the existence of a common cycle. Highlighted cells under Probability show systems for which there is evidence of a common cycle at conventional significance levels. Highlighted cells under t-statistic identify significant coefficients.

TABLE 9

RESULTS OF COMMON CYCLES POST DOLLARIZATION

System: US GDP and	Probability	Two Stage Least Square Estimate	t–statistic
Agriculture	0.003	–0.081	–0.866
Agriculture and Fishing (shrimp)	0.009	–0.013	–0.573
Fishing (No shrimp)	0.002	0.020	0.727
Lodging	0.206	–0.126	–1.292
Commerce	0.158	0.201	2.045
Construction	0.000	–0.060	–1.275
Communications	0.004	0.016	0.357
Domestic Service	0.022	–0.057	–1.938
Utilities	0.432	0.031	0.752
Education and Health	0.005	–0.036	–0.643
Financial	0.113	0.085	1.649
Manufacturing	0.003	0.112	1.007
Oil and Mining	0.038	0.059	1.738
Oil (refining)	0.020	0.002	0.213
Professional Services	0.032	0.110	1.496
Public Administration	0.421	–0.131	–1.828
Transport Services	0.273	–0.298	–1.531
Other Services	0.053	0.166	1.058

The null hypothesis refers to the existence of a common cycle. Highlighted cells under Probability show systems for which there is evidence of a common cycle at conventional significance levels. Highlighted cells under t-statistic identify significant coefficients.

Although our results provide convincing evidence of the effects of dollarization on various economic indicators for Ecuador, it is worth highlighting what we indicated in the introduction; there exists the possibility that the synchronization we identified across U.S. and Ecuadorian variables may not necessarily be associated with the adoption of the U.S. dollar. Specifically, the economics literature has identified the existence of super cycles. These are cycles that span for long periods of time and are evident in a broad range of economic variables, particularly commodity prices. These events generate cyclical patterns shared by economies around the world. Erten and Ocampo (2013), for instance, identify the emergence of super cycles since the early 1800s, including one that started in the early 2000s. Hence, it is possible that these super cycles have contributed to the existence of comovements across the economic variables we examined. Ideally, one would assess to what extent the common cycles we identified are the result of the super cycles and/or dollarization. While the availability of data and sample size in our exercise make this estimation unfeasible, we can at

least shed some light in disentangling the source of synchronization. In Table 10 we report cointegration and common cycle tests results for private credit in Ecuador and consumer credit in the U.S. Reasonably, one can argue that for these type of variables it is more likely that the source of integration is dollarization and not the presence of a super cycle. Specifically, commodities constitute a significant component of Ecuador’s economy, and hence, a super cycle may be influencing the cyclical behavior of production variables. Financial variables such as those representative of the credit market, on the other hand, are not as exposed to commodity fluctuations. In fact, Quispe-Agnoli and Whisler (2006) describe the effects that dollarization may have on financial markets. In the particular case of the banking system, the authors highlight the importance of dollarization as a mechanism of stabilization and the consequent improvement in banking efficiency. Dollarization restores confidence in the currency and banking institutions, promoting deposits and lending in an overall more robust banking system. Similarly, Gale and Vives (2002) show that dollarization reduces the problems associated with moral hazard, which leads to a more developed banking system. Arellano and Heathcote (2010) note that strengthening domestic financial markets allows for increased international financial integration.

TABLE 10
COINTEGRATION AND COMMON CYCLE RESULTS FOR THE CREDIT MARKET

Ecuador Private Credit, U.S. Consumer Credit	Probability	Normalized Cointegrating Vector	
Before Dollarization	0.000	1	−1.282
After Dollarization	0.000	1	−1.564

The null hypothesis is No-Cointegrating vector. The cointegration vector is normalized with respect to Ecuador’s GDP.

Ecuador Private Credit, U.S. Consumer Credit	Probability	Two Stage Least Square Estimate	t-statistic
Before Dollarization	0.000	0.095	1.268
After Dollarization	0.316	0.442	3.586

The null hypothesis refers to the existence of a common cycle.

The results in the table suggests the existence of common trends before and after dollarization, with a larger effect identified in the post dollarization period. The absence of synchronization is evident prior to dollarization. For the post-dollarization period, the results clearly indicate the synchronization of cycles and a statistically

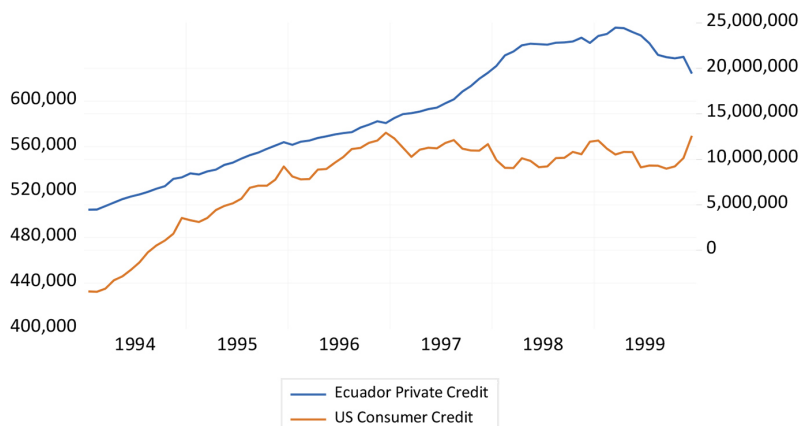
significant association between credit in Ecuador and credit in the U.S. In particular, prior to dollarization the probability of a common cycle across credit in Ecuador and in the U.S. is zero; after adopting the U.S. dollar this probability increases to 0.316. Also, while the two stage least square estimator before 2000 is non-significant, the coefficient for the post dollarization period shows a magnitude of 0.442 and a t-statistic of 3.586. That is, the credit market in Ecuador not only shares transitory movements with credit in the U.S., but also responds significantly to changes in credit conditions.

The results of the econometric tests are consistent with the illustration of the variables in Graphs 9 and 10. Notice that prior to 2000 credit in Ecuador does not follow the cyclical patterns of consumer credit in the U.S. After 2000, both series present an upward trend and the ups and downs of U.S. credit are reflected in the fluctuations of credit in Ecuador; this is clearly the case for the decline in credit during the 2008-2010 slowdown.

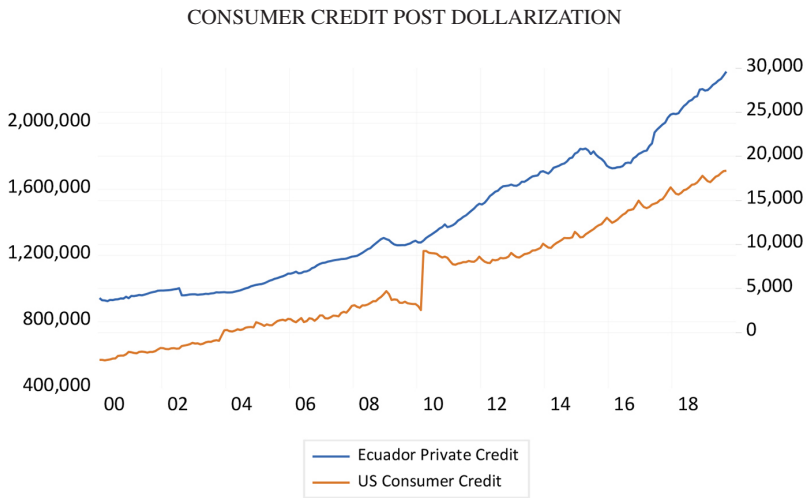
Although we are not able to offer a thorough analysis of the source of synchronization across economic variables in Ecuador and the U.S., the results from this exercise with financial variables clearly suggest that dollarization affected cyclical patterns in Ecuadorian variables, and hence, it is very likely the source of the synchronization identified in production variables.

GRAPH 9

CONSUMER CREDIT PRIOR TO DOLLARIZATION



GRAPH 10



SECTION IV. CONCLUSION

Dollarization is an issue that has been discussed exhaustively in policy making and academic circles. For the most part, the interest has centered on determining the net effect that this policy has produced for the adopting country. In this paper we departed from the traditional analysis and focused on an implication of dollarization that has received little attention in the literature: economic integration with the anchor country. By estimating cointegration and common cycle tests we were able to determine that the economy of Ecuador was integrated with the U.S. economy at the aggregate and industry levels prior to dollarization, and that such integration deepened after Ecuador adopted the U.S. dollar as its currency. The results at the aggregate level also identified a leader-follower dynamic in the business cycles of both countries, with the Ecuadorian economy responding to transitory changes in the U.S. business cycles with lags. It takes at least one quarter for the economy in Ecuador to respond to a fluctuation of economic activity in the U.S. Perhaps more interesting, we found that the financial industry in Ecuador has become more responsive to economic activity in the U.S. in the long-run and in the short-run. The response is contemporaneous in the case of transitory episodes. While this result is consistent with economic theory, we did not pursue determining the causes of the phenomenon. Clearly, a thorough examination of the mechanisms whereby financial markets in Ecuador have become more integrated with the U.S. economy is necessary.

REFERENCES

- ARELLANO, C. and J. HEATHCOTE (2010). "Dollarization and Financial Integration", *Journal of Economic Theory* 145 (3), pp. 944-973.
- BEVERIDGE, S. and C. NELSON (1981). "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle", *Journal of Monetary Economics* 7 (2), pp. 151-174.
- BERG, A. and E. BORENSZTEIN (2000). "The Pros and Cons of Full Dollarization", *IMF Working Paper WP/00/50*.
- CASTILLO-PONCE, R. and M. RODRIGUEZ-ESPINOSA (2009). "La Dolarización de El Salvador: ¿Una Contribución Negativa al Crecimiento Económico?", *Comercio Exterior* 59 (11), pp. 898-909.
- CHRISTOPOULOS, D. and M. TSIONAS (2004). "Financial Development and Economic Growth: Evidence from Panel Unit Root and Cointegration Tests", *Journal of Development Economics* 73 (1), pp. 55-74.
- GALE, D. and X. VIVES (2002). "Dollarization, Bailouts, and the Stability of the Banking System", *The Quarterly Journal of Economics* 117 (2), pp. 467-502.
- GONZALEZ A.; A. MICCO and A. M. MONTOYA (2015). "Dollarization, Foreign ownership, and Competition in the Banking Industry in Latin America", *Emerging Markets Finance and Trade* 51 (1), pp. 90-107.
- ERTEN, B. and J. A. OCAMPO (2015). "Super Cycles of Commodity Prices Since the Mid-Nineteenth Century", *World Development* 44, pp. 14-30.
- HERRERA, J. (2004). "Business Cycles in Mexico and the United States: Do They Share Common Movements?", *Journal of Applied Economics* 7 (2), pp. 303-323.
- JOHANSEN, S. (1991). "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica* 59 (6), pp. 1551-1580.
- LANGE, C. and C. SAUER (2005). "Dollarization in Latin America: Seigniorage Costs and Policy Implications", *The Quarterly Review of Economics and Finance* 45 (4-5), pp. 662-679.
- LAKIĆŠ, D. ŠEHOVIĆ and J. ČETKOVIĆ (2016). "An Analysis of the Official Dollarization Regime in Montenegro: Theoretical Approaches and Empirical Evidence", *Journal of International Studies* 9 (2), pp. 48-64.
- LINDENBERG, N. and F. WESTERMANN (2012). "Common Trends and Common Cycles among Interest Rates of the G7-Countries", *Journal of Macroeconomics* 34 (4), pp. 1125-1140.
- MARÍ DEL CRISTO, M. and M. GÓMEZ-PUIG (2016). "Fiscal Sustainability and Dollarization the Case of Ecuador", *Applied Economics* 48 (23), pp. 2139-2155.
- MUSA, M. (1986). "Nominal Exchange Rate Regimes and the Behavior of Real Exchange Rate Regimes: Evidence and Implications", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 25, pp. 117-214.
- PERRON, P. and T. WADA (2009). "Let's Take a Break: Trends and Cycles in U.S. Real GDP", *Journal of Monetary Economics* 56 (6), pp. 749-765.
- QUISPE-AGNOLI, M. and E. WHISLER (2006). "Official Dollarization and the Banking System in Ecuador and El Salvador", *Economic Review* 91 (3), pp. 55-71.
- RODRIGUEZ, M. and J. DOMBROW (2015). "Dollarization and Real Estate Market Performance: Evidence from Housing in El Salvador", *Journal of Housing Research* 24 (1), pp. 37-53.
- SANDOVAL L.; J. MALAGA and C. CARPIO (2015). "Analysis of the Impact of Dollarization and CAFTA-DR on El Salvador's Trade Flows", *Southern Agricultural Economics Association's 2015 Annual Meeting*.
- SOTO, R. (2009). "Dollarization, Economic Growth, and Unemployment", *Economics Letters* 105 (1), pp. 42-45.
- YEPES, J. (2016). "Dollarization and Growth: A Synthetic Control Approach to Ecuador and El Salvador's Cases", *Master's Thesis, Baylor University*.
- VAHID, F. and R. Engle (1993). "Common Trends and Common Cycles", *Journal of Applied Econometrics* 8 (4), pp. 341-360.

DISENTANGLING THE DISTRIBUTIVE IMPACT OF FISCAL POLICY

DESCOMPOSICION DEL IMPACTO DISTRIBUTIVO DE LA POLITICA FISCAL

WALTER CONT*

CAF – Banco de Desarrollo de América Latina and Universidad Nacional de La Plata

ALBERTO PORTO**

Universidad Nacional de La Plata and Academia Nacional de Ciencias Económicas

Abstract

This paper provides a methodology to decompose the redistributive effect of fiscal policy for individual income units that belong to groups. This methodology is useful to identify how much of redistributive effect and also progressive/regressive effects apply within groups, between groups and among overlapping units, and whether there are tensions between different effects. A case study with an application of fiscal policy in Argentina for year 2010 is provided.

Keywords: Welfare Economics, Redistributive effect, Tax incidence, Expenditure benefits Measurement of Redistribution, Fiscal Policy.

JEL Classification: D63, H22, H23.

* Corresponding author. E-mail: wcont@caf.com

** CEFIP-IIIE-FCE-UNLP. E-mail: alberto@econo.unlp.edu.ar

This paper is part of Proyecto PICT 2016-0338-FONCYT.

Resumen

Este trabajo propone una metodología para descomponer el efecto redistributivo de la política fiscal para unidades individuales de ingreso cuando estas unidades pertenecen a grupos. La metodología es útil para desagregar cuánto del efecto redistributivo y de los efectos progresividad/regresividad se originan dentro de cada grupo, entre grupos, y por superposición de unidades, y si existen tensiones entre los efectos que resultan de esas desagregaciones. Se aporta como caso de estudio la ejecución de la política fiscal argentina en 2010.

Palabras clave: economía del bienestar; efecto redistributivo; incidencia impositiva; beneficio de gastos; medidas de redistribución; política fiscal.

Clasificación JEL: D63, H22, H23.

1. INTRODUCTION

Fiscal policy affects income distribution. The understanding of redistributive effects of fiscal policy has gained room since the paper by Musgrave and Thin (1948) almost seven decades ago. The contributions by Musgrave (1964), Reynolds and Smolensky (1977) and Kakwani (1977), among others, sprung a research agenda that is still fruitful nowadays. We identify four main contributions to the analysis of the redistributive effect: (i) the design of fiscal policy (size and progressiveness), (ii) the result of disentangling the effect by levels of government, (iii) the net effect of horizontal and vertical redistribution, and (iv) the effect of reranking on income redistribution. If an analysis of effects among different groups is relevant, literature has advanced on the last two sets of contributions. But a decomposition of vertical effect and of fiscal policy components in the presence of groups is lacking.

This paper introduces a methodology to decompose the distributive impact of fiscal policy (redistributive effect) that matches a decomposition of the reranking effect when individual units belong to identifiable groups. This approach matches the decomposition of the reranking effect provided by Monti et al. (2012). This way, we can identify how much of redistributive effect (and progressive / regressive effect) applies within groups, between groups and among overlapping units, and whether there are tensions between different effects.

We apply the measures to study the execution of consolidated (nation-provinces) fiscal policy in Argentina for year 2010, making use of previous results from Cont and Porto (2016a, 2017). Using this methodology, we find that the sources of personal income inequality in that year come from within-group (50 percent), differences in groups' average income (26 percent) and income overlapping of units belonging to different

groups (23 percent). Income redistribution of consolidated fiscal policy represents 19 percent of ex ante inequality and is the net result of a vertical effect partially compensated by a small reranking effect. We cluster provinces and income units in groups according to socioeconomic indicators. Under this selection of groups, we find that vertical and reranking effects distribute within-group and across-group evenly. A deeper analysis that distinguishes provincial and national budgets provides further insights: provincial expenditure is found to be the most progressive tool, reducing inequality within groups (53 percent of the progressive effect of provincial expenditure), reducing disparities between groups (19 percent) and reducing overlapping of income units (28 percent). The progressive effect of national expenditure and the regressive effect of national taxes distribute evenly within and between groups. They do not contribute to increase or reduce overlapping of income units. The impact of provincial taxes is regressive, as the net result of within and overlapping effects, partially compensated by a progressive effect between groups. An analysis from another angle - fiscal policy classified into cash-in kind instruments- reveals that both kinds of expenditures are progressive and include a 50-percent within-effect. Cash transfers have little transvariation effect (cash benefits do not change relative net-incomes to overlapping units from different groups). Taxes are regressive in all dimensions, except for a progressive transvariation effect for ex-ante taxes (which partially compensates a regressive effect caused by higher taxes paid, in average, by income units belonging to poorer groups). Qualitatively similar results are obtained when analyzing the effect of fiscal policy on regional income distribution. Finally, the methodology can be applied to different group selection criteria and to fiscal policy in other countries.

The paper develops as follows. Section 2 presents a conceptual framework and the relevant literature that contributed to the redistributive effect of fiscal policy. Section 3 advances further in the decomposition of the redistributive effect when there are different groups of income units and presents the proposed methodology of the paper. Section 4 applies the results to the case of Argentina for year 2010. Section 5 engages in the decomposition of redistributive, vertical and reranking effects when income units are pooled in different groups. Section 6 concludes. Two Appendixes provide complementary information.

2. FISCAL POLICY AND REDISTRIBUTION: VERTICAL AND RERANKING EFFECTS

Let $X=\{x_i\}$ and $Y=\{y_i\}$ be two distributions of income for a population with N individuals. By assuming that individuals weigh p_i (such that $\sum_i p_i = 1$) the setup allows for flexible interpretations: they may be individual households ($p_i=1/N$) or weighted units such as provincial quintiles or provinces in a country (being p_i the population size of a quintil-province or a province). We are interested in studying changes in income distribution caused by fiscal policy. Let

$$y_i = x_i + g_i - t_i$$

where x_i is ex ante income, g_i is expenditure benefits, t_i represents taxes and y_i is ex post or extended income corresponding to individual unit i .

We use a measure to summarize inequality associated to each distribution of income. Let the concentration index for any distribution A, given the ordering of distribution B, be $C_{A|B}$. For example, the distribution of ex post income, preserving the order according to ex ante income, is $C_{Y|X}$. The Gini coefficient of inequality corresponds to the concentration index for distribution A given the ordering of this distribution. In this case, $G_X = C_{X|X}$ and $G_Y = C_{Y|Y}$.

A main concern of the literature on public finance has been the understanding of the effect of fiscal policy on income distribution, at least since the “welfare state” view of the theory of the state (Musgrave and Thin, 1948, Musgrave, 1996). An approach to analyze different measures of redistribution is the Redistribution Effect (RE), defined as the difference between ex-ante and ex-post Gini coefficients:¹

$$RE = G_X - G_Y \quad (1)$$

where RE is definite positive if there is reduction of inequality (Kakwani, 1984, 1986, and Reynolds and Smolensky, 1977).

Given the information used in this paper, we consider the case that individual units have different ex ante income $\{x_i\}$. This way we disregard horizontal effects (i.e., unequal treatment of equals).² A decomposition of the redistribution effect (1) is

$$RE = (G_X - C_{Y|X}) + (C_{Y|X} - G_Y) = RS - R^{AP} = V^K - R^{AP} \quad (2)$$

where the first term is the Reynolds-Smolensky effect of income redistribution – positive definite – and the second term R^{AP} is the “reranking effect” (Atkinson, 1980, Plotnick, 1981; see also Lambert, 1985, 1988).³ Kakwani (1984, 1986) showed that the redistributive effect is a “vertical” effect of fiscal policy if individual income units preserve their order in the original (ex-ante income) ranking: $RE = V^K$.

¹ Other measures were proposed by Musgrave and Thin (1948): $RE^{MT} = (1 - G_Y)/(1 - G_X)$; and Kakwani (1984): $R^K = (G_X - G_Y)/G_X$. Moreover, other authors explored measures of the redistributive effect in a context of general Welfare functions (Aronson, Johnson and Lambert, 1994; Duclos, Jalbert and Araar, 2003).

² The analysis of pseudo horizontal effects is possible in this paper if we decompose the population in groups of “close equals” (van de Ven, Creedy and Lambert, 2001; Urban and Lambert, 2008). We do not pursue this line of research here but mention it in passing (see details in Feldstein, 1976).

³ At the time of the book by Reynolds and Smolensky (1977), reranking was not an issue and hence the RS effect was captured through $G_X - C_{Y|X}$ (see Urban, 2009).

Both effects received significant attention in the literature. Consider first that income units do not reorder after fiscal policy, so that $C_{Y|X} = G_Y$. The RS effect is fully decomposed into fiscal-policy contributions (Reynolds and Smolensky, 1977). Taking the results from Kakwani, specifically $K_t = G_X - C_{t|X}$ and $K_g = C_{g|X} - G_X$, where K_t and K_g are the Kakwani (1977) indexes of tax and expenditure progressivity (defined as the difference –properly measured– between the concentration of income and the concentration of the fiscal instrument) there is a link between the RS coefficient and the Kakwani coefficients:

$$RS = \tau.K_t + \gamma.K_g \quad (3)$$

where t and g are sizes of taxes and expenditures, respectively, measured as percentage of ex ante income, and $\tau = t/(1-t+g)$ and $\gamma = g/(1-t+g)$ are the corresponding sizes of taxes and expenditures, adjusted by surplus / deficit of the fiscal accounts (see Kakwani, 1977, 1984; Lambert, 1985, 1988; Jenkins, 1988). In the case of balanced budget ($t=g$),

$$RS = t.(K_t + K_g)$$

Equation (3) and the balanced-budget version show that, absent reranking, the redistribution effect can be fully decomposed into progressive and size effects of fiscal policy. This decomposition was widely studied by Reynolds and Smolensky (1977), Jenkins (1988) and others at the international level, and by Ahumada et al. (1996) and Cont and Porto (2014, 2016a, 2016b) in Argentina.

Consider now that income units change places after fiscal policy. Kakwani (1984, 1986) finds that the vertical effect V^K overestimates RE when there is reordering. Of course, the same happens with the RS decomposition. The difference between RE and V^K in equation (2) is known as the “reranking effect” (Atkinson, 1980; Plotnick, 1981) and is caused by the reordering of income units.

It is worth noticing that, throughout the literature, several Gini decompositions involved a residuum. Some authors found it difficult to explain (Mookherjee and Shorrocks, 1982) or explained it partially by reranking (Silber, 1989), or by differences in concentration areas (Bhattacharya and Mahalanobis, 1967), or attached an interpretation of expected value of a game played by individuals (Pyatt, 1976). Aronson, Johnson and Lambert (1994) linked the residuum to the reranking effect introduced by Atkinson and Plotnick.⁴ By construction, the reranking effect ($R^{AP} = G_Y - C_{Y|X}$) is non-negative definite.⁵

⁴ Other decompositions have been studied in the literature. The research line followed by Duclos (1993) considers an ordering of selected instruments of fiscal policy, for example, $\{t_1, t_2, g_1, g_2, g_3\}$. The decomposition following an ordering is useful in identifying which tax or expenditure is more important

Atkinson (1980) argued that changes in the ranking of observations do not affect the degree of inequality in the ex post distribution nor the redistributive effect. Rather, he regarded the reranking as a difference between two measures of redistribution effect (RE and V). Urban (2009b), taking on Atkinson and Plotnick, clarifies this argument by stating that reranking is a by-product of an income redistribution process; but that it does not contribute, positively or negatively, to the redistributive effect. Moreover, Urban (2009a) shows that reranking of income units does not influence the redistributive effect. In fact, the redistributive effect captures the narrowing of distance between income distributions, and reranking and vertical effects are endogenous results. A summary of the observations by Atkinson and Urban can be put this way: comparing any two distributions of income, RE is the difference of the Gini coefficients attached to both distributions. Given RE , if there is more (less) reranking, then there is more (less) vertical effect, and vice-versa.⁶

Finally, before having coined the reranking name, this effect had been referred to as a “horizontal effect” (Kakwani, 1984, 1986) because it seemingly captured the unequal treatment of equals. The horizontal effect was initially measured by Aronson, Johnson and Lambert (1994) and Aronson and Lambert (1994) over distributions that include ex ante exact equals. This way, the authors decomposed vertical and horizontal effects from reranking. The specific relationship is:

$$RE = V^{AJL} - H^{AJL} - R^{AJL}$$

In addition, the authors showed that $R^{AP} = R^{AJL}$. Again, the net $V - H$ effect overestimates RE when there is reordering.

On another line of research, Duclos, Jalbert and Araar (2003) decomposed the same effects, using a class of social welfare functions that considers both aversion to

in determining re-ranking. Jenkins (1988) proposes two decompositions to (2), the first one is equal to (3) -see equation (9) of his paper- and the second one being a decomposition into (i) interim distribution of ex ante income minus taxes and (ii) interim distribution of ex ante income plus expenditures (see equation (10) of his paper). However, this alternative approach to measuring fiscal policy effect and reranking cannot be matched to the traditional Kakwani vertical effect of taxes and expenditures so we do not pursue it here.

- ⁵ On another hand, both vertical and horizontal effects may have (different) ethic grounds based on welfare theory, while justifications for reranking are not straightforward. Notwithstanding, Schiller (1977), King (1983) and Wagstaff (2009) provide an alternative interpretation that reranking is a good result in that reflects mobility of income units. Wagstaff (2009) discusses this argument in a context of growth and income redistribution (and such interpretation could be difficult to argue in a context of execution of fiscal budgets).
- ⁶ Lerman and Yitzhaki (1995) represented the vertical and reranking effects starting from the ex post income distribution. The RE is, in this case, the sum of vertical and reranking effects. Consequently, the decomposition of RE between a vertical effect and reranking effect pivoting on ex ante ordering (as in Kakwani-Atkinson-Plotnick) or pivoting on ex post ordering (as in Lerman and Yitzhaki) is a practical matter, depending on the researcher preference to preserve pre-fiscal or post-fiscal rankings.

riskiness in net incomes and aversion to rank inequality, and encompasses both Gini and Atkinson coefficients:

$$RE = V^{DJA} - H^{DJA} - R^{DJA}$$

According to the authors, V^{DJA} represents the decrease in inequality yielded by a tax which treats equals equally, H^{DJA} measures the increase in overall income inequality attributable to the unequal post-tax treatment of pre-tax equals, and R measures the extent of reranking.

Given that data bases rarely contained exact ex ante income units, van de Ven, Creedy and Lambert (2001) and Urban and Lambert (2008) extended the analysis to groups of ex ante *close* equals.⁷ Urban and Lambert (2008) also reconsidered the interpretations of vertical, horizontal and reranking effects taking into consideration the possibility of reranking within close equals (WG) and reranking of entire groups (EG). In particular, they show that

$$RE = V^{UL} - H^{UL} - R^{AP}$$

where $V^{UL} = V^{AJL} + R^{EG}$, $H^{UL} = H^{AJL} - R^{WG}$ and $R^{AP} = R^{AJL} + R^{WG} + R^{EG}$.

3. RERANKING WHEN INDIVIDUAL UNITS BELONG TO MUTUALLY EXCLUSIVE GROUPS

This section advances further in the decomposition of Gini, and redistribution and reranking effects when population can be meaningfully divided into mutually exclusive groups. In this context, it introduces the main contribution of the paper, which is the measurement of distributive effects of fiscal policy under these conditions (Propositions 1 to 3).

Assume now that $\{x_i\}$ is partitioned into S groups of size N_s , such that individual units within group s_j have –not necessarily similar– ex ante income in $[x_{SjL}, x_{SjU}]$, which possibly overlap with income of individual units within group s_k $[x_{SkL}, x_{SkU}]$. This way, individual units belong to mutually exclusive groups. Relabel x_i as $x_{i,s}$ and y_i as $y_{i,s}$ (individual i , group s), such that average incomes are μ_X (ex ante average income), $\mu_{X,s}$ (ex ante average income of group s), μ_Y (ex post average income) and $\mu_{Y,s}$ (ex post average income of group s).

⁷ They study the case of distributions $\{x_i\}$ that can be partitioned into s groups of size N_s , such that all individual units within group s have ex ante income $x_{i,s}$ in $[x_{SL}, x_{SU}]$ and that the lower bound (SL) and upper bound (SU) at group level are such that groups do not overlap.

With this information, the Gini coefficient can be decomposed as in Bhattacharya and Mahalanobis (1967), Pyatt (1976), Silber (1989), Lambert and Aronson (1993), or Dagum (1997):⁸

$$G_X = G_X^W + G_X^A = G_X^W + G_X^T + G_X^B$$

that is, given the distribution $X=\{x_{ij}\}$, the Gini coefficient of inequality can be additively decomposed into the following effects: inequality within groups (G_X^W) and inequality across groups (G_X^A), which can be decomposed into inequality due to the possibility that income of units belonging to low-income groups is higher than income of units belonging to high-income groups (this effect is known as overlap or trans-variation; we use the second term: G_X^T) and inequality due to difference of mean income between groups (G_X^B). After the introduction by Bhattacharya and Mahalanobis (1967) and Pyatt (1976), this decomposition was explored in Argentina by Dieguez and Petrecolli (1978), Porto and Cont (1998). Lambert and Aronson (1993) present a similar decomposition, and identify a residuum as the overlapping effect of income units from different groups. Dagum (1997) suggests a similar decomposition as in Pyatt (1976) and defines the transvariation effect.

Monti et al. (2012) use the later definition to decompose the reranking effect when income distributions can be partitioned in groups. This way, reranking can be adapted to the case with groups which may overlap before and after taxes. Specifically, the authors show that

Result 1 (Monti *et al.*, 2012). The concentration index of ex post income (given ex ante ordering) $C_{Y|X}$ can be decomposed into

$$C_{Y|X} = C_{Y|X}^W + C_{Y|X}^A = C_{Y|X}^W + C_{Y|X}^T + C_{Y|X}^B \quad (4)$$

The reranking effect, defined in equation (2) as $R^{AP} = G_Y - C_{Y|X}$, is decomposed as

$$R^{AP} = G_Y^W + G_Y^A - C_{Y|X}^W - C_{Y|X}^A = R^W + R^A \quad (5)$$

In other words, the reranking effect can be decomposed into within-group reordering (i.e., how much of the reordering is taking place between income units belonging to the same group) and across-group reordering (i.e., how much reordering is taking place between richer units in poor groups vs. poorer units in rich groups). Finally, although the decomposition of across-group reranking (R^A) into an overlapping

⁸ In two separate works, Monti (2007) and Griffiths (2008) show that the traditional measures (Pyatt, Silber) and newer measures (Dagum) are all identical.

/ transvariation component ($R^T = G_Y^T - C_{Y|X}^T$) and a between-group component ($R^B = G_Y^B - C_{Y|X}^B$) is mathematically feasible, the authors argue that they are not proper measures of reranking.

The following propositions show that the same equality holds for concentration coefficients of any variable (say, t or g) preserving the ordering X , which allows us to decompose concentration curves, vertical effect, Kakwani and Reynolds-Smolensky coefficients in the presence of mutually exclusive groups.

Proposition 1: *Assume that individuals are pooled in S mutually exclusive groups. Consider that individuals identified by a pair of variables (X, Z) and are ordered according to variable X (first, increasing order of average x among groups; second, increasing order of individual x within groups). The concentration coefficient of variable Z , given the partition into s groups and the ordering X , can be decomposed into:*

$$C_{Z|X} = C_{Z|X}^W + C_{Z|X}^A = C_{Z|X}^W + C_{Z|X}^T + C_{Z|X}^B$$

Proof: see Appendix A.3.

Proposition 1 is helpful to decompose the Vertical / Reynolds Smolesnky coefficient in the presence of groups. The first result is summarized in

Proposition 2: *Assume that individuals are pooled in S mutually exclusive groups. Consider that are individuals identified by a pair of variables (X, Y) , where X is ex ante income and Y is ex post income, and are ordered according to variable X (first, increasing order of average x among groups; second, increasing order of individual x within groups). Then the Vertical Effect can be decomposed into within and across (and also into between and transvariation) effects:*

$$V = V^W + V^A = V^W + V^T + V^B \quad (6)$$

The proof is straightforward.

Next proposition shows that Kakwani coefficients and tax and expenditure effects of the Vertical / Reynolds Smolensky coefficient (equation (3)) can be further decomposed in the presence of groups.

Proposition 3: *Assume that individuals are pooled in S mutually exclusive groups, and are ordered according to variable X (first, increasing order of average x among groups; second, increasing order of individual x within groups). The Kakwani coefficients for expenditures and taxes can be decomposed as*

$$K_Z = K_Z^W + K_Z^A = K_Z^W + K_Z^T + K_Z^B$$

where $K_Z^A = K_Z^T + K_Z^B$, for $z=t, g$.

The vertical / Reynolds Smolensky effect can be decomposed as

$$\begin{aligned} RS &= \tau \cdot (K_t^W + K_t^T + K_t^B) + \gamma \cdot (K_g^W + K_g^T + K_g^B) \\ &= RS^W + RS^T + RS^B \end{aligned} \quad (7)$$

where $RS^l = \tau \cdot K_t^l + \gamma \cdot K_g^l$, for $l = W, T, B$, and $RS^A = RS^T + RS^B$.

This way, in the case with groups which may overlap before and after taxes we can get a wider picture of the effects of fiscal policy on redistribution, by shedding light on the impact of expenditures and taxes. Do they affect individuals of a specific group or they affect all population? What is more important, the size of the taxes or expenditures across groups or, whether they are progressive / regressive among such groups?

In the following sections we apply Propositions 1 to 3 to the case of Argentina, in order to show how the decomposition works. This way we disentangle the redistributive effect of fiscal policy shown in Cont and Porto (2016a, 2017).

4. APPLICATION: THE CASE OF ARGENTINA

4.1. Context

Argentina is a country located in South America. Average per capita income exceeded US\$ 9,000 in 2010. This average, however, hides large regional disparities, with provincial incomes ranging from US\$ 27,508 in the city of Buenos Aires to US\$ 3,781 in the province of Santiago del Estero. Such disparities also hold for other social indicators (Unsatisfied Basic Needs, for example), although other indicators may show less provincial heterogeneity (Human Development Index). Table B1 in Appendix B contains detailed information and explanations on these indicators.

In a related research agenda, we developed a database of personal and regional distribution of income, the execution of fiscal policy (consolidating national and provincial budgets), and an allocation of expenditure benefits and tax incidence on different units of income (quintiles at a provincial level) for Argentina between 1995 and 2010. With this database, answered several questions on the effects of fiscal policy on income distribution (Cont and Porto (2014, 2016a, 2016b and 2017) for the whole period or selected years. In this paper we select 2010 as the year of analysis, which is characterized by growth, decreasing inequality and balanced fiscal accounts.

The consolidated nation-provinces expenditure and revenues represented about 40 percent of GDP in 2010.^{9,10} We analyze the redistributive effect of public budget following two approaches. The first one through the national-provincial channels. This approach is relevant because provinces are responsible for the execution of 45 percent of consolidated expenditure, and the collection of 22 percent of taxes. Redistribution among provinces works through tax sharing (Coparticipation) rules, national expenditure and transfers by the national government. Redistribution among individuals works through expenditure benefits and tax incidence. The second approach is through cash-in kind expenditure channels. Cash transfers are public expenditures that go directly to individuals in cash (social security, social programs, etc.), and constitute a source of interim income (usually, the income declared in household surveys). In kind expenditures are public expenditures that benefit individuals through the services they render (education, health, some public subsidies to sustain lower prices of certain services –mainly transport and energy–, etc.). This approach is interesting because literature has discussed the effects of approaching beneficiaries through cash instruments rather than standard public goods.¹¹ Expenditure in the form of cash transfers represented 32 percent of total expenditure in 2010.

4.2. Aggregate measures for Argentina 2010

As an illustration the execution of the fiscal policy for Argentina in 2010 is used. This year is the last with full information for the consolidated nation-provinces expenditures, taxes and transfers, measured according to their economic effects, i.e., benefit of expenditures and incidence of taxes. Under a definition of personal distribution of income, units are quintiles within a province (5 quintiles x 24 provincial jurisdictions: 23 provinces and the City of Buenos Aires). Under a definition of regional distribution of income, units are provincial jurisdictions.

The left panel of Table 1 summarizes that, under a definition of personal distribution of income, starting from an initial level of 0.512 (Gini coefficient of inequality) the redistributive effect of fiscal policy (RE) was 0.098, or 19 percent of ex ante Gini.

Table 1 also presents the decomposition of the RE effect between the vertical / Reynolds-Smolensky effect (V) and reranking (R). In the personal dimension the vertical effect was 0.102 and the reranking effect represented 4 percent of personal

⁹ The research project referred to in the text was done using national accounts with base 1993. In 2014 the Argentine government changed the base year of national accounts to 2004. The consolidated expenditure represented 40 percent of GDP in 2010 with the 1993 accounts, and almost 30 percent of GDP with the new accounts. The public sector continued growing in Argentina to peak 42.5 percent of the GDP in 2015 (new accounts).

¹⁰ Municipal budgets are excluded because detailed information is unavailable. They represent around 8 percent of total expenditure in Argentina. Nonetheless, they are partially considered in the analysis through the transfers from provinces to municipalities (which represent about half of municipal expenditures).

¹¹ See, for example, Gimpelson and Treisman (2002), and Calvo and Murillo (2004).

RE. Even though reranking may seem low, it is in line with effects estimated by the literature. For example, Aronson and Lambert (1994, p. 291) estimate a 5 percent reranking effect in British tax policy (based on fiscal data of the United Kingdom family expenditure survey). The same authors refer to data from Marenzi (1993) to find a 1.8 percent reranking effect in Italy tax policy. Urban and Lambert (2008) estimate a 12 percent reranking effect caused by direct taxes in Croatia for year 2003. Monti et al. (2012) estimate a 5.7 percent reranking effect caused by taxes and government transfers in the US for year 2007. Curiously, Kim and Lambert (2007) estimated a 36 percent reranking effect caused by a broad definition of fiscal policy in US for year 2004. Duclos, Jalbert and Araar (2003) present an illustration of a measure that combines the Gini and Atkinson coefficients for Canada in 1981-1995 and find erosion due to horizontal inequality and reranking of about 15 to 21 percent of the net redistributive effect.

The right panel of Table 1 summarizes that, under a regional definition of income distribution, starting from an initial level of 0.267, RE was 0.032, or 12 percent of ex ante Gini. The vertical effect was 0.036 and the reranking represented 10 percent of regional RE. This effect is calculated ordering provinces by per capita income and is found significant.¹² Porto (2017) shows that reranking is much stronger if the initial ranking is based on the provincial revenues (as in Germany).

A final observation from Table 1 is that, under both definitions of income distribution (personal and regional), there is a partial compensation of the vertical V effect as fiscal policy in Argentina creates reranking of income units (individuals-quintiles / provinces). The reranking effect is stronger on the regional dimension than on the personal dimension.

Table 2 presents the Reynolds-Smolensky (vertical) coefficient for personal and regional distribution of income, following the two approaches of national-provincial budgets and cash-in kind expenditures motivated above.

Consider first the personal dimension of income distribution. Under a decomposition of fiscal budget between national and provincial levels, column (I) in Table 2 shows that provincial expenditure is highly progressive and represent 40 percent of consolidated expenditure, followed by national expenditure (60 percent of consolidated). Taxes are regressive, but national taxes have stronger redistributive effect as they represent 78 percent of consolidated (national – provincial) revenues. Under a decomposition

¹² Cont and Porto (2016b, 2017) provide more details and shows that many provinces benefit from redistribution, but to different degrees. For example, poor provinces like Formosa, La Rioja or Santiago del Estero scale several positions in the ranking based on ex post income, while other provinces that also benefit from redistribution scale less (Catamarca, Río Negro or Jujuy) or even lose positions (Salta, Corrientes or Tucumán). The province of Buenos Aires contributes to redistribution and loses positions, while the city of Buenos Aires also contributes to redistribution but keeps separated from the rest of the jurisdictions.

TABLE 1

ARGENTINA 2010. GINI EX ANTE (G_X) AND EX POST (G_Y), CONCENTRATION INDEX OF EX POST INCOME ($C_{Y|X}$), REDISTRIBUTION EFFECT (RE) AND DECOMPOSITION BETWEEN VERTICAL (V) AND RERANKING (R) EFFECTS

	Personal	Regional
G_X	0.512	0.267
$C_{Y X}$	0.410	0.231
G_Y	0.414	0.235
RE	0.098	0.032
V (RS)	0.102	0.036
R	0.004	0.003
R/RE	4.0%	10.1%

Notes: RE=V-R.

Source: National aggregates based on provincial data from Cont and Porto (2016b, 2017).

TABLE 2

ARGENTINA 2010. DECOMPOSITION OF THE VERTICAL – REYNOLDS SMOLENSKY EFFECT: NATIONAL – PROVINCIAL BUDGETS; CASH-IN KIND EXPENDITURES

National - Provincial decomposition of RS			Cash-In Kind decomposition of RS		
	Personal	Regional		Personal	Regional
	(I)	(II)		(III)	(IV)
τ_N	0.303	0.303	τ_{xC}	0.104	0.104
K_{tN}	-0.122	-0.156	K_{txC}	-0.062	-0.209
τ_P	0.084	0.084	τ_{xE}	0.283	0.283
K_{tP}	-0.115	-0.046	K_{txE}	-0.142	-0.104
γ_N	0.212	0.212	γ_C	0.122	0.122
K_{gN}	0.250	0.196	K_{gC}	0.326	0.224
γ_P	0.176	0.176	γ_E	0.265	0.265
K_{gP}	0.543	0.256	K_{gE}	0.409	0.223
V (RS)	0.102	0.036	V (RS)	0.102	0.036

Notes: The definition of (K_t , τ , K_g , γ) is done in equation (3). In this table we apply it to the division of National and Provincial budgets (subscript N and P, correspondingly) and to Cash-In Kind expenditures (subscript C and E, correspondingly). The results on redistribution of personal income reported in this table are consistent with those reported in Cont and Porto (2016a) for a different definition of income units.

of fiscal budget between cash transfers and in-kind expenditures,¹³ column (III) in Table 2 shows that in-kind expenditure is the most redistributive tool, followed by cash expenditures. As expected, t_{xE} is more regressive than t_{xC} , and also weighs more in a country where indirect taxation takes a high share -73 percent- of total taxes.

Table 2 also decomposes the Reynolds-Smolensky (vertical) effect for regional distribution of income. Under a decomposition of fiscal budget between national and provincial levels, column (II) in Table 2 shows that expenditure is less progressive and national taxes are more regressive when the effects are calculated over 24 provincial jurisdictions rather than 120 income units (quintil-provinces). On the other hand, provincial taxes are less regressive. These results are reasonable from an aggregate point of view: treating all quintiles in a province equally in a regional comparison, provincial expenditures (which are the main progressive tool to explain the redistribution effect) are less progressive and also provincial taxes are less regressive, when analyzed under a regional definition of income. Overall, the redistributive effect is lower at the regional level, mainly because of the reduced progressive effect of provincial expenditures (provided that sizes are the same under both definitions of income distribution). This result is also found for the progressive effect of in-kind expenditures at a regional level (column IV in Table 2).

5. REDISTRIBUTION AND RERANKING EFFECTS UNDER DIFFERENT GROUPS

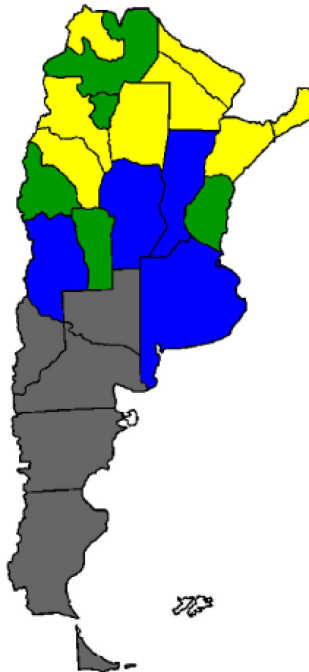
In this section we apply the new methodology to a specific pooling of provinces into mutually exclusive groups, in order to show the contribution of Propositions 1 to 3 to the analysis of redistributive effect of fiscal policy.

We classify provinces into four groups according to their socio-economic levels, following Nuñez Miñana (1972). The socio-economic classification process is based on population, population dispersion and development gap measured with quality of human resources, quality of housing and automobiles per inhabitant. The four groups are denominated Advanced, Low Density, Intermediate and Lagged. Using the terminology of Section 2, $S=4$, and each s includes individual units depending on the number of provinces in each group: the Advanced group consists of 5 provinces (25 quintiles), the Low-Density group consists of 6 provinces (30 quintiles), the Intermediate group consists of 5 provinces (25 quintiles), and the Lagged group

¹³ In the cash-in kind decomposition of budget, taxes related to cash transfers (t_{xC} in Table 2) are taxes paid by economic agents at the time of receiving their income (mostly, labor and income taxes). Taxes related to in kind expenditures (t_{xE} in Table 2) are taxes collected after agents receive their income (consumption taxes, property taxes, etc.). Although there is a high correlation between direct taxes and t_{xC} , and between indirect taxes and t_{xE} , they are not strictly the same.

consists of 8 provinces (40 quintiles).¹⁴ Figure 1 depicts the Argentine provinces according to this classification.¹⁵

FIGURE 1
GROUPS OF PROVINCES ACCORDING TO DEVELOPMENT LEVEL
Advanced, Low Density, Intermediate and Lagged Provinces



Source: Table B1 and footnote 14. Blue: Advanced; Grey: Low Density; Green: Intermediate; Yellow: Lagged.

¹⁴ The group of Advanced Jurisdictions includes the city of Buenos Aires, and the provinces of Buenos Aires, Córdoba, Mendoza and Santa Fe. The group of Intermediate Jurisdictions comprises Entre Ríos, Salta, San Juan, San Luis and Tucumán. The group of Low Density Jurisdictions includes Chubut, La Pampa, Neuquén, Río Negro, Santa Cruz and Tierra del Fuego. The group of Lagged Jurisdictions comprises Catamarca, Chaco, Corrientes, Formosa, Jujuy, La Rioja, Misiones and Santiago del Estero.

¹⁵ The methodology can be applied to different criteria to form groups, provided a properly the selection has economic interests. For example, given the federal nature of fiscal policy in Argentina, there is a regional redistribution among beneficiary provinces and contributing ones through the revenue sharing (coparticipation) rules. It may be of interest to classify provinces into two groups ($S=2$) and to study the redistributive effect of fiscal policy by understanding the within, between and transvariation effects between those two groups. This analysis is available to the reader upon request.

The level of activity is concentrated in the Advanced Group (78 percent of GDP in 5 provincial jurisdictions, for an area that represents 27 percent of the total surface and includes 66 percent of population). On the other end, the 8 provinces of the Lagged group cover 24 percent of the surface, holds 15 percent of population but contributes to 7 percent of the GDP (see details in Table B1 in Apendix B).

Tables 3 and 4 show the decomposition of the Gini, concentration, progressiveness and redistribution indexes within-groups and across-groups (and also between groups and overlapping of income units from different groups) for the definition of personal distribution of income.

TABLE 3

ARGENTINA 2010. DECOMPOSITION OF RE, V AND R INTO WITHIN, BETWEEN AND TRANSVARIATION COMPONENTS. PERSONAL DISTRIBUTION OF INCOME

G_X	0.512	$C_{Y X}$	0.410		G_Y	0.414	
G^W_X	0.263	$C^W_{Y X}$	0.213		G^W_Y	0.215	
G^A_X	0.248	$C^A_{Y X}$	0.197		G^A_Y	0.199	
G^T_X	0.114	$C^T_{Y X}$	0.088		G^T_Y	0.089	
G^B_X	0.134	$C^B_{Y X}$	0.109		G^B_Y	0.110	
					RE	0.098	
		V	0.102		R	0.004	
		V^W	0.051	50%	R^W	0.002	51%
		V^A	0.051	50%	R^A	0.002	49%
		V^T	0.026	25%			
		V^B	0.026	25%			

Notes: G: Gini; C: concentration index; V: vertical effect; RE: redistributive effect; R: reranking effect. Superscripts W: within groups, A: across groups, T: transvariation or overlap, B: between or average income among groups. Subscripts X: ex ante; Y|X: ex post income with ex ante ordering; Y: ex post income with ex post ordering.

Ex ante income inequality in year 2010 ($G_X = 0.512$) is evenly distributed between within-group inequality (0.263) and across-group inequality (0.248). Moreover, across-group inequality is explained by differences in groups' average income (54 percent: 0.134 out of 0.248) and income overlapping of units belonging to different groups (46 percent: 0.114 out of 0.248).

The redistribution effect of consolidated fiscal policy is 0.098 in that year, reducing the Gini coefficient to 0.414. RE is the net result of a vertical effect ($V = 0.102$) partially compensated by reranking ($R = 0.004$). The quantification of equations (5)-(6) to the four-group classification shows the interesting result that both the vertical a reranking effects are also evenly distributed between within-group and across-groups effects

($V^W = V^A$, and $R^W = R^A$, respectively) and that the redistributive vertical effect across groups also distributes evenly between reduction of average incomes and reduction of income overlaps ($V^T = V^B$).

Table 4 further explores the vertical / Reynolds-Smolensky effect for the national-provincial and the cash-in kind decomposition of consolidated budget. In the case of national-provincial decomposition of the consolidated budget, provincial expenditure is identified as the most progressive tool for income redistribution ($K_{gP} = 0,543$). The within-group effect of K_{gP} is very important, as it should be expected from a redistributive provincial tool (53 percent of 0.543), but there is also a side-effect in the reduction of overlapping (28 percent of 0.543) meaning that poor income units in high-income groups receive significantly more provincial expenditure than rich income units from low-income groups. This is a plausible result: provinces are engaged in redistribution within their own jurisdictions and allocate resources to lower quintiles (including provinces with high income). Moreover, about 19 percent of the progressive effect corresponds to a reduction of disparities between groups, as provinces with lower average income (say, Intermediate and Lagged) engage in higher levels of provincial expenditure than provinces with higher average income (mainly, the Advanced group).¹⁶

TABLE 4

ARGENTINA 2010. DECOMPOSITION OF THE VERTICAL – REYNOLDS SMOLENSKY EFFECT INTO WITHIN, BETWEEN AND TRANSVARIATION COMPONENTS. PERSONAL DISTRIBUTION OF INCOME

National - Provincial decomposition of RS					Cash-In Kind decomposition of RS				
	Full	W	T	B		Full	W	T	B
τ_N	0.303				τ_{xC}	0.104			
K_{tN}	-0.122	-0.069	0.008	-0.060	K_{txC}	-0.062	-0.047	0.060	-0.074
τ_P	0.084				τ_{xE}	0.283			
K_{tP}	-0.115	-0.086	-0.086	0.057	K_{txE}	-0.142	-0.082	-0.039	-0.020
γ_N	0.212				γ_C	0.122			
K_{gN}	0.250	0.133	0.017	0.100	K_{gC}	0.326	0.178	0.045	0.104
γ_P	0.176				γ_E	0.265			
K_{gP}	0.543	0.288	0.152	0.103	K_{gE}	0.409	0.215	0.094	0.100
$V(RS)$	0.102	0.051	0.026	0.026	$V(RS)$	0.102	0.051	0.026	0.026

Notes: The definition of (Kt, τ , Kg, γ) is done in equation (3). In this table we apply it to the division of National and Provincial budgets (subscript N and P, correspondingly) and to Cash-In Kind expenditures (subscript C and E, correspondingly).

¹⁶ Provinces in the Low Density group, by the mere reason of having low population, display higher per-capita expenditures that provinces in Intermediate and Lagged group. But, on the other hand, their relative weight compared to other groups is low.

National expenditures are also progressive ($K_{gN} = 0.250$ in Table 4). Inasmuch redistributing income, the qualitative effects are like those of provincial expenditures. But the composition of national expenditure is balanced between progressiveness within groups and between groups. National taxes are regressive ($K_{tN} = -0.122$ in Table 4) with main effect within groups and between groups. There is no significant overlapping effect from national taxes and expenditures.

Provincial taxes are regressive (and have little redistributive effect because of size). However, the decomposition from equation (7) unravels certain aspects of provincial taxation that were unknown so far. On the one hand, the magnitude of the regressive transvariation effect is like that of the within-group effect. In this case, poor income units in high-income groups pay more provincial taxes than rich income units from low-income groups (increasing overlaps). On the other hand, the impact of provincial taxes is progressive between groups, partially counterbalancing the net regressive effect.

In the case of cash-in kind decomposition of the consolidated budget the in-kind expenditure is identified as the most progressive tool for income redistribution ($K_{gE} = 0.409$) followed by cash-transfers ($K_{gE} = 0.326$). In both cases, within-group effect represents over 50 percent of the progressive effect, respectively. However, they have different progressive effect across groups: in the case of in-kind (cash) expenditure the between-group effect represents 24 percent (32 percent), while the transvariation effect represents 23 percent (14 percent), of the progressive effect. The overlapping effect of cash transfers is low (0.045) as the benefit received by income units belonging to different groups do not cause significant relative changes in ranking.

Taxes collected ex ante (t_{xC}) also show interesting effects: they are regressive ($K_{tXC} = -0.062$), with a higher within effect (-0.047) than across (-0.015) effect. However, the latter effect hides a strong regressive between-effect (-0.074) partially compensated by an overlapping effect (0.060). On the one hand, high income groups contribute less to such taxes, in average; on the other hand, high income units belonging to poorer groups contribute more taxes than low income units belonging to richer groups (reducing overlapping). Finally, taxes collected after individuals receive their income (t_{xE}) are regressive in all dimensions.

Next, we analyze the redistributive effect of consolidated fiscal policy for a distribution of income across provinces. Tables 5 and 6 show the decomposition of the Gini, concentration, progressiveness and redistribution indexes within-groups and across-groups (and also between groups and overlapping among groups) for the definition of regional income distribution.

Ex ante income inequality ($G_X = 0.267$) can be decomposed between within-group inequality (0.110) and across-group inequality (0.157). Moreover, across-group inequality is mostly explained by differences in average income among different groups (85 percent: 0.134 out of 0.157) and little by income overlapping of units belonging to different groups (15 percent: 0.023 out of 0.157). The redistribution effect of consolidated fiscal policy is 0.032, reducing the Gini coefficient to 0.235. *RE* is the net result of a vertical effect ($V = 0.036$) partially compensated by reranking

TABLE 5

ARGENTINA 2010. DECOMPOSITION OF RE, V AND R INTO WITHIN, BETWEEN AND TRANSVARIAION COMPONENTS. REGIONAL DISTRIBUTION OF INCOME

G_X	0.267	$C_{Y X}$	0.231		G_Y	0.235	
G^W_X	0.110	$C^W_{Y X}$	0.104		G^W_Y	0.105	
G^A_X	0.157	$C^A_{Y X}$	0.127		G^A_Y	0.130	
G^T_X	0.023	$C^T_{Y X}$	0.018		G^T_Y	0.020	
G^B_X	0.134	$C^B_{Y X}$	0.109		G^B_Y	0.110	
					RE	0.032	
		V	0.036		R	0.003	
		V^W	0.005	15%	R^W	0.000	9%
		V^A	0.030	85%	R^A	0.003	91%
		V^T	0.005	13%			
		V^B	0.026	72%			

Notes: G: Gini; C: concentration index; V: vertical effect; RE: redistributive effect; R: reranking effect. Superscripts W: within groups, A: across groups, T: transvariation or overlap, B: between or average income among groups. Subscripts X: ex ante; Y|X: ex post income with ex ante ordering; Y: ex post income with ex post ordering.

TABLE 6

ARGENTINA 2010. DECOMPOSITION OF THE VERTICAL – REYNOLDS SMOLENSKY EFFECT INTO WITHIN, BETWEEN AND TRANSVARIAION COMPONENTS. REGIONAL DISTRIBUTION OF INCOME

National - Provincial decomposition of RS					Cash-In Kind decomposition of RS				
	Full	W	T	B		Full	W	T	B
τ_N	0.303				τ_{xC}	0.104			
K_{tN}	-0.156	-0.076	-0.019	-0.060	K_{xcC}	-0.209	-0.108	-0.027	-0.074
τ_P	0.084				τ_{xE}	0.283			
K_{tP}	-0.046	-0.063	-0.040	0.057	K_{xcE}	-0.104	-0.061	-0.023	-0.020
γ_N	0.212				γ_C	0.122			
K_{gN}	0.196	0.072	0.025	0.100	K_{gC}	0.224	0.091	0.029	0.104
γ_P	0.176				γ_E	0.265			
K_{gP}	0.256	0.105	0.049	0.103	K_{gE}	0.223	0.085	0.039	0.100
V (RS)	0.036	0.005	0.005	0.026	V (RS)	0.036	0.005	0.005	0.026

Notes: The definition of (Kt, τ , Kg, γ) is done in equation (3). In this table we apply it to the division of National and Provincial budgets (subscript N and P, correspondingly) and to Cash-In Kind expenditures (subscript C and E, correspondingly).

($R = 0.003$). From quantification of equations (5)–(6), we find that changes in average incomes between groups represent 72 percent of the across groups vertical effect. Also, the reranking effect is mostly explained by narrowing of differences across groups (91 percent). In both measures, within-group effects are small.

Table 6 further explores the vertical / Reynolds-Smolensky effect for the national-provincial and the cash-in kind decomposition of consolidated budget. Qualitative results are similar to those discussed for personal distribution of income. We highlight here that within-group effects of both national and provincial expenditures are lower than, and between-group effects are equal to, those obtained for the personal definition of income distribution.

In the case of cash-in kind decomposition, the overlapping effect of ex ante taxes (t_{xc}) is regressive (it was positive in the case of personal distribution of income). Richer provinces in poorer groups contribute relatively less to ex ante taxes.

6. CONCLUSIONS

This paper reviews results from the literature on the effect of fiscal policy on income redistribution and provides a new decomposition of the redistributive effect of fiscal policy when individual units belong to identifiable groups. Sections 2 and 3 discussed the contributions by the literature on (i) the decomposition of the redistribution effect between a vertical effect and a reranking effect (an horizontal effect is absent in this paper because the data does not have ex ante equal individual units), (ii) the equivalence of the vertical effect and the Reynolds-Smolensky effect, (iii) the decomposition Reynolds-Smolensky coefficient of redistribution into size and progressive (Kakwani) effects, (iv) the decomposition of the Gini coefficient into within-group, between-group and transvariation effects, and (v) the decomposition of the reranking effect into within-group and across-group effects. This paper proposes a decomposition among within-group, between-group and transvariation effects in the presence of groups to the vertical / Reynolds-Smolensky effect and to the progressiveness effect of the Reynolds-Smolensky coefficient.

Sections 4 and 5 apply decompositions of Gini, RE and RS in the presence of groups for a selected case: Argentina in year 2010. We extend previous finding in the literature with the following results:

First, personal income inequality in year 2010 ($G_X = 0.512$) is distributed among within-group (50 percent), differences in groups' average income (26 percent) and income overlapping of units belonging to different groups (23 percent). Income redistribution of consolidated fiscal policy ($RE = 0.098$) represents 19 percent of ex ante inequality and is divided into a vertical effect ($V = 0.102$) and a compensating reranking effect ($R = 0.004$).

When provinces and income units are clustered in groups according to socioeconomic indicators (Núñez Miñana), both vertical and reranking effects distribute within-

group and across-group evenly. The vertical / Reynolds-Smolensky effect is also decomposed in three parts: In the case of national-provincial analysis fiscal policy, provincial expenditure is found to be the most progressive tool, reducing inequality within groups (53 percent of the progressive effect of provincial expenditure), reducing disparities between groups (19 percent) and reducing overlapping of income units (28 percent). The progressive effect of national expenditure and the regressive effect of national taxes distribute evenly within and between groups. They do not contribute to increase or reduce overlapping of income units. The impact of provincial taxes is regressive, as the net result of within and overlapping effects, partially compensated by a progressive effect between groups.

In the case of cash-in kind analysis fiscal policy, both kinds of expenditures are progressive and include a 50-percent within-effect. Cash transfers have little transvariation effect (cash benefits do not change relative net-incomes to overlapping units from different groups). In general, taxes are regressive in all dimensions, except for a progressive transvariation effect for ex-ante taxes (which partially compensates a regressive effect caused by higher taxes paid, in average, by income units belonging to poorer groups).

Regional income inequality in year 2010 ($G_X = 0.267$) is distributed within-group (41 percent), differences in groups' average income (50 percent) and income overlapping of provinces belonging to different groups (9 percent). Income redistribution of consolidated fiscal policy ($RE = 0.032$) represents 12 percent of ex ante inequality. A vertical effect ($V = 0.036$) is partially compensated by reranking ($R = 0.003$).

Changes in average income between groups represent 72 percent of the across groups vertical effect. Reranking is mostly explained by narrowing of differences across groups. Within-group effects are small for both components of redistribution. Qualitative results from the decomposition of the Reynolds-Smolesnky effect are quite similar to those discussed for personal distribution of income. A first difference concerns the main factor of progressiveness of national and provincial expenditures: between-group effects are equal and within-group effects are weaker than those corresponding to personal income redistribution. A second difference is that taxes are regressive in all dimensions for both decompositions of fiscal policy (national-provincial and cash-in kind).

The results obtained for the transvariation effects are interesting because an important question in the theory of fiscal federalism is the relevant dimension of distribution: regional distribution, personal distribution or both?. As stated by Oates, "...The problem is that even relatively poor communities usually contain some wealthy persons, and, similarly, rich jurisdictions often have some poor residents..." (Oates, 1972, p.31). As a result, in some cases, fiscal policy will tend to move from lower-income units to relatively wealthy individuals. In the case of Argentina, the transvariation effects of national fiscal variables improve income distribution but provincial taxes go in the opposite direction (poor income units in high-income groups pay more provincial taxes than rich income units from low-income groups).

The findings of this paper may also be useful for the design of fiscal policy in a federal country like Argentina where regional and personal distribution of income is one of many sources of conflicts in the public policy arena. They were put forward since the time of the national organization and the National Constitution of 1853 and the concern remains until now; for example, the Constitution of 1994 ordered the enacting of a new Revenue Sharing Law by the end of 1996. After more than 25 years, the law has not been passed yet. Fiscal policy issues include, among others, rebalancing expenditures among different kinds or levels of governments, as well as the re-designing the tax system and eliminating tradeoffs observed from the current context.

A final observation is in order. The methodology developed is useful to identify the effects within groups, between groups and among overlapping units, and whether there are tensions among them, but each classification may display different results. This may suggest a careful selection of groups, depending on the objective sought by the analyst or the policy maker.

APPENDIX A

A.1. Decomposition of Gini coefficients

In this Appendix we describe the Gini and concentration indexes used throughout the paper. Let $X=\{x_i\}$ and $Y=\{y_i\}$ be two income distributions. The Gini coefficient for a distribution, say X , is presented in three different versions

$$G_X = \left\{ \begin{array}{l} \frac{1}{2\mu_X} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N |x_i - x_j| \cdot p_i \cdot p_j \\ \frac{1}{\mu_X} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \max\{0; x_i - x_j\} \cdot p_i \cdot p_j \\ \frac{1}{2\mu_X} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N (x_i - x_j) \cdot p_i \cdot p_j \cdot I\{r_X(x_i) - r_X(x_j)\} \end{array} \right.$$

where p_i is the (population) weight of income unit i and μ_X is the average income corresponding to distribution X . The indicator function $I\{r_X(x_i) - r_X(x_j)\} = I^{X}_{i,j}$ is such that

$$I(h) = \left\{ \begin{array}{ll} 1 & \text{if } h \geq 0 \\ -1 & \text{if } h < 0 \end{array} \right.$$

These are three definitions among a long list of alternative definitions of the Gini coefficient of inequality.

Consider the case of a population partitioned in S groups, ordered according to average income within groups ($s > r$ iff $\mu_{X,s} > \mu_{X,r}$). The Gini coefficient for distribution X can be decomposed into three effects:

$$G_X = G_X^W + G_X^A = G_X^W + G_X^T + G_X^B$$

where G_X^W is a *within-group* component, G_X^T stands for a *transvariation / overlapping*, G_X^B is a *between-groups* component, and G_X^A corresponds to an *across-groups* component (which is the sum of the between and overlapping effects).

There are several representations of the components. For convenience, we illustrate the decomposition followed by Dagum (1997) and Monti et al. (2012):¹⁷

¹⁷ Alternative representations can be obtained from Bhattacharya-Mahalanobis (1967) and Pyatt (1976), also used by Diegues and Petrecolli (1978) and Cont and Porto (1998).

$$G_X^W = \frac{1}{2\mu_X} \sum_{s=1}^S \left[\sum_{l=1}^{N_s} \sum_{m=1}^{N_s} (x_{l,s} - x_{m,s}) \cdot p_{l,s} \cdot p_{m,s} \cdot I_{l,s-m,s}^X \right]$$

$$G_X^T = \frac{1}{\mu_X} \sum_{s=2}^S \sum_{r=1}^{s-1} \left[2 \sum_{l=1}^{N_s} \sum_{\substack{m=1 \\ \{x_{l,s} < x_{m,r}\}}}^{N_r} (x_{m,r} - x_{l,s}) \cdot p_{l,s} \cdot p_{m,r} \right]$$

The G_X^T component is calculated after sorting groups s in increasing order of average income ($\mu_{X,s}$), so that it adds all income differentials such that $\mu_{X,s} > \mu_{X,r}$ and $x_{m,r} > x_{l,s}$ (see that first sum goes from $s=2$ to S , and the second sum goes from $r=1$ to $s-1$). As with the Pyatt decomposition, $G_X^T=0$ if $\min\{x_{l,s}\} > \max\{x_{m,r}\}$ for all pairs of groups.

Finally,

$$G_X^B = \frac{1}{\mu_X} \sum_{s=2}^S \sum_{r=1}^{s-1} (\mu_{X,s} - \mu_{X,r}) \cdot p_s \cdot p_r = \frac{1}{\mu_X} \sum_{s=2}^S \sum_{r=1}^{s-1} \left[\sum_{l=1}^{N_s} \sum_{m=1}^{N_r} (x_{m,r} - x_{l,s}) \cdot p_{l,s} \cdot p_{m,r} \right]$$

and hence

$$G_X^A = \frac{1}{2\mu_X} \sum_{s=1}^S \sum_{r \neq s}^S \left[\sum_{l=1}^{N_s} \sum_{m=1}^{N_r} (x_{l,s} - x_{m,r}) \cdot p_{l,s} \cdot p_{m,r} \cdot I_{l,s-m,s}^X \right]$$

The same definitions apply to the Gini coefficient corresponding to the Y distribution.

A.2. Decomposition of concentration coefficients

Monti et al. (2012) also show that the concentration coefficient of Y distribution, while preserving the ordering from the X distribution, is:

$$C_{Y|X} = \frac{1}{2\mu_Y} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N (y_i - y_j) p_i p_j \cdot I_{i-j}^{Y|X}$$

where the indicator function $I(h)$ previously defined applies to the ordering $Y|X$ (i.e., the values y_i are ordered according to increasing values of x_i , and the indicator $I_{i-j}^{Y|X}$ takes value of 1 if $x_i \geq x_j$). The difference between G_Y and $C_{Y|X}$ arises when $x_i > x_j$ and $y_i < y_j$ (or vice-versa). The authors show that $C_{Y|X}$ can be decomposed in within- and across- effects:

$$C_{Y|X} = C_{Y|X}^W + C_{Y|X}^A$$

where

$$C_{Y|X}^W = \frac{1}{2\mu_Y} \sum_{s=1}^S \left[\sum_{l=1}^{N_s} \sum_{m=1}^{N_s} (y_{l,s} - y_{m,s}) \cdot p_{l,s} \cdot p_{m,s} \cdot I_{l,s-m,s}^{Y|X} \right]$$

$$C_{Y|X}^A = \frac{1}{2\mu_Y} \sum_{s=1}^S \sum_{r \neq s} \left[\sum_{l=1}^{N_s} \sum_{m=1}^{N_r} (y_{l,s} - y_{m,r}) \cdot p_{l,s} \cdot p_{m,r} \cdot I_{l,s-m,r}^{Y|X} \right]$$

This way, reranking $(R = G_Y - C_{Y|X})$ can be decomposed into $R^W = G_Y^W - C_{Y|X}^W$ and $R^A = G_Y^A - C_{Y|X}^A$. Even though $C_{Y|X}^A$ can be decomposed into $C_{Y|X}^B$ and $C_{Y|X}^T$, Monti et al. (2012) show that $R^T = G_Y^T - C_{Y|X}^T$ and $R^B = G_Y^B - C_{Y|X}^B$ are not proper measures of reranking.

A.3. Proof of Proposition 1

In Section A.2 of this Appendix we stated that Monti et al. (2012) showed that $C_{Y|X} = C_{Y|X}^W + C_{Y|X}^T + C_{Y|X}^B$. Now take another distribution, say Z , such that groups are ordered according to a non-decreasing order of the mean $\mu_{X,s}$, and values z_i are lined up in non-decreasing ordering of x_i within each group s . The concentration coefficient $C_{Z|X}$ of Z distribution, while preserving the ordering from the X distribution, is:

$$C_{Z|X} = \frac{1}{2\mu_Z} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N (z_i - z_j) p_i p_j \cdot I_{i-j}^{Z|X}$$

where μ_Z is the average of variable z_i and

$$I_{i-j}^{Z|X} = I \left\{ r_Z(z_i) - r_Z(z_j) \right\}, \text{ where } I(h) = \begin{cases} 1 & \text{if } h \geq 0 \\ -1 & \text{if } h < 0 \end{cases}$$

It is straightforward to extend the decomposition of $C_{Z|X}$ as:

$$C_{Z|X} = C_{Z|X}^W + C_{Z|X}^A = C_{Z|X}^W + C_{Z|X}^B + C_{Z|X}^T$$

where

$$\begin{aligned}
 C_{Z|X}^W &= \frac{1}{2\mu_Z} \sum_{s=1}^S \left[\sum_{l=1}^{N_s} \sum_{m=1}^{N_s} (z_{l,s} - z_{m,s}) \cdot p_{l,s} \cdot p_{m,s} \cdot I_{l,s-m,s}^{Z|X} \right] \\
 C_{Z|X}^A &= \frac{1}{2\mu_Z} \sum_{s=1}^S \sum_{r \neq s} \left[\sum_{l=1}^{N_s} \sum_{m=1}^{N_r} (z_{l,s} - z_{m,r}) \cdot p_{l,s} \cdot p_{m,r} \cdot I_{l,s-m,r}^{Z|X} \right] \\
 G_{Z|X}^B &= \frac{1}{\mu_Z} \sum_{s=2}^S \sum_{r=1}^{s-1} (\mu_{Z,s} - \mu_{Z,r}) \cdot p_s \cdot p_r \\
 C_{Z|X}^T &= \frac{1}{\mu_Z} \sum_{s=2}^S \sum_{r=1}^{s-1} \left[2 \sum_{l=1}^{N_s} \sum_{\substack{m=1 \\ \{x_{l,s} < x_{m,r}\}}}^{N_r} (z_{m,r} - z_{l,s}) \cdot p_{l,s} \cdot p_{m,r} \right]
 \end{aligned}$$

APPENDIX B

TABLE B1

REGIONAL INDICATORS, 2010

Jurisdiction	Group	Surface (sq km)	Population (‘000)	Population density	GDP (million dollars)	Per capita GDP (‘000 dollars)	Extended per capita GDP (‘000 dollars)	HDI (2011)	UBN
Buenos Aires	A	307,571	15,316	49.8	130,332	8,510	8,116	0.84	8%
City Bs As	A	200	3,058	15291.5	84,128	27,508	26,953	0.89	6%
Catamarca	L	102,602	404	3.9	3,253	8,047	9,075	0.84	11%
Chaco	L	99,633	1,071	10.8	4,117	3,844	5,135	0.81	18%
Chubut	LD	224,686	471	2.1	5,854	12,436	11,292	0.85	8%
Córdoba	A	165,321	3,397	20.5	26,671	7,852	7,567	0.86	6%
Corrientes	L	88,199	1,036	11.7	4,259	4,112	4,721	0.83	15%
Entre Ríos	I	78,781	1,282	16.3	7,861	6,132	6,671	0.84	8%
Formosa	L	72,066	556	7.7	1,919	3,453	5,522	0.81	20%
Jujuy	L	53,219	698	13.1	3,089	4,422	5,609	0.83	15%
La Pampa	LD	143,440	341	2.4	1,823	5,338	6,704	0.86	4%
La Rioja	L	89,680	355	4.0	1,526	4,294	6,783	0.83	12%
Mendoza	A	148,827	1,766	11.9	12,282	6,956	7,181	0.85	8%
Misiones	L	29,801	1,111	37.3	7,402	6,660	7,199	0.82	16%
Neuquén	LD	94,078	565	6.0	7,780	13,764	14,249	0.86	10%
Río Negro	LD	203,013	604	3.0	4,790	7,933	9,066	0.85	9%
Salta	I	155,488	1,267	8.2	5,006	3,950	4,255	0.83	19%
San Juan	I	89,651	715	8.0	3,293	4,605	5,102	0.83	10%
San Luis	I	76,748	457	6.0	3,020	6,611	8,010	0.83	8%
Santa Cruz	LD	243,943	234	1.0	3,767	16,092	16,444	0.87	8%
Santa Fe	A	133,007	3,285	24.7	32,966	10,035	9,204	0.85	6%
S. del Estero	L	136,351	884	6.5	3,340	3,781	5,226	0.81	18%
Tierra del Fuego	LD	21,571	134	6.2	2,551	19,081	19,381	0.88	14%
Tucumán	I	22,524	1,512	67.1	6,615	4,377	5,109	0.84	13%
Argentina (std. deviation)		2,780,400	40,519	14.6	367,643	9,073	9,082	0.85	9%
Advanced Group		754,926	26,822	35.5	286,379	0.64	0.59	0.03	0.51
Low Density		930,731	2,349	2.5	26,565	11,309	11,740	0.86	8%
Intermediate		423,192	5,233	12.4	25,795	4,929	5,537	0.84	12%
Lagged		671,551	6,115	9.1	28,905	4,727	5,898	0.82	16%

Source: Own elaboration based on INDEC Argentina (surface, population, and UBN - Unsatisfied Basic Needs), and United Nations (HDI - Human Development Index). GGP published by Council of Federal Investment (CFI) until 2006 and then updated by regional drivers, and expanded to the GDP using national accounts, with base 1993 (the government updated statistics in 2014, from base 1993 to base 2004; we maintain the base-1993 statistics because they are consistent with the data base of companion papers). Note: A: Advanced; I: Intermediate; LD: Low Density; L: Lagged. The classification is based on population, population dispersion and development gap measured with quality of human resources, quality of housing and automobiles per inhabitant. The exchange rate was 3.93 Argentine pesos per dollar in year 2010.

REFERENCES

- AHUMADA, H., A. CANAVESE, L. GASPARINI, A. PORTO and P. SANGUINETTI (1996). "Impacto distributivo del presupuesto público. Aspectos Metodológicos", Serie Política Fiscal 77, CEPAL.
- ATKINSON, A. (1980). "Horizontal equity and the distribution of the tax burden", in H. Aaron and M. Boskins, *The Economics of Taxation*, Washington D.C.: Brookings.
- ARONSON, J., P. JOHNSON and P. LAMBERT (1994). "Redistributive effect and unequal income tax treatment", *Economic Journal*, 104(423), pp. 262-270.
- ARONSON, J. P. LAMBERT (1994). "Decomposing the Gini coefficient to reveal vertical, horizontal and reranking effects of income taxation", *National Tax Journal*, 47(2), pp. 273-294.
- BHATTACHARYA, N. B. MAHALANOBIS (1967). "Regional disparities in household consumption in India", *Journal of the American Statistical Association*, 62(317), pp. 143-161.
- CALVO, E. and V. MURILLO (2004). "Who Delivers? Partisan Clients in the Argentine Electoral Market", *American Journal of Political Science*, 48(4), pp. 742-757.
- CONT, W. and A. PORTO (2014). "Personal and regional redistribution through public finance in a federal setting", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 54, pp. 563-578.
- CONT, W. and A. PORTO (2016a). "Fiscal policy and income distribution. Argentina 1995 - 2010", *Review of Economics & Finance*, 6(2), pp. 75-92.
- CONT, W. and A. PORTO (2016b). "Geografía de la desigualdad en la distribución personal del ingreso y en el impacto distributivo de la política fiscal. Argentina 1995-2010", LI Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política, Tucumán.
- CONT, W. and A. PORTO (2017). "Geografía de la distribución del ingreso y del impacto distributivo de la política fiscal. Argentina 1995-2010. Cuantificación de variables por jurisdicciones. Datos y metodología". Document in Spanish, available [here](#).
- CONT, W., A. PORTO and P. JUARROS (2017). "Regional income redistribution and risk-sharing: Lessons from Argentina", *Journal of Applied Economics*, 20(2), pp. 241-269.
- DAGUM, C. (1997). "A new decomposition of the Gini Income Inequality Ratio", *Empirical Economics*, 22, pp. 515-531.
- DEATON, A. (1996). *The analysis of household surveys: A microeconometric approach to development policy*, Johns Hopkins University Press, Baltimore MD.
- DIEGUEZ, H. and A. PETRECOLLA (1979). "Distribución del ingreso en el Gran Buenos Aires", *Serie Economía*, Instituto Torcuato Di Tella, Buenos Aires.
- DUCLOS, J. (1993). "Progressivity, redistribution and equity, with application to the British Tax and Benefit system", *Public Finance*, 48(3), pp. 350-365.
- DUCLOS J., V. JALBERT and A. ARAAR (2003). "Classical horizontal inequality and reranking: an integrating approach", in Amiel, Y. and J. Bishop, *Fiscal Policy, Inequality and Welfare (Research on Economic Inequality, Volume 10)*, Emerald Group Publishing Limited, pp. 65-100.
- FELDSTEIN, M. (1976). "On the theory of tax reform", *Journal of Public Economics*, 6(1-2), pp. 77-104.
- GIMPELSON, V. and D. TREISMAN (2002). "Fiscal games and public employment", *World Politics*, 54(2), pp. 145-183.
- GRIFFITHS, W. (2008). "On Dagum's Decomposition of the Gini Coefficient", The University of Melbourne Department of Economics, Research Paper Number 1054.
- JENKINS, S. (1988). "Reranking and the analysis of income redistribution", *Scottish Journal of Political Economy*, 35(1), pp. 65-76.
- KAKWANI, N. (1977). "Measurement of tax progressivity: an international comparison", *Economic Journal*, vol. 87, pp. 71-80.
- KAKWANI, N. (1984). "On the measurement of tax progressivity and redistributive effect of taxes with applications to horizontal and vertical equity". *Advances in Econometrics*, vol. 3, pp. 149-168.
- KAKWANI, N. (1986). *Analyzing Redistribution Policies*. Cambridge: University Press.
- KIM, K. and P. LAMBERT (2009). "Redistributive effect of U.S. taxes and public transfers, 1994-2004", *Public Finance Review*, pp. 37(1), pp. 3-26.
- KING, M. (1983). "An index of inequality: With implications to horizontal equity and social Mobility", *Econometrica*, 51(1), pp. 99-115.

- LAMBERT, P. (1985). "On the redistributive effect of taxes and benefits", *Scottish Journal of Political Economy*, 32(1), pp. 39-54.
- LAMBERT, P. (1988). "Net fiscal incidence progressivity: some approaches to measurement" in Eichhorn, W., *Measurement in Economics: Theory and Applications of Economic Indices*, Heidelberg: Physica-Verlag, pp. 519-532.
- LAMBERT, P. and R. ARONSON (1993). "Inequality Decomposition Analysis and the Gini Coefficient Revisited", *The Economic Journal*, 103(420), pp. 1221-1227.
- LERMAN, R. and S. YITZHAKI (1995). "Changing ranks and the inequality impacts of taxes and transfers", *National Tax Journal*, 48(1), pp. 45-59.
- MONTI, M., M. MUSSINI and A. VERNIZZI (2012). "The Decomposition of the Atkinson-Plotnick-Kakwani Re-Ranking Measure", *Statistica applicata - Italian Journal of Applied Statistics*, 22(2), pp. 177-198.
- MOOKHERJEE, D. and A. SHORROCKS (1982). "A decomposition analysis of the trend in U.K. income inequality", *Economic Journal*, 92(368), pp. 886-902.
- MONTI, M. (2007). "A note on the Dagum decomposition of the Gini inequality index", DEAS Università degli studi di Milano, WP 2007-16.
- MUSGRAVE, R. (1964). "Estimating the distribution of the tax burden", in Clark, C. and G. Stuvell, *Income redistribution and the statistical foundations of economic policy, income and wealth*, Bowes and Bowes, Cambridge.
- MUSGRAVE, R. (1996). "The role of the state in fiscal theory", *International Tax and Public Finance*, 3, pp. 247-258.
- MUSGRAVE, R. and T. THIN (1948). "Income tax progression, 1929-48", *Journal of Political Economy*, 56(6), pp. 498-514.
- NUÑEZ MIÑANA, H. (1972). "Indicadores de Desarrollo Regional en la República Argentina: Resultados Preliminares", Documento Interno N° 10 del Instituto de Investigaciones Económicas, Universidad Nacional de La Plata. Republished in: Porto, A., *Finanzas Públicas y Economía Espacial*. Universidad Nacional de La Plata (1995), pp. 11-24.
- OATES, W. (1972). *Fiscal Federalism*, Harcourt Brace Jovanovich, Inc., USA.
- PFÄHLER, W. (1987). "Redistributive Effects of Tax Progressivity: Evaluating a General Class of Aggregate Measures", *Public Finance/ Finances Publiques*, 42(1), pp. 1-31.
- PLOTNICK, R. (1981). "A measure of horizontal inequity", *Review of Economics and Statistics*, 63(2), pp. 283-288.
- PORTO, A. and W. CONT (1998). "Presupuestos provinciales, transferencias intergubernamentales y equidad", *Desarrollo Económico*, 38, Special Issue, pp. 267-291.
- PORTO, A. (2017). "Transferencias intergubernamentales, igualación fiscal y reordenamiento de las provincias", LII Annual Meeting of *Asociación Argentina de Economía Política*.
- PYATT, G. (1976). "The interpretation and disaggregation of Gini coefficients", *The Economic Journal*, 86(342), pp. 243-255.
- REYNOLDS, M. and E. SMOLENSKY (1977). *Public Expenditures, Taxes and the Distribution of Income*, American Press, New York.
- SCHILLER, B. (1977). "Relative Earnings Mobility in the United States", *American Economic Review*, 67(5), pp. 926-941.
- SILBER, J. (1989). "Factor components, population subgroups and the computation of the Gini index of inequality", *Review of Economics and Statistics*, 71(1), pp. 107-115.
- URBAN, I. (2009a). "Indices of redistributive effect and reranking: Reinterpretation", ECINEQ WP 2009 – 147.
- URBAN, I. (2009b). "Kakwani decomposition of redistributive effect: Origins, critics and upgrades", ECINEQ WP 2009 – 148.
- URBAN, I. and P. LAMBERT (2008). "Redistribution, horizontal inequity and reranking: how to measure them properly", *Public Finance Review*, 36(5), pp. 563-587.
- van de VEN, J., J. CREEDY and P. LAMBERT (2001). "Close equals and calculation of the vertical, horizontal and reranking effects of taxation", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 63(3), pp. 381-394.
- WAGSTAFF, A. (2009). "Re-ranking and pro-poor growth: decompositions for China and Vietnam", *Journal of Development Studies*, 45(9), pp. 1403-1425.

ESTUDIOS DE ECONOMIA

VOLUMEN 47 • Nº 2 / DICIEMBRE 2020

ARTICULOS

The impact of exchange rate uncertainty on exports: a panel VAR analysis
Leonel Muinelo-Gallo, Ronald Miranda Lescano, Gabriela Mordecki

A sensitivity analysis on the impact of regional trade agreements
in bilateral trade flows

Jaime Ahcar-Olmos, David Rodríguez-Barco

Spillover effects of economic complexity on the per capita GDP
growth rates of Mexican states, 1993-2013

**Manuel Gómez-Zaldívar, Felipe J Fonseca,
Marco T. Mosqueda, Fernando Gómez-Zaldívar**

Valuing local and dual-class IPOs in the Alternative Investment Market
Abdul Wahid, Muhammad Zubair Mumtaz, Edmund Mantell

Spillover effects of the US economic policy uncertainty in Latin America
Semei Coronado, José N. Martínez, Francisco Venegas-Martínez

SUSCRIPCIONES AÑO 2020

Suscripción anual	Subscriptions rates
Chile: Instituciones \$ 22.000 Individuo \$ 17.000 Estudiantes \$ 10.000* Números sueltos \$ 12.000 c/u (Incluido transporte aéreo)	All other countries: Institutions US\$ 42 Individuals US\$ 38 Single copy rate US\$ 22 (Includes postage)
*Se debe presentar certificado de matrícula. Toda correspondencia puede hacerse al Editor; en cuanto a pedido de publicaciones, puede hacerse mediante cheque o solicitarlas mediante factura proforma a: Facultad de Economía y Negocios Universidad de Chile, Campus Andrés Bello, Diagonal Paraguay 257, torre 26, casilla 3861, Santiago, Chile.	Correspondence should be addressed to Editor, Estudios de Economía. Make all remittances payable to: Facultad de Economía y Negocios, U. de Chile. P.O. Box 3861, Santiago, Chile.

**Suscripción y venta: Campus Andrés Bello: Diagonal Paraguay 257, Oficina 1606,
Piso 16 - Torre 26, Santiago, Chile. Teléfonos: 22 978 3411 - 22 978 3410**

**UNIVERSIDAD DE CHILE
FACULTAD DE ECONOMIA Y NEGOCIOS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA**

CONTRIBUCIONES

Todos los artículos enviados a la RAE-EAR siguen el siguiente proceso de revisión. En primer lugar, son asignados a un editor quien determina si el artículo se envía a referato o si es rechazado (*desk reject*).

Los artículos enviados a referato son sometidos a un proceso de arbitraje con evaluadores anónimos (*single-blind*).

Los autores que deseen enviar artículos para su publicación deben hacerlo a través de nuestro sitio <https://www.rae-ear.org>, en formato PDF o Word, y considerar que los trabajos deben ser originales, inéditos y no estar siendo evaluados para publicación en otra revista.

Se aceptan manuscritos en inglés y español. Los mismos deben incluir, en ambos idiomas, un título, resumen o “abstract” de no más de cien (100) palabras, palabras claves y los códigos JEL correspondientes. La página de cubierta deberá incluir el nombre de los autores, afiliación institucional e información de contacto.

Los manuscritos aceptados para su publicación deberán seguir las instrucciones de estilo de la revista publicados en:

<https://www.rae-ear.org/index.php/rae/about/submissions#authorGuidelines>.

SUBMISSION OF PAPERS

All manuscripts submitted to RAE-EAR go through the following editorial process. First, they are assigned to an editor who may reject the paper without calling on outside referees. Second, those articles that are not rejected by an editor are sent to one or more referees. Manuscripts are reviewed in a single-blind fashion.

Authors must submit their manuscripts, in Word or PDF format, electronically at <https://www.rae-ear.org>. Any submitted article should not be under consideration for publication at another journal. Submission implies that the manuscript constitutes unpublished original work.

RAE-EAR publishes articles both in English and Spanish. They should include, in both languages, a title page, an abstract of no more than one-hundred (100) words, keywords and the corresponding JEL codes. Manuscripts should also include a title page with each author's name, affiliation and contact information.

Accepted articles must conform to the style guide provided at:

<https://www.rae-ear.org/index.php/rae/about/submissions#authorGuidelines>.

Erasmus Escala 1835
Teléfono: (56) 22 8897356
Santiago
Chile

UNIVERSIDAD ALBERTO HURTADO