

ISSN 1390 - 6208
e-ISSN 1390 - 7867
Número 2 - 2017
Julio a Diciembre

Analítica

Volumen

14

Revista de Análisis Estadístico
Journal of Statistical Analysis

Analítika* Volumen 14*Número 2*Julio a Diciembre 2017*Año 7*Quito-Ecuador.**

Revista semestral científica del Instituto Nacional de Estadística y Censos del Ecuador. Publicación internacional bilingüe de investigaciones teóricas y empíricas que aplican métodos cuantitativos al estudio de la economía, la política y, en general, todos los aspectos relativos al sistema social. Las ideas y opiniones expresadas en las colaboraciones son de exclusividad de las autoras y autores.

Editor - Director Científico

Wilson Perez, Ph.D.
Cornell University - Doctor en Economía

Comité Editorial Internacional

Comité Editorial Nacional - Ecuador

 Francisco Venegas Martínez, Ph.D.
Instituto Politécnico Nacional - México



Rolando Sáenz, Ph.D.
Universidad Central del Ecuador



Silviu Glavan, Ph.D.
IE University - España



Borys Álvarez, Ph.D.
Universidad Central del Ecuador



Adriana Uquillas, Ph.D.
Banco Itaú - Unibanco - Brazil



Petronio Álvarez, Ph.D.
Universidad Central del Ecuador



Carlos Machicado, Ph.D.
Instituto de Estudios Avanzados en Desarrollo - Bolivia



Juan Carlos García, M.Sc.
Universidad de las Américas



Ricardo Castro Santis, Ph.D.
Universidad del Bío-Bío - Chile



María Luisa Granda Kuffó, Ph.D.
Escuela Superior Politécnica del Litoral - ESPOL



David Tomás Jacho-Chávez, Ph.D.
Emory University



Pablo Samaniego, M.Sc.
Secretaría Nacional de Educación Superior, Ciencia, Tecnología e Innovación



Paúl Ernesto Carrillo, Ph.D.
George Washington University



Juan Fernández Sastre, Ph.D.
Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales

Edición en L^AT_EX : Nataly García
Revisión textos en Inglés: Sofía Carpio

www.ecuadorencifras.gob.ec/Analitika/

** 2da publicación digital. Por pedido de los autores del artículo: "La educación inicial en el Ecuador: margen extensivo e intensivo", en acuerdo con el Editor - Director Científico, se modificó la numeración y formato de las tablas incluidas en *Anexos*, y se corrigió un error tipográfico. Estos cambios se efectuaron a fin de mejorar la presentación para beneficio de nuestros lectores.

PRESENTACIÓN

Estimados lectores,

El Instituto Nacional de Estadística y Censos en el afán de cumplir con su visión de guiar la construcción de una sociedad basada en el conocimiento a través de la generación de estudios especializados que contribuyan a la toma de decisiones públicas y privadas y a la planificación nacional, ha priorizado la elaboración de su revista científica indexada *Analítica* de manera semestral desde el 2011. Es así que, gracias a la ardua y permanente labor del equipo editorial, y de las y los autores, cumplimos hoy con entregar el Volumen 14 de nuestra revista. En esta ocasión, ponemos a disposición de ustedes, investigaciones enfocadas en el estudio teórico y empírico de temáticas socio-económicas relevantes para el contexto nacional; así como en la aplicación de metodologías innovadoras de análisis, específicamente:

- La educación inicial en el Ecuador: margen extensivo e intensivo
- Desigualdad Multidimensional: dinámica entre Educación e Ingresos en el Ecuador durante el periodo 2000-2014
- Modelo Macro para Pruebas de Tensión de Riesgo de Crédito de Consumo en el Sistema Financiero Ecuatoriano
- Regresión lineal bajo diseños muestrales complejos: un enfoque aplicado
- Acerca de la teoría fiscal del nivel de precios

Jorge García Guerrero
Director Ejecutivo INEC

CONTENIDO

La educación inicial en el Ecuador: margen extensivo e intensivo	5
Desigualdad Multidimensional: dinámica entre Educación e Ingresos en el Ecuador durante el periodo 2000-2014	47
Modelo Macro para Pruebas de Tensión de Riesgo de Crédito de Consumo en el Sistema Financiero Ecuatoriano	73
Regresión lineal bajo diseños muestrales complejos: un enfoque aplicado	101
Acerca de la teoría fiscal del nivel de precios	125

Analítica

La educación inicial en el Ecuador:
margen extensivo e intensivo

Priscila Hermida; Sofía Barragán;
Juan Andrés Rodríguez



www.ecuadorencifras.gob.ec



La educación inicial en el Ecuador: margen extensivo e intensivo

Priscila Hermida; Sofía Barragán; Juan Andrés Rodríguez

Facultad de Economía, Pontificia Universidad Católica del Ecuador, Quito, Ecuador / Secretaría Nacional de Planificación, Quito, Ecuador / Secretaría Nacional de Planificación, Quito, Ecuador

pher mida062@puce.edu.ec / sbarragan@senplades.gob.ec / jarodriguez@senplades.gob.ec

Resumen

Este trabajo explora las características socioeconómicas y demográficas relacionadas con el margen intensivo y extensivo de la asistencia de niños y niñas menores de cinco años a un centro de educación inicial, utilizando información de la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) 2014 y registros administrativos de la oferta en el cantón de residencia. Los resultados indican que la edad, el estado nutricional y la etnicidad del niño están asociadas con la probabilidad y la intensidad de la asistencia. El ingreso del hogar está asociado negativamente con la probabilidad de asistencia, pero positivamente con su intensidad, condicional a la decisión de asistir. El nivel de escolaridad de las madres, su estado civil, y su participación en el mercado laboral, inciden sobre el margen extensivo e intensivo de utilización de los servicios educativos, particularmente en el caso de las madres que tienen empleo formal. Los resultados sugieren que la educación inicial en el Ecuador es un sustituto para las horas de cuidado materno. Ni la oferta de servicios de educación inicial en el cantón de residencia, ni la residencia en áreas rurales son significativas, indicando que el uso de los servicios de educación inicial en el Ecuador no se relacionan con factores de la oferta.

Palabras clave: educación inicial, desarrollo infantil, Latinoamérica.

related to pre-school attendance and its intensity. Household income is negatively associated with the probability of attendance, but, conditional on the decision to attend, positively associated with intensity of attendance. Mother's schooling, marital status and labor market participation are associated with the intensive and extensive margin of preschool attendance. The results suggest that preschool education in Ecuador is a substitute for maternal care. Neither supply of preschool services nor residence in rural areas are significant variables, which suggests that the use of early childhood education services in Ecuador is not associated with supply-related factors.

Keywords: preschool, child development, Latin America.

Clasificador JEL: I24, I25

1 Introducción

La expansión de los servicios de atención a la primera infancia es un fenómeno creciente en la región de América Latina. Algunos de los beneficios individuales y sociales que produce esta forma de inversión en capital humano son: incremento en la matrícula escolar, la reducción de las tasas de repetición escolar, el menor uso de drogas, menores tasas de embarazo adolescente, mayor productividad e inserción en el mercado laboral, incremento de ingresos (Burger, 2010), (Anderson *et al.*, 2003), (Alfonso *et al.*, 2012), (Carneiro y Heckman, 2003), (Araujo y Salazar, 2010), (Bastos *et al.*, 2016). Sin embargo, existen aún vacíos importantes en el conocimiento sobre el nivel de cobertura, las modalidades de atención, la calidad de los servicios, etc.

Las familias juegan un papel importante en el proceso de adquisición de capital humano debido a la influencia que tienen sobre la asignación de los recursos del hogar, sobre el entorno y sobre las experiencias que viven niños y niñas en sus primeros años de vida. Por ello, condiciones como la presencia de restricciones presupuestarias asociadas a niveles menores de ingreso, la ausencia de información completa referente a los beneficios y retornos económicos futuros de las intervenciones en la primera infancia, la creciente incorporación de mano de obra femenina al mercado laboral, las preferencias educativas de los hogares, entre otros; han mostrado influir en el acceso a programas de primera infancia (Van Urk *et al.*, 2014), (Berlinski y Schady, 2015), (Rosero *et al.*, 2012). En este sentido, las modalidades de atención a los niños han tendido a diversificarse para incorporar también temas de acompañamiento familiar como componente del proceso de desarrollo infantil integral.

El presente estudio busca identificar las características que se relacionan con el acceso y la intensidad de uso de este servicio en el Ecuador en la actualidad. Para ello se utilizaron como fuentes de información la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) del año 2014, la cual recoge información sobre el ingreso, consumo, características demográficas, educativas, de salud, etc., de los hogares ecuatorianos; y los registros administrativos del Ministerio de

Educación (MINEDUC) y Ministerio de Inclusión Económica y Social (MIES) que contienen información sobre la oferta de este tipo de servicio a nivel cantonal.

Los resultados que se desprenden del análisis sugieren la edad, el estado nutricional y la etnicidad del niño están asociadas con la probabilidad y la intensidad de la asistencia. El ingreso del hogar está asociado negativamente con la probabilidad de asistencia, pero positivamente con su intensidad, condicional a la decisión de asistir. El nivel de escolaridad de las madres, su estado civil, y su participación en el mercado laboral, inciden sobre el margen extensivo e intensivo de utilización de los servicios educativos, particularmente en el caso de las madres que tienen empleo formal. Los resultados sugieren que la educación inicial en el Ecuador es un sustituto para las horas de cuidado materno. Ni la oferta de servicios de educación inicial en el cantón de residencia, ni la residencia en áreas rurales son significativas, indicando que el uso de los servicios de educación inicial en el Ecuador no se relacionan con factores de la oferta.

El documento se organiza de la siguiente manera: la sección 1 introduce el problema de investigación. La sección 2 presenta una revisión de la literatura generada en cuanto a la provisión de servicios de educación inicial, tipos de programas y sus determinantes, así como información sobre la provisión de este servicio en el Ecuador. La sección 3 describe la base de datos utilizada y provee estadísticas descriptivas de la muestra. La sección 4 exhibe la metodología aplicada y los principales resultados de las estimaciones econométricas. La sección 5 recoge las conclusiones generadas del análisis.

2 Revisión de literatura

Las intervenciones en la infancia temprana tienen como objetivo potenciar el desarrollo infantil en la salud, la motivación, y las habilidades cognitivas del niño, entre otros (Burger, 2010). De manera general se puede resumir los objetivos de la educación inicial en: i) desarrollo físico establecido a través de características antropométricas y habilidades motrices; ii) desarrollo de habilidades cognitivas referente a la capacidad de resolución de problemas, memoria o atención; iii) comunicación mediante balbuceo, palabras, posteriormente frases y oraciones; y iv) habilidades socioemocionales como la confianza, relaciones con otras personas, manejo de la conducta (Berlinski y Schady, 2015), (Van Urk *et al.*, 2014).

La educación en la infancia temprana tiene el potencial de generar beneficios acumulativos y mejorar la trayectoria de desarrollo de los niños (Karoly *et al.*, 2005), (Cunha y Heckman, 2007). Existen “periodos críticos” para el desarrollo físico y cognitivo de los niños, durante los cuales el cerebro es capaz de establecer conexiones de manera rápida y eficiente (Carneiro y Heckman, 2003) (Berlinski y Schady, 2015).¹ Cada una de estas etapas resulta

¹ A lo largo de los 6 primeros meses existe gran potencial para el desarrollo de la capacidad auditiva y visual; las habilidades de lenguaje se desarrollan en mayor medida entre los 6 y 12 meses de vida; mientras que aspectos emocionales (confianza y emociones) y físicos (patrones de crecimiento) tienden a potenciarse

determinante para el desarrollo de capacidades de aprendizaje en los niños. Esto es lo que Cunha y Heckman (2007) denominan como “complementariedad dinámica”, o la posibilidad de que el conocimiento adquirido en la primera infancia incentive el aprendizaje en periodos posteriores. Por ello, un retraso en el desarrollo de capacidades en períodos sensibles puede afectar el bienestar de un individuo, con consecuencias negativas a lo largo de su vida sobre las habilidades cognitivas, no cognitivas y el estado nutricional (Schady *et al.*, 2014), (Berlinski y Schady, 2015). Posteriormente estas desventajas son reflejadas en el desempeño del individuo en el mercado laboral e inciden sobre el nivel de ingreso a lo largo de todo el ciclo de vida.

Los niños que crecen en familias en situación de pobreza, están en riesgo de no desarrollar por completo sus destrezas y por lo tanto tienden a presentar demora en su desarrollo cognitivo al momento del ingreso a la escuela (Duncan *et al.*, 1994). Las diferencias en el desarrollo debidas a diferencias en el nivel socioeconómico se hacen presentes desde edades muy tempranas y tienden a persistir e incluso incrementarse con el tiempo (Ludwig y Sawhill, 2007), (Károly *et al.*, 2005), (Burger, 2010), (Schady, 2012). Frente a este problema, la formación de capital humano en la primera infancia ha mostrado la capacidad de reducir las brechas de desarrollo entre niños de contextos socioeconómicos distintos, y compensar situaciones desfavorables para el proceso de aprendizaje, bienestar y salud infantil (Barnett, 1995), (Araujo y Salazar, 2010), (Burger, 2010), (Van Urk *et al.*, 2014). La educación inicial es entonces un espacio de protección contra la influencia de factores de riesgo - deficiencias nutricionales, situaciones de violencia, inadecuada estimulación, carencia de afecto - que pueden comprometer el desarrollo infantil (Károly *et al.*, 2005) (Van Urk *et al.*, 2014) (Ministerio Coordinador de Desarrollo Social *et al.*, 2011).

La educación inicial implica también externalidades para el resto de la sociedad que pueden resumirse en la mayor participación de los padres en el ámbito laboral, incremento de la matrícula escolar a lo largo del sistema educativo, mayor productividad de la fuerza laboral, incremento en la recaudación de impuestos y crecimiento económico, reducción de la criminalidad, reducción de la tasa de embarazo en adolescentes, disminución de brechas educativas, reducción de índices de pobreza y reducción en conductas de riesgo (Alfonso *et al.*, 2012) (Carneiro y Heckman, 2003) (Araujo y Salazar, 2010) (Salazar, 2011) (Barnett y Masse, 2007) (Anderson *et al.*, 2003).

La cobertura de servicios de desarrollo infantil en América Latina y El Caribe se ha incrementado significativamente en los últimos años, caracterizada por la heterogeneidad en el acceso y en la calidad de los servicios. Matrículas por encima del 80% se registran en Argentina, México, o Uruguay mientras que Paraguay, El Salvador, y Honduras tienen menos de la mitad de niños matriculados; así mismo diferencias en el acceso entre grupos de ingreso se hacen presentes en Nicaragua y Brasil, en donde la brecha entre el quintil uno y el cinco es de 27 puntos porcentuales (Schady, 2012). La oferta de servicios predominante en la región y en el área urbana corresponde a guarderías, mientras que en el área rural durante los primeros 2 años (Grantham-McGregor *et al.*, 2007), (Berlinski y Schady, 2015).

corresponde a los programas de apoyo parental. La calidad de los servicios está condicionada por la calidad del capital humano en el sector (Araujo *et al.*, 2013).

2.1 La educación inicial en el Ecuador

La atención a la primera infancia en el país está organizada en 2 subniveles: i) el subnivel inicial 1 (no escolarizado y destinado para niños de hasta 36 meses); y ii) el subnivel inicial 2 (para niños de 37 a 60 meses). Este último se caracteriza por ser obligatorio y representar la puerta de entrada al sistema educativo nacional. El Ministerio de Inclusión Económica y Social (MIES) tiene a su cargo el subnivel 1 y el Ministerio de Educación (MINEDUC), el subnivel 2 de educación inicial².

El MIES oferta servicios de desarrollo infantil principalmente a niños en condiciones de pobreza y cuyos padres son beneficiarios del bono de desarrollo humano (BDH). Tiene dos modalidades de atención: i) Centros Infantiles del Buen Vivir (CIBV) y Centros de Desarrollo Infantil (CDI) que atienden a niños entre 12 y 36 meses de edad, en temas de salud, alimentación, y educación; ii) programa Creciendo con Nuestros Hijos (CNH) que atiende a niños de entre 0 y 36 meses de edad mediante visitas de educadoras del programa a las familias, para capacitarlas en cuanto a salud, alimentación y educación. El MINEDUC por su parte, tiene a su cargo la educación inicial de los niños mayores de 36 meses en establecimientos públicos y privados, para lo cual se ha diseñado un Currículo de Educación Inicial que busca el desarrollo de los niños en aspectos referentes a sus habilidades motrices y de comunicación, la construcción de identidad y la capacidad de relacionarse con las demás personas (Ministerio de Educación, 2014).

Los registros administrativos del MIES y MINEDUC estiman que la demanda de educación inicial en el país se ha incrementado 1,6 veces en los últimos 9 años. En el periodo 2015-2016, 854.380 niños entre 0 y 60 meses fueron atendidos por programas de educación inicial mientras que en el periodo 2007-2008 dicha cifra alcanzó a 505.480 niños. En el periodo 2013-2014, año en el que se realizó la encuesta utilizada en este estudio, 720.323 niños y niñas fueron matriculados en programas de educación inicial, siendo el 42% correspondiente a niños a cargo del MIES y el 58% restante a niños a cargo del MINEDUC (Ministerio de Educación, 2015).

En cuanto a la oferta de servicios, se identificó que en el subnivel 1 de educación inicial -a cargo del MIES-, existían en 2014³, 5.696 CIBV, CDI, y CNH para atender a niños menores de 36 meses. De ellos el 37% correspondían a la modalidad institucional de educación impartida en CIBV y CDI mientras que la mayor proporción de oferta de servicios de desarrollo infantil

² Según el Acuerdo Ministerial No. 0015-14, Capítulo II, Artículo 4; el Ministerio de Inclusión Económica y Social (MIES) ofertará el servicio institucionalizado en el Subnivel 1 de Educación Inicial mientras que el Ministerio de Educación (MINEDUC) estará a cargo de la oferta en el Subnivel 2.

³ Fecha en la que se finalizó el levantamiento de la ECV 2014.

se concentraba en el programa CNH⁴ con un 63 % del total de la oferta de servicios para el subnivel. En lo que respecta al MINEDUC, los datos del Archivo Maestro de Instituciones Educativas (AMIE) para el periodo 2013-2014, registraban 6.705 instituciones educativas que ofrecían servicios de educación inicial en el país y contaban con estudiantes matriculados en dichos programas. De ellas, el 73 % correspondía a oferta del sector público y 27 % a oferta del sector privado. Con ello se registra una oferta de servicios de desarrollo infantil para niños entre 0 y 60 meses de 12.401 establecimientos en el año 2014.

2.2 Determinantes del acceso a la educación inicial

La teoría económica sugiere que los padres tomarán la decisión de matricular a un niño en un programa de educación inicial en base a los recursos disponibles del hogar, la oferta del servicio en su localidad, y sus motivaciones. Entre estas últimas están sus expectativas sobre los retornos futuros a la inversión en capital humano, su nivel de altruismo, y su participación en el mercado laboral (Behrman y Urzúa, 2013). A pesar de la importancia de esta decisión para el desarrollo de las capacidades futuras del niño, existe poca evidencia empírica reciente sobre los determinantes de la asistencia a la educación inicial en Latinoamérica (Mateo y Rodríguez-Chamussy, 2015).

Múltiples factores pueden incidir positiva o negativamente en la determinación del acceso a programas educativos. El entorno socioeconómico de la familia influye sobre el proceso de acumulación de capital humano, principalmente a través de la restricción presupuestaria de los hogares. Las familias con ingresos medios y altos tienden a realizar mayores inversiones en la educación de sus hijos, propiciando así mejores condiciones para el desarrollo (Cossa, 2000). Así mismo, las familias de menores ingresos presentan un menor grado de inversión educativa que restringe la formación de capital humano (Barnett, 2004). En América Latina las brechas en el desarrollo infantil temprano están asociadas al ingreso de los hogares, condición que repercute en el desarrollo de lenguaje, habilidades cognitivas, inteligencia, logros escolares, entre otros (Burger, 2010) (Schady *et al.*, 2014). Para niños de contextos familiares desfavorables, un inicio temprano en la participación en programas de primera infancia está asociado con mejores resultados (Barnett, 1995).

La evidencia para el Ecuador ratifica la relación entre el nivel socioeconómico del hogar y los resultados escolares. Paxson y Schady (2007) encuentran que los niños pertenecientes al cuartil más pobre registran un retraso de 18 meses en términos de desarrollo de vocabulario al momento de iniciar la escuela respecto de sus contrapartes en la parte alta de la distribución de ingresos, brecha que tiende a incrementarse a medida que aumenta la edad del niño. Este hallazgo confirma que las características socioeconómicas de los hogares inciden sobre el acceso a la educación inicial (Araujo y Salazar, 2010).

Resultados obtenidos para otros países muestran que la escolaridad de los padres también está relacionada con el acceso de los niños a programas educativos (Matute *et al.*, 2009).

⁴ Número de educadoras.

Debido a la relación entre el nivel de escolaridad y el nivel de ingreso, y entre el nivel de escolaridad y las preferencias de los padres por la educación, los padres con mayor escolaridad invierten en mayor cantidad y calidad educativa para sus hijos. Esto hace que el nivel educativo de los padres incremente la probabilidad de que un niño se matricule, permanezca en el sistema educativo, y culmine sus estudios (Matute *et al.*, 2009).

En el caso específico de la escolaridad de la madre, Hallman *et al.* (2005), Urzúa y Veramendi (2011) y Bernal y Fernández (2013), proveen evidencia de que esta está asociada a la asistencia de los niños a un centro de educación inicial en Guatemala, Chile y Colombia, respectivamente. En el Ecuador, Schady (2012) muestra que la probabilidad de que un niño cuya madre tiene educación postsecundaria, sea matriculado en preescolar es 25 % más alto que la de los niños cuyas madres solo tienen educación primaria incompleta o menos. El autor encuentra también que los niños provenientes de familias de escasos recursos económicos e hijos de madres con pocas habilidades, presentan notables déficits de desarrollo en sus primeros años de vida.

El incremento del tamaño de la fuerza laboral de trabajadores con hijos e hijas pequeñas está relacionado con una mayor participación de los niños en programas de educación temprana (Karoly *et al.*, 2005). La condición de empleo permite incrementar los ingresos del hogar, reducir condiciones de pobreza e invertir en mayor cantidad y calidad de educación (Carneiro y Heckman, 2003) (Van Urk *et al.*, 2014). Particularmente, el incremento en el número de mujeres que se han incorporado al mercado laboral en las últimas décadas ha traído consigo la necesidad de alternativas para el cuidado de los niños en edad pre-escolar. La temporalidad, calidad y precio de los servicios educativos disponibles han mostrado influir de manera directa en las tasas de participación de las mujeres en el ámbito laboral, en especial para el caso de madres solteras (Karoly *et al.*, 2005). En el Ecuador, la asistencia de los niños a centros de cuidado infantil está relacionada con un aumento en la participación de las madres en el mercado laboral (Schady, 2012), y con la oferta laboral de la madre medida en horas (Rosero y Oosterbeek, 2011). En este último estudio, las visitas educativas al hogar reducen la participación en la fuerza laboral de las madres, mientras que la asistencia a los centros de atención de niños y niñas la incrementan.

Otros factores del entorno socioeconómico del hogar también inciden sobre la participación en la educación inicial. En el Ecuador, aquellas familias ubicadas en la parte inferior de la distribución del ingreso y que reciben transferencias monetarias tales como el Bono de Desarrollo Humano (BDH) muestran haber incrementado su participación en programas de atención a la primera infancia (Schady, 2012) (Ponce, 2010).

Existe evidencia para otros países latinoamericanos de que la presencia de otras personas en el hogar que puedan cuidar al niño incide negativamente sobre la matrícula en educación inicial ya que constituye un bien sustituto (Hallman *et al.*, 2005) (Deutsch, 1998) (Conelly *et al.*, 1996) (Attanasio y Vera-Hernández, 2004). El tamaño del hogar también está asociado negativamente a la participación en este nivel educativo (Urzúa y Veramendi, 2011). La presencia de un mayor número niños menores de edad en el hogar ha mostrado influir de

manera negativa en la posibilidad de asistencia a un centro educativo sobre todo para el caso de instrucción privada, dadas las restricciones en la inversión en educación que enfrentan los hogares (Escudero y Marchionni, 1999). A su vez, los hogares en los que el jefe es mujer tienden a tener mayor participación en programas que proveen educación inicial subsidiada en los EEUU (Herbst, 2008). Urzúa y Veramendi (2011) encuentran que la habilidad cognitiva de la madre y su nivel de extraversión inciden positivamente sobre la matrícula de los niños chilenos en la educación inicial.

Algunas características del niño también determinan la matrícula durante la infancia temprana. La edad incrementa la probabilidad de matrícula en Chile, Colombia, EEUU e Israel (Urzúa y Veramendi, 2011) (Bernal y Fernández, 2013) (Schlosser, 2011). El género en Ecuador y siguiendo la tendencia de otros países de la región de América Latina y El Caribe, el acceso de niños y niñas a la educación inicial no presenta diferencias significativas relacionadas con el género del estudiante (Schady, 2012) (Preal *et al.*, 2010). Por otro lado, la etnicidad de los niños, especialmente de los niños indígenas o afro-descendientes, está asociada negativamente a la matrícula en todos los niveles educativos en Latinoamérica (Acosta *et al.*, 2010) (Winkler y Cueto, 2004).

La decisión de participar o no en programas de educación inicial no depende únicamente de las características del niño o del hogar. El acceso a la educación inicial también está relacionado con características de la oferta (Mateo y Rodríguez-Chamussy, 2015). Lokshin (2004) y Fong y Lokshin (2000) documentan la asociación entre la matrícula y el precio y calidad de los servicios en Rusia. Los hallazgos de Attanasio y Vera-Hernández (2004) para Colombia, y Urzúa y Veramendi (2011) para Chile, muestran que la distancia a un centro de educación inicial disminuye la matrícula.

La revisión de la literatura existente hace evidente la necesidad comprender mejor el proceso de formación de capital humano en la infancia temprana, especialmente en el contexto de los países en desarrollo. Pocos trabajos de investigación se han llevado a cabo en el país sobre este tema. Destacan las contribuciones de Paxson y Schady (2007) y Schady (2012), que analizan el desarrollo cognitivo de una muestra de niños ecuatorianos durante el período 2003-2004 y 2008, respectivamente. La variable de resultado estudiada en ambos casos es el desempeño en el Test de Vocabulario en Imágenes Peabody (TVIP). Los resultados indican que la riqueza de los hogares, y la educación de los padres, están asociados positivamente con puntuaciones más altas en el test de desarrollo cognitivo. Así mismo, Rivera (2016) estudia los determinantes de la matrícula en programas públicos de primera infancia en el Ecuador (asistencia a un centro educativo o visitas de personal calificado al hogar). Los resultados indican que la región de residencia, el nivel de ingreso del hogar y la edad del niño inciden sobre la probabilidad de asistencia a cada uno de los programas. Sin embargo, en esta investigación no se explora el rol de la oferta de servicios educativos, ni los factores asociados al margen intensivo de la asistencia de los niños en el país a servicios de educación inicial.

A pesar de estos aportes, es necesario profundizar en el estudio del tema, con el objetivo de proporcionar insumos para un mejor diseño de política pública. El presente estudio plan-

tea las siguientes preguntas de investigación: i) ¿Cuáles son las características de los niños que asisten a educación inicial (pública y privada) en el Ecuador?; ii) ¿Cuáles son las características de sus hogares? iii) ¿Cómo se relacionan estas características con la intensidad del uso del servicio (medida en día por semana y horas por día promedio de asistencia) de educación inicial en el país? La investigación realiza las siguientes contribuciones: en primer lugar, utiliza una base de datos más reciente -2014- que permite explorar la evolución del fenómeno estudiado frente a posibles cambios en la demanda de los hogares, incorporando una rica selección de características de las madres, así como una medida de sus preferencias por la educación. En segundo lugar, el modelo econométrico planteado incluye también variables que capturan la oferta del servicio en la localidad de residencia del estudiante, proporcionando un panorama más completo sobre la interacción de la oferta y demanda de educación inicial. Finalmente, presenta la primera exploración de las características del niño, el hogar y el entorno asociadas a la intensidad en el uso del servicio tanto en días como horas asistidos por parte de los hogares ecuatorianos.

3 Base de datos y estadísticas descriptivas

3.1 Base de datos

Los datos utilizados provienen de la sexta ronda de la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) correspondiente al periodo 2013-2014. La ECV recoge información sobre las características de los hogares ecuatorianos, tales como su ingreso, consumo, salud y educación, acceso a bienes y servicios públicos, bienestar psicosocial, o actividades económicas; utilizando un diseño muestral de tipo probabilístico, con representatividad nacional a nivel urbano y rural. Los datos fueron recabados entre noviembre de 2013 y octubre de 2014. El número de niños menores de 5 años en la muestra es de 11.162. Existe información completa para el 86 % , es decir 10.095 niños. Hay 6.074 observaciones en el grupo de edad de 0 a 36 meses, y 4.021 observaciones en el grupo de 37 a 60 meses de edad.

Adicionalmente, en base a información del Ministerio de Educación (MINEDUC) y el Ministerio de Inclusión Económica y Social (MIES), se construyó una variable que captura la oferta de educación inicial a nivel cantonal. Esta variable se encuentra definida como el número de instituciones educativas y programas de atención infantil disponibles en el cantón de residencia en el año 2014 por cada 1000 niños.⁵

La Tabla 1 de la sección Anexos, presenta información sobre las variables utilizadas. Las variables dependientes se definen de la siguiente manera:

1. Asistencia a un centro de desarrollo infantil: con el valor de uno si el niño asiste o participa de un programa público o privado de educación; y con el valor de cero cuando el niño no asiste.

⁵ El Ecuador está dividido en 24 provincias y 221 cantones.

2. Días por semana que asiste al establecimiento educativo: una variable discreta que consiste en el número de días a la semana que el niño asiste a un programa o centro de desarrollo infantil. Tiene rango de 1 a 5.
3. Horas por día que asiste al establecimiento educativo: una variable discreta que consiste en el número de horas por día que el niño asiste a un programa o centro de desarrollo infantil. Tiene rango de 1 a 12.

Las características del niño estudiadas son: sexo, edad en meses, identificación étnica (indígena, afro o montubia, mestiza, y blanca), y una medida antropométrica de peso para la edad (puntaje Z). Entre las características del hogar encontramos: quintil en la distribución del ingreso, número de niños menores a cinco años presentes, tamaño, condición de jefe de hogar de la madre, condición del hogar de receptor de remesas, área de residencia (urbana o rural) y recepción del Bono de Desarrollo Humano (BDH). Las características de las madres estudiadas son: edad en años, nivel educativo (ninguno, primaria completa, secundaria, educación superior), horas trabajadas por semana, estado civil.

La información de la encuesta nos permite explorar de alguna manera las preferencias de las familias por la educación, así como el grado de autoeficacia de la madre. Las variables creadas para ello son:

1. Preferencias por la educación: variable dicotómica igual a 1 si la madre considera a la educación como muy importante (grado más alto en la escala de clasificación), e igual a 0 si no lo hace.
2. Autoeficacia: índice que identifica el grado de autoeficacia de la madre (de 0 a 100), elaborado en base a la agregación de las preguntas de la ENCV referentes a este concepto.⁶

Finalmente, la variable de oferta de educación inicial se obtuvo agregando la información a nivel de cada cantón de los registros administrativos del MIES, y del Archivo Maestro de Instituciones Educativas (AMIE) reportado por el MINEDUC. La variable se define como el número de instituciones/educadoras de atención infantil existentes en el año 2014 en los niveles de educación Inicial 1 e Inicial 2, expresado por cada 1.000 niños menores de cinco años en el cantón de residencia⁷.

⁶Las preguntas de la ECV son las numeradas de pb08a a pb08j y están descritas en la Tabla 1 de la sección Anexos.

⁷Los registros del MINEDUC contabilizan el número de establecimientos de educación inicial públicos y privados mientras que el registro del MIES contabiliza las educadoras públicas que atienden a grupos de niños en la modalidad de visitas domiciliarias. El número de instituciones/ educadoras por cada 1.000 niños se calculó utilizando los datos de población para este grupo de edad del Censo de Población y Vivienda de 2010.

3.2 Estadísticas descriptivas

La Tabla 2 de los Anexos muestra que, para un total de 10.095 niños en toda la muestra, el 69 % de los niños no participa de los servicios de educación inicial. El porcentaje es mayor para el grupo de edad de 0 a 36 meses, donde el 75 % de los niños no participa, mientras que en el grupo de 37 a 60 meses, el 60 % de los niños participa de este tipo de servicio educativo. Los paneles 2a y 2b de la tabla permiten observar la intensidad de la asistencia medida en días y horas, respectivamente, para ambos grupos de edad. En el grupo de niños de menor edad, el 15 % de los niños reporta asistencia a un programa de educación inicial un solo día a la semana, mientras que el 9 % lo hacen cinco días por semana. Para los niños de 37 a 60 meses, 7,5 % asiste solamente un día y casi 32 % lo hacen todos los días. Existe heterogeneidad en el número de horas por día en la que los niños asisten o participan en un programa. En el grupo de niños de 0 a 36 meses, el 11 % reporta únicamente una hora por día, mientras que el 6,7 % lo hace más de siete horas diarias. En el grupo de niños de más edad, el 13 % asiste cinco horas diarias, y el 7 % más de siete horas.

El análisis de la Tabla 3 presenta estadísticas descriptivas sobre las características del niño, el hogar, la madre y la oferta de servicios de educación inicial en la localidad. En términos de las características del estudiante, el 48 % son de sexo femenino, el 70 % de niños son mestizos, 20 % indígenas, 8 % afro ecuatorianos y montubios, y 2 % blancos. La media de la edad en meses de los niños que forman parte de la muestra es de 30,3 meses lo que equivale aproximadamente a 2 años y medio. La media del puntaje Z de talla para la edad es -1,16 desviaciones standard, indicando que la estatura promedio se encuentra una desviación estándar por debajo de los estándares normales de talla para edad, y por tanto, la situación nutricional de los niños en promedio es deficiente. En los Anexos, la figura 1 presenta la distribución de esta variable.

En cuanto a las características del hogar, observamos que el 58 % de hogares se encuentran en el área rural. El tamaño promedio del hogar es de 5,5 personas. Así mismo, el número promedio de niños menores de 5 años en cada familia es de 1,5. En el 9 % de las familias, la jefatura del hogar recae sobre la madre. Así mismo, el 39 % de los hogares son beneficiarios del Bono de Desarrollo Humano; y el 10 % reciben alguna transferencia de ingresos por concepto de remesas.

Al analizar las características de la madre observamos que la edad promedio es de 28,4 años. El 45 % alcanzó el nivel de escolaridad correspondiente a educación secundaria, un 29 % tiene primaria completa, y el 13 % tiene primaria incompleta o ninguna escolaridad. Únicamente el 14 % de madres en tiene educación superior. En cuanto a la participación en la fuerza laboral, el 38 % de las madres no trabaja, el 38 % trabaja menos de 40 horas a la semana, el 8 % trabaja exactamente 40 horas, y el 14 % reporta más de 40 horas semanales trabajadas. El 18 % de madres es soltera, separada, divorciada o viuda.

El 79 % de las madres revela tener una preferencia alta por la educación considerándola muy importante. En los Anexos, la figura 2 muestra el gráfico la distribución de la variable

índice que identifica el grado de autoeficacia de la madre (0 a 100). La distribución de la variable está sesgada a la izquierda, con la masa de la distribución por encima de 60.

4 Estimación y resultados

4.1 Determinantes de la participación en la educación inicial

Las estimaciones de la probabilidad de participación se realizaron dividiendo la muestra en dos grupos de edad: de 0 a 3 años (0 a 36 meses), y de 4 a 5 años (37 a 60 meses).⁸ El modelo utilizado para explorar los determinantes de participación es un modelo Logit de respuesta binaria, a través del método de Máxima Verosimilitud.

La variable dependiente en el modelo de regresión es la probabilidad de asistencia a un establecimiento de educación inicial. Las variables dependientes corresponden a los diferentes factores que, según la teoría, determinan la demanda de este tipo de servicio educativo. Para efectos de este estudio se parte de una ecuación no lineal donde P_i , la probabilidad de ocurrencia del evento, en este caso, la asistencia a un centro de educación infantil, se expresa en función de un vector de variables independientes, $x_i\beta$

$$Pr(y_i) = \left(\frac{1}{X_i} \right) = \left(\frac{1}{1 + e^{-(X_i\beta)}} \right) \quad (1)$$

La Tabla 4 muestra resultados de la estimación de la probabilidad de matrícula para toda la muestra, la Tabla 5, los resultados para el grupo de niños entre 0 a 36 meses, y la Tabla 6, las estimaciones para los niños de 37 a 60 meses. Los vectores de variables explicativas se introducen de manera sucesiva. El modelo de la columna 1 incluye las características del niño, la columna 2 incorpora las características del hogar, la columna 3 las de la madre, y finalmente la columna 4 incluye una medida de la oferta de educación inicial en el cantón de residencia del niño. Los resultados del modelo Logit están expresados en efectos marginales.

Las estimaciones para toda la muestra indican que la edad en meses está relacionada de manera positiva y estadísticamente significativa con la probabilidad de participar en un programa educativo en la infancia temprana. Cada mes de edad adicional, incrementa la probabilidad de matrícula en un 7%. La inclusión de otras variables explicativas no cambia la magnitud de este coeficiente. Los niños afro ecuatorianos y montubios tienen menor probabilidad de participar. El estado nutricional aparece también estadísticamente asociado de manera negativa a la probabilidad.

El ingreso del hogar está negativamente asociado con la participación. Comparados con los niños del quintil 1 de la distribución del ingreso, los niños que viven en hogares pertenecientes a los quintiles 4 y 5 tienen entre 3% y 4% menos probabilidad de asistencia,

⁸Urzúa y Veramendi (2011) encuentran que los determinantes de la decisión de matrícula en el nivel educativo estudiado pueden variar en cada uno de estos segmentos de edad.

sugiriendo que la asistencia a un programa de educación inicial es en el Ecuador un bien inferior frente al cuidado materno.

Las características de la madre que están asociadas positivamente con la asistencia de los niños ecuatorianos a la educación inicial son la participación laboral y el nivel de instrucción. Comparado a las madres que solamente alcanzaron un nivel de escolaridad equivalente a primaria incompleta o menos, el que las madres hayan terminado la primaria o la secundaria incrementa la probabilidad de matrícula en 5,6 % y 9,3 % , respectivamente. La educación superior por su parte, incrementa la probabilidad en un 13,5 % . Comparadas con las madres que no trabajan, la participación en la fuerza laboral de la madre equivalente a 40 horas semanales (asociada al empleo formal), incrementa la probabilidad de matrícula del niño en un 9,2 % mientras que una participación en la fuerza laboral de la madre menor a 40 horas semanales incrementa la participación en 2,7 % . Las variables que capturan la autoeficacia de la madre, su estado civil o sus preferencias educativas, y la oferta de educación inicial en el cantón de residencia, no son estadísticamente significativa en esta estimación. Este último resultado sugiere que las familias no están limitadas a la oferta educativa en el cantón de residencia. Así mismo, el vivir en el área rural no tiene efecto sobre la probabilidad de asistencia, una vez que se toma en cuenta la oferta de servicios educativos en el cantón.

Las Tablas 5 y 6 de los Anexos muestran los resultados de la estimación de la probabilidad de participación por separado para los niños en ambos grupos de edad. En los dos modelos, la edad del niño está asociada a la participación, pero el coeficiente es mayor para los niños de 0 a 36 meses. La relación entre el ingreso del hogar y la participación es inversa para los niños de los quintiles 4 y 5 en ambos grupos. La participación laboral de la madre de 40 horas por semana está asociada a un incremento en la participación de entre 7,2 % para los niños de menor edad y de 9 % para los niños mayores. Así mismo, la escolaridad de la madre está asociada de manera monótonica con la probabilidad de participación, pero la correlación es más grande en el grupo de niños mayores. Para este grupo de edad, tener una madre con secundaria completa incrementa la probabilidad en 15 % , y una madre con educación superior incrementa la probabilidad en un 20 %.

Las diferencias en los determinantes de la participación en programas de educación inicial entre grupos de edad se relacionan con las características del hogar y de la madre. Por ejemplo, la recepción de la transferencia no condicionada del BDH incrementa la probabilidad de participación en 3 % únicamente para los niños de 0 a 36 meses. En contraste, observamos que otros determinantes solo son significativos en la estimación para los niños de más de 36 meses. Ese es el caso de la etnicidad. Mientras que la pertenencia al grupo étnico afro y montubio (en comparación a los mestizos) reduce la probabilidad de matrícula en un 8 % , auto declararse indígena la incrementa en 4 % , una vez se controla por las otras variables explicativas. Así mismo, en este grupo de edad los niños cuyas madres consideran la educación como “muy importante” tienen un 3,5 % mayor probabilidad de recibir algún tipo de servicio de educación inicial. Finalmente, tanto el índice de autoeficacia de la madre como la oferta de instituciones educativas en el cantón están positivamente asociadas con la probabilidad

de participación, pero la magnitud de los coeficientes es muy pequeña.

4.2 Intensidad de asistencia a la educación inicial

Esta sección explora los factores que influyen en la intensidad de la asistencia a un centro de educación inicial. Estudiar el margen intensivo de la utilización de los servicios de educación inicial es importante pues la intensidad de la asistencia puede estar asociada con la efectividad de la formación del capital humano en este período crítico. A diferencia de las estimaciones anteriores, la muestra se reduce a 1.994 observaciones pues no incluye a los niños cubiertos por la modalidad de educación inicial CNH -consistente en visitas domiciliarias-, y tampoco a los niños que no reportan asistencia a un establecimiento de educación inicial.⁹ La Tabla 7 de los Anexos presenta estadísticas descriptivas para esta muestra más reducida. No existen diferencias cualitativas en las descriptivas entre la sub muestra de niños que asisten y las descriptivas de la Tabla 3, correspondientes a toda la muestra, excepto para la edad promedio. En la sub muestra de niños que reportan asistencia, la edad promedio es de 41,3 meses, once meses más que en muestra en la Tabla 3.

La Tabla 8 en la sección de Anexos muestra la distribución de la intensidad de asistencia medida en días por semana, y en horas por día. Las variables de resultado de las estimaciones de intensidad son discretas, no negativas y puede tomar los valores de 1 a 5 en el caso de los días asistidos, y de 1 a 12 en el caso del número de horas por día de asistencia que las familias reportan. Los datos muestran que en el grupo de 0 a 36 meses de edad, el 79,7% de los niños asisten cinco días a la semana, y un 16,2% , únicamente un día a la semana. Observamos gran heterogeneidad al analizar la distribución del número de horas por día en las que los niños se encuentran en un centro de educación inicial. En el grupo de 0 a 36 meses, el 11,5% asiste una hora al día, y el 57% , entre 7 y 8 horas diarias. En el grupo de 37 a 60 meses de edad, la distribución del número de horas muestra que el 61% asiste entre cuatro y cinco horas por día, aunque existe un grado importante de variación en la intensidad de uso del servicio.

Para explorar la intensidad de la asistencia a los centros educativos de educación inicial, se utilizó un modelo de regresión de conteo Poisson que estima el número de días por semana, y el número de horas por día, asistidos a la institución educativa (Long, 1997). Mientras que en las estimaciones de modelos Logit presentados en la sección anterior buscan estimar los factores asociados con el margen extensivo de la participación en los servicios de educación inicial, las estimaciones con modelos Poisson tienen como objetivo estimar los determinantes del margen intensivo del uso de dichos servicios en el Ecuador, y se estiman para la muestra de niños que sí asisten a la escuela.

⁹ En este análisis no se considera la modalidad de educación inicial CNH debido a que las visitas realizadas por las educadoras son una vez por semana independiente que los padres quieran recibir una mayor capacitación durante el resto de la semana.

La decisión de intensidad de la asistencia aquellos estudiantes que sí asisten, es modelada a través de un proceso Poisson dado por:

$$Pr(Y_i|X_i) = \frac{e^{-\mu_i} \mu_i^{y_i}}{y_i!} \quad (2)$$

Donde:

$$\mu_i = E(y_i|x_i) = e^{x_i\beta} \quad (3)$$

La Tabla 9 en los Anexos muestra los resultados del modelo Poisson para los dos grupos de edad, en el que la variable de resultado es el número de días en los que el niño asistió al establecimiento de educación inicial durante la última semana. Los coeficientes están expresados como tasas de incidencia, y son el resultado de exponenciar los coeficientes obtenidos en la estimación (Long y Freese, 2003). La tasa de incidencia expresa el cambio porcentual en el número de días por semana asistidos asociado a un incremento de una unidad en la variable explicativa correspondiente.

En ambos modelos, la edad del niño está asociada positiva y significativamente con la variable de resultado, aunque el coeficiente para los niños de 0 a 36 meses es dos veces más grande: cada mes adicional de edad incrementa la intensidad de la asistencia medida en días en un 1% en este grupo. La edad es la única variable explicativa asociada en el margen intensivo medio en días para los niños de la cohorte de 37 a 60 meses. Ninguna otra característica del niño, el hogar, la madre o la oferta educativa en el cantón es significativa en la estimación de los niños de mayor edad.

El número de días promedio de asistencia sí está asociado a varias otras características sociodemográficas en el grupo de menor edad. El pertenecer al grupo étnico indígena incrementa la intensidad de la asistencia en un 18% para para los niños de 0 a 36 meses, comparados a los niños mestizos en el mismo grupo de edad. Condicional a la decisión de asistencia, el ingreso del hogar está positivamente asociado a la intensidad media en días. Comparados a los niños del quintil 1 de la distribución del ingreso del hogar, el pertenecer a los quintiles 4 y 5 incrementa el número promedio de días de asistencia por semana en 19% y 16%. La participación laboral de las madres en la categoría de 40 horas por semana también incrementa en 13,4% el número de días asistidos. Las otras categorías de participación laboral no están asociadas a la intensidad de la asistencia, sugiriendo que los hijos de madres con empleo formal asisten en promedio más días al establecimiento de educación inicial.

La Tabla 10 presenta los resultados del modelo Poisson para los dos grupos de edad, en el que la variable de resultado es el número de horas promedio por día que el niño asistió al establecimiento. Dada la heterogeneidad observada en las estadísticas descriptivas en el número de horas asistidas, es probable que el margen intensivo medido en horas sea más elástico a cambios en las características del niño, el hogar, la madre y la oferta en el cantón.

En ambos grupos de edad, los niños indígenas asisten en promedio un número mayor de horas por día, comparados a los niños mestizos. El coeficiente equivale a un incremento

del 19% en el número de horas para los niños de 0 a 36 meses, y del 9% para los niños de 37 a 60 meses. En contraste, el estado nutricional está negativamente asociado a la variable de resultado en los dos modelos. Manteniendo todas las demás variables constantes, el incremento de una desviación standard en esta variable resulta en una reducción de entre el 2% y 3% en ambas cohortes. En el caso del estado nutricional, tanto el margen intensivo como el intensivo de la asistencia se mueven en la misma dirección. Los niños con mejor nutrición tienen menor probabilidad de asistir, y cuando lo hacen, asisten menos horas por día.

En ambos grupos de edad también el ingreso del hogar está asociado positivamente con el número de horas asistidas. En relación a los niños del quintil 1, los niños de 0 a 36 meses del quintil 4 asisten un promedio de 16% más horas por día. El coeficiente equivale a una diferencia del 8% para los niños de 37 a 60 meses. Los coeficientes para los quintiles 2, 3 y 5 son positivos pero no significativos.

El principal determinante del número de horas asistidas en las dos cohortes es la participación laboral de la madre. Comparados a los niños cuyas madres no trabajan, los hijos de mamás que trabajan asisten más horas. La asociación es más fuerte para los niños cuyas madres reportan trabajar exactamente 40 horas por semana, y que probablemente pertenecen al sector formal de la economía. En el grupo de niños menores el coeficiente asociado a este tipo de inserción de la madre en el mercado laboral predice un incremento del 23,3% en el número de horas por día en las que el niño se encuentra en un establecimiento de educación inicial. El coeficiente equivale a un incremento del 15,4% en el número de horas por día para los niños mayores. Ni la oferta de servicios de educación inicial en el cantón de residencia del estudiante, ni la escolaridad de la madre aparecen estadísticamente asociadas a la intensidad de la asistencia medida en horas.

A pesar de estas similitudes en los determinantes del margen intensivo de la asistencia para los dos grupos de edad, los resultados muestran también algunas diferencias. En la cohorte de niños mayores, la intensidad de la asistencia medida en horas está asociada al género del niño. Los resultados muestran que el ser niña incrementa el número de horas asistidas por día en un 4,6%, comparado a los niños varones.

En la cohorte de menor edad, variables que no se encontraron asociadas con la asistencia en las estimaciones anteriores, sí aparecen como determinantes estadísticamente significativos de la intensidad. Por ejemplo, el tamaño del hogar muestra una relación negativa con la intensidad de la asistencia de niños de 0 a 36 meses. El incremento de un miembro adicional en el hogar reduce el número de horas que el niño asiste por día en 8%. Así mismo, la condición de jefe de hogar de la madre incrementa la asistencia en un 11%. El tener una mamá soltera, divorciada, viuda o separada incrementa en 8,6% en promedio el número de horas asistidas por día. Estos dos resultados sugieren que los establecimientos de educación inicial pueden estar siendo utilizados en sustitución de otras opciones de cuidado infantil.

5 Conclusiones

La investigación contenida en este documento busca esclarecer las características de los niños y de las familias ecuatorianas relacionadas con la probabilidad de asistencia a un centro de educación inicial, y con la intensidad de uso del servicio. Esta pregunta de investigación es importante pues alrededor del 70 % de los niños no participa en ningún programa de educación inicial, y por tanto no se beneficia de la formación de capital humano en este período crítico a través del desarrollo de sus habilidades cognitivas y socio-emocionales en el aula.

Los resultados muestran que los determinantes de la participación en un programa de educación inicial son diferentes de los factores que inciden sobre la intensidad de la asistencia medida en días por semana, y horas por día. Existen sin embargo factores que inciden tanto sobre el margen extensivo como sobre el margen intensivo de participación en programas de educación inicial. La edad del niño es uno de ellos. Si bien la edad medida en meses está relacionada de manera positiva con la asistencia y con su intensidad en ambos grupos de edad, el coeficiente de esta variable en la regresión es de mayor magnitud para los niños de 0 a 36 meses, indicando que este factor disminuye su importancia a medida que el niño crece. Así mismo, el estado nutricional del niño aparece inversamente relacionado con el margen extensivo (la probabilidad de participar) y con el margen intensivo (la asistencia promedio medida en horas por día). Los niños con mejor estado nutricional tienen menor probabilidad de participación, y si asisten a un centro de educación inicial, asisten menos horas por día. Este resultado sugiere que los establecimientos y programas de este tipo constituyen un potencial mecanismo idóneo para la de programas enfocados a contrarrestar los altos índices de desnutrición crónica prevalentes en el Ecuador. Una manera alternativa de interpretar este hallazgo es pensar en que las familias disminuyen la inversión en nutrición en el hogar si los niños tienen alguna probabilidad de recibir suplementos nutricionales en la escuela, tal como lo describen Rosero y Oosterbeek (2011) para una muestra experimental.

Otro resultado interesante es la diferencia positiva en el número de horas por día que los niños indígenas permanecen en un establecimiento educativo comparados a los niños mestizos, la cual alcanza un 20 % del número promedio de horas en el grupo de niños de 0 a 36 años. En este grupo de edad, los niños indígenas también asisten un 18 % más días promedio por semana al establecimiento educativo que los niños mestizos. Las causas de esta diferencia, que no se observa para otros grupos étnicos como los blancos, los afro ecuatorianos y los montubios, pueden estar relacionadas con mecanismos de implementación de programas de atención a la primera infancia en las comunidades indígenas, que involucran a las madres y a toda la comunidad.

La única característica del hogar sistemáticamente asociada con el margen intensivo y extensivo de participación en programas de educación inicial es el ingreso del hogar. Sin embargo, esta variable parecería tener efectos opuestos sobre los dos resultados analizados. En el caso del margen extensivo, un nivel mayor de ingreso del hogar disminuye la probabilidad

de participación, sugiriendo que la asistencia a un programa de educación inicial es en el Ecuador un bien inferior frente al cuidado materno. En contraposición, y una vez que las familias han decidido enviar al niño al establecimiento, el ingreso del hogar aumenta el número de días por semana (en la muestra de niños de menor edad) y el número de horas por día asistidos (en toda la muestra). Este hallazgo podría servir para mejorar el diseño de los programas de transferencias en el país, que están focalizados en los hogares de menores ingresos y que, al momento, no tienen ningún tipo de condicionalidad asociada a la asistencia escolar.

En cuanto a la intensidad de la asistencia, los resultados muestran que sus determinantes son diferentes en los dos grupos de edad analizados. El número promedio de días asistidos estimado para la muestra de 37 a 60 meses es completamente inelástico a todas las variables explicativas, excepto la edad del niño. El número promedio de días por semana estimado para la muestra de 0 a 36 meses sí aparece relacionado con otras variables explicativas, tales como la etnicidad del niño, el ingreso del hogar, la presencia de otros niños menores de cinco años, el tamaño del hogar y la participación laboral de la madre. Los determinantes del número de horas de asistencia por día en ambos grupos son similares, pero en el caso del grupo de niños de menor edad, son también significativos factores como la condición de la madre como jefa de hogar, y su estado civil (soltera, separada, viuda o divorciada), sugiriendo que la educación inicial en el Ecuador es un sustituto para el cuidado materno para aquellas madres que deben realizar las tareas de cuidado sin apoyo. Los resultados indican también que las niñas de 37 a 60 meses asisten en promedio más horas por día que los niños a los establecimientos de educación infantil. Dado que no existe evidencia de selección en términos de sexo en la muestra, es posible que las madres privilegien el cuidado personal de los niños varones por sobre el de las niñas, utilizando en este caso a la educación inicial como sustituto del tiempo de cuidado.

En términos de las características de las madres, el factor más fuertemente asociado tanto al margen extensivo como intensivo de participación en los servicios de educación inicial en los dos grupos de edad analizados es la participación de la madre en el mercado laboral. En el caso de ambas cohortes, la participación laboral se relaciona de manera positiva con la probabilidad de participación, y con la cantidad de horas asistidas por el niño al centro de educación infantil. Los servicios educativos dirigidos a la infancia temprana en el país probablemente juegan un rol adicional al de formación de capital humano al prestar servicios de cuidado a los niños en sustitución del tiempo de las madres que deben asumir tareas en el mercado laboral. El resultado es más robusto en el caso de los hijos de madres que reportan trabajar 40 horas por semana y que probablemente pertenecen al sector formal de la economía. Estos niños asisten en promedio un 13.4 % más días por semana (niños de 0 a 36 meses), y entre 23 % y 15 % más horas promedio por día (toda la muestra). El trabajo formal materno (de 40 horas por semana) destaca así por su importancia como determinante de la acumulación de capital humano en la infancia temprana en el país.

Otra característica de las madres que se está correlacionada con la decisión de partici-

pación es su nivel de escolaridad, el cual influye de manera monótonica y positiva sobre la probabilidad de asistencia a un centro de educación inicial en toda la muestra. Los niños que crecen en hogares con mayor dotación de capital humano tienen mayores oportunidades de adquirir las destrezas asociadas a la educación durante este período crítico del desarrollo infantil. Así, los resultados evidencian un potencial problema de transmisión intergeneracional del capital humano, ligado a la asociación entre la asistencia del niño a la educación inicial y el nivel de escolaridad de la madre. A pesar de ello, condicional a la decisión de enviar al niño al establecimiento educativo, la escolaridad de la madre no está asociada con ninguna de las dos medidas del margen intensivo de la asistencia. Estos dos últimos hallazgos relativos a la participación laboral de la madre y su escolaridad, ponen en evidencia la desventaja en el acceso y la utilización de los servicios de la educación inicial de los niños cuyas familias están en situación de vulnerabilidad, y plantean importantes implicaciones de largo plazo en dimensiones tales como el logro escolar en la primaria y secundaria, tasa de embarazo adolescente, productividad e inserción en el mercado laboral, e ingresos a lo largo del ciclo de vida, para aquellos niños que provienen de hogares en los que la madre no trabaja, carece de empleo adecuado y/o tiene bajos niveles de escolaridad.

Finalmente, es importante resaltar que ni la oferta de servicios de educación inicial en el cantón de residencia, ni la condición de residencia en áreas rurales aparecen asociadas al margen intensivo o extensivo del uso de los programas de educación en la primera infancia. Al parecer, los factores que inciden sobre el uso de los servicios de educación inicial en el Ecuador no se relacionan con la oferta, si no con la demanda. En su conjunto, los hallazgos de esta investigación pueden servir para mejorar el diseño e implementación de los programas de educación inicial en el país y contribuir a que los niños en situación de riesgo no sean excluidos de las oportunidades asociadas a esta etapa crítica del proceso de formación de capital humano.

Referencias

- Acosta, A., Blanco, R., Eroles, D., Goldberg, M., Konterllnik, I., López, N., y Moreno, T. (2010). Atención y educación de la primera infancia. *Informe Regional América Latina y El Caribe*.
- Alfonso, M., Bos, M., Duarte, J., y Rondón, C. (2012). Panorama general de la educación en América Latina y El Caribe. En *Educación para la transformación*. Banco Interamericano de Desarrollo.
- Anderson, L., Shinn, C., Fullilove, M., Scrimshaw, S., Fielding, J., Normand, J., y Carandekulis, V. (2003). The effectiveness of early childhood development programs: A systematic review. *American Journal of Preventive Medicine*, (24).
- Araujo, M., López-Boo, F., y Puyana, J. (2013). Panorama sobre los servicios de desarrollo infantil en américa latina y el caribe. Technical report, Banco Interamericano de Desarrollo.
- Araujo, M. y Salazar, P. (2010). Hacia un sistema de observación ciudadana. Acompañando al Plan Decenal de Educación. *Educiudadania*.
- Attanasio, O. y Vera-Hernández, M. (2004). Medium and long run effects of nutrition and child care: Evaluation of a community nursery programme in rural Colombia. *The Institute for Fiscal Studies*.
- Barnett, W. (1995). Long-term effects of early childhood programs on cognitive and school outcomes. *The Future of Children*, 5(3).
- Barnett, W. (2004). Maximizing returns from prekindergarten education. *Conference on education and economic development. National Institute for Early Education Research*, (26).
- Barnett, W. y Masse, L. (2007). Comparative benefit - cost analysis of the Abecedarian program and its policy implications. *Economics of Education Review*, (26).
- Bastos, P., Bottan, N., y Cristia, J. (2016). Access to pre-primary education and progression in primary school evidence from rural Guatemala. *Policy Research Working Paper*, (7574).
- Behrman, J. y Urzúa, S. (2013). Economic perspectives on some important dimensions of early childhood development in developing countries. En *Handbook of Early Childhood Development Research and Its Impact on Global Policy*. Oxford University Press.
- Berlinski, S. y Schady, N. (2015). Los primeros años: El bienestar infantil y el papel de las políticas públicas. *Banco Interamericano de Desarrollo*.

- Bernal, R. y Fernández, C. (2013). Subsidized childcare and child development in Colombia: effects of Hogares Comunitarios de Bienestar, as a function of timing and length of exposure. *Social Science Medicine*.
- Burger, K. (2010). How does early childhood care and education affect cognitive development? an international review of the effects of early interventions for children from different social backgrounds. *Early Childhood Research Quarterly*, 2(25).
- Carneiro, P. y Heckman, J. (2003). Human capital policy. *NBER working papers series*.
- Conelly, R., DeGraff, D., y Levison, D. (1996). Women's employment and child care in Brazil. *University of Chicago*.
- Cossa, R. (2000). Determinants of schooling attainment in Argentina: An empirical analysis with extensions to policy evaluation. *University of Chicago*.
- Cunha, F. y Heckman, J. (2007). The technology of skill formation. *American Economic Review*, (97).
- Deutsch, R. (1998). Does child care pay?: Labor force participation and earnings effects of access to child care in the favelas of Rio de Janeiro. *Banco Interamericano de Desarrollo*, (384).
- Duncan, G., Brooks, J., y Klebanov, P. (1994). Economic deprivation and early childhood development. *Child development*. *Children and Poverty*, 65(2):296–318.
- Escudero, W. y Marchionni, M. (1999). Household structure, gender, and the economic determinants of school attendance in Argentina. *Departamento de Economía, Universidad Nacional de La Plata*.
- Fong, M. y Lokshin, M. (2000). Child care and women's labor force participation in Romania. *World Bank Working Paper*, (2400).
- Grantham-McGregor, S., Cheung, Y., Cueto, S., Glewwe, P., Richter, L., y Strupp, B. (2007). Developmental potential in the first 5 years for children in developing countries. *Lancet*, (369).
- Hallman, K., Quisumbing, A., Ruel, M., y La Briere, B. (2005). Mothers' work and child care: Findings from the urban slums of Guatemala City. *Economic Development and Cultural Change*, 4(53).
- Herbst, C. (2008). Who are the eligible non-recipients of child care subsidies? *Children and Youth Services Review*, 9(30).

- Karoly, L., Kilburn, R., y Cannon, J. (2005). Early childhood interventions: Proven results, future promise. *RAND Labor and Population*.
- Lokshin, M. (2004). Household childcare choices and women's work behavior in Russia. *Journal of Human Resources*, 4(39).
- Long, J. (1997). Regression models for categorical and limited dependent variables. *Advanced Quantitative Techniques in the Social Science*, (7).
- Long, J. y Freese, J. (2003). Regression models for categorical dependent variables using STATA. *Stata Press Publications*.
- Ludwig, J. y Sawhill, I. (2007). Success by ten: Intervening early, often, and effectively in the education of young children. *Discussion Paper 2007-02 - Hamilton Project*.
- Mateo, M. y Rodríguez-Chamussy, L. (2015). Who cares about childcare?: Estimations of childcare use in Latin America and the Caribbean. *Banco Interamericano de Desarrollo*.
- Matute, E., Sanz, A., Guma, E., Rosselli, M., y Ardila, A. (2009). Influencia del nivel educativo de los padres, el tipo de escuela y el sexo en el desarrollo de la atención y la memoria. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 2(41).
- Ministerio Coordinador de Desarrollo Social, Ministerio de Inclusión Económica y Social, Ministerio de Salud Pública, y Ministerio de Educación (2011). Estrategia nacional intersectorial de desarrollo infantil integral.
- Ministerio de Educación (2014). Currículo de educación inicial 2014. <http://educacion.gob.ec/wp-content/uploads/downloads/2014/06/curriculo-educacion-inicial-lowres.pdf>.
- Ministerio de Educación (2015). Rendición de cuentas 2015. <http://educacion.gob.ec/wp-content/uploads/downloads/2016/04/2015-RENDICION-DE-CUENTASs.pdf>.
- Paxson, C. y Schady, N. (2007). Cognitive development among young children in Ecuador: the roles of wealth, health, and parenting. *The Journal of Human Resources*, 1(42).
- Ponce, J. (2010). Políticas educativas y desempeño. una evaluación de impacto de programas educativos focalizados en Ecuador. <http://www.flacsoandes.edu.ec/libros/digital/43366.pdf>.
- Preal, Fundación Ecuador, y Grupo Faro (2010). ¿cambio educativo o educación por el cambio? informe de progreso educativo Ecuador. Technical report, Preal - Fundación Ecuador - Grupo Faro.

- Rivera, J. (2016). Caracterización de los factores que determinan la asistencia a programas públicos para la primera infancia en Ecuador. *Revista Economía y Política*, (22):11–26.
- Rosero, J. y Oosterbeek, H. (2011). Trade-offs between different early childhood interventions: Evidence from Ecuador. *Tinbergen Institute Discussion Paper*.
- Rosero, J., Pérez, M., y Sánchez, F. (2012). Centros de desarrollo infantil y su impacto en niños de bajos recursos: la experiencia en Ecuador. *Educación para la transformación*, pp. 311–338.
- Salazar, P., B. I. y. E. F. (2011). Del sistema de observación a la construcción de propuestas ciudadanas. Acompañando al Plan Decenal de Educación. *Educiudadanía*.
- Schady, N. and Behrman, J., Araujo, M., Azuero, R., Bernal, R., Bravo, D., López-Boo, F., Macours, K., Marshall, D., Paxson, C., y Vakis, R. (2014). Wealth gradients in early childhood cognitive development in five latin american countries. Wealth gradients in early childhood. *IDB - Working Paper*.
- Schady, N. (2012). El desarrollo infantil temprano en América Latina y el Caribe: acceso, resultados y evidencia longitudinal de Ecuador. En *Educación para la transformación*. Banco Interamericano de Desarrollo.
- Schlusser, A. (2011). Public preschool and the labor supply of arab mothers: Evidence from a natural experiment. *Working Paper*.
- Urzúa, S. y Veramendi, G. (2011). The impact of out-of-home childcare centers on early childhood development. *IDB - Working Paper*.
- Van Urk, F., Brown, T., Waller, R., y Mayo-Wilson, E. (2014). Centre-based day care for children younger than five years of age in high-income countries. *Cochrane Database of Systematic Reviews*, (9).
- Winkler, D. y Cueto, S. (2004). Etnicidad, raza, género y educación en américa latina. http://www.campanaderechoeducacion.org/sam2011/wp-content/uploads/2011/04/Posicionamiento_CLADE_SAM2011.pdf.

Anexos: Tablas y figuras

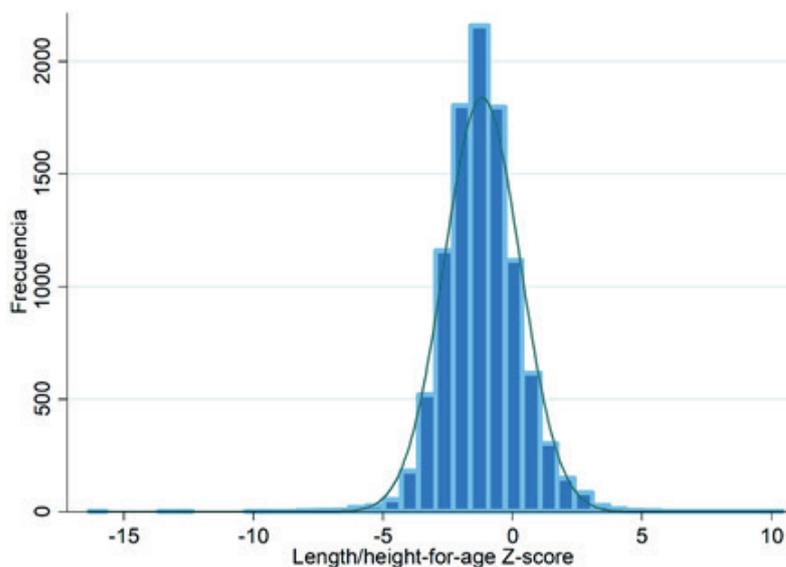


Figura 1: Distribución Puntaje Z Talla para Edad

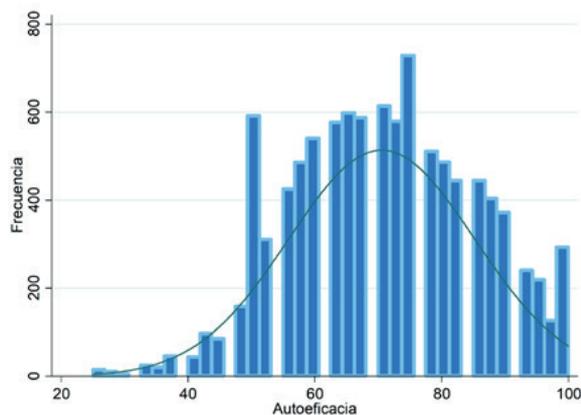


Figura 2: Distribución índice de autoeficiencia de las madres

Tabla 1: Definición de variables

Variable	Definición	Fuente
VARIABLES DEPENDIENTES		
Asiste a un centro infantil	Variable binaria que toma el valor de 1 si el niño asiste a un centro de educación inicial y de 0 si este no asiste.	ENCV 2014.
Días que asiste	Variable que señala el número de días a la semana que asiste el niño al centro de educación infantil.	ENCV 2014.
Horas que asiste	Variable que señala el número de horas por día que asiste el niño al centro de educación infantil.	ENCV 2014.
VARIABLES DE CARACTERÍSTICAS DEL NIÑO		
Sexo	Variable binaria, igual a 1 si el niño es de sexo femenino y de 0 si es de sexo masculino.	ENCV 2014.
Edad en meses	Variable que señala la edad del niño en meses.	ENCV 2014.
Etnia	Variable categórica que señala la identificación étnica del niño. Se clasificó en cuatro grupos étnicos: 1. Indígena, 2. Afro y Montubia, 3. Mestiza, y 4. Blanca y otras.	ENCV 2014.
Talla para la edad - Z score	Medida antropométrica longitud o talla para la edad.	Construida utilizando la longitud o talla y la edad del niño, ENCV 2014.
VARIABLES DE CARACTERÍSTICAS DEL HOGAR		
Quintil del Ingreso Per-cápita del Hogar	Quintil de la distribución del ingreso per-cápita del hogar, construida agregando todos los ingresos que obtiene el hogar por actividades económica	ENCV 2014.
Niños < 5 años	Variable cuantitativa discreta que indica la cantidad de niños menores de 5 años que son miembros de un hogar.	ENCV 2014.
Tamaño Hogar	Variable que señala el número de miembros de un hogar.	ENCV 2014.

Tabla 1: (Continuación)

Variable	Definición	Fuente
Madre Jefe Hogar	Variable binaria que toma el valor de 1 si la madre es jefe de hogar y 0 caso contrario. El jefe de hogar es la persona reconocida como tal por los miembros del hogar por razones de dependencia, afinidad, edad, autoridad, respeto, etc.	ENCV 2014.
Remesas	Variable dicotómica, igual a 1 si el hogar es receptor de remesas e igual a 0 caso contrario.	ENCV 2014.
BDH	Variable binaria, igual a 1 si el hogar es beneficiario del bono de desarrollo humano (BDH) e igual a 0 si este no lo es.	ENCV 2014.
Área de residencia	Variable binaria, igual a 1 si el área donde habita el hogar es rural e igual a 0 si es Urbana.	ENCV 2014.

Tabla 2: Asistencia a un establecimiento de educación inicial

(a) Asistencia medida en días por semana

Número de días	0-60 meses		0-36 meses		37-60 meses	
	Frecuencia	Porcentaje	Frecuencia	Porcentaje	Frecuencia	Porcentaje
0	6.951	68,86	4556	75,01	2395	59,56
1	1.215	12,04	914	15,05	301	7,49
2	60	0,59	32	0,53	28	0,7
3	32	0,32	19	0,31	13	0,32
4	9	0,09	5	0,08	4	0,1
5	1.828	18,11	548	9,02	1280	31,83
Total	10.095	100	6.074	100	4.021	100

(b) Asistencia medida en horas por día

Número de horas	0-60 meses		0-36 meses		37-60 meses	
	Frecuencia	Porcentaje	Frecuencia	Porcentaje	Frecuencia	Porcentaje
0	6.951	68,86	4556	75,01	2395	59,56
1	842	8,34	676	11,13	166	4,13
2	359	3,56	223	3,67	136	3,38
3	114	1,13	48	0,79	66	1,64
4	372	3,68	54	0,89	318	7,91
5	578	5,73	56	0,92	522	12,98
6	194	1,92	54	0,89	140	3,48
7	236	2,34	144	2,37	92	2,29
8	404	4	240	3,95	164	4,08
9	35	0,35	18	0,3	17	0,42
10	8	0,08	4	0,07	4	0,1
11	1	0,01	0	0	1	0,02
12	1	0,01	1	0,02	0	0
Total	10.095	100	6.074	100	4.021	100

Tabla 3: Estadísticas descriptivas para toda la muestra

Variable	Media	Des. Est	Min	Max
Variab				
les				
depen-				
dientes				
Asiste a un centro in-	0,31	0,46	0	1
fantil (guardería)				
Días que asiste a guar-	1,05	1,90	0	5
dería				
Horas que asiste a	1,26	2,35	0	12
guardería				

Tabla 3: (Continuación)

Variable	Media	Des. Est	Min	Max
Características del niño				
Género femenino	0,48	0,50	0	1
Edad (meses)	30,30	16,98	0	59
Etnia:				
<i>Mestiza</i>	0,70	0,46	0	1
<i>Indígena</i>	0,20	0,40	0	1
<i>Afro y Montubia</i>	0,08	0,27	0	1
<i>Blanca y otras</i>	0,02	0,14	0	1
Logitud/talla para la edad - puntaje Z	-1,16	1,47	-16,34	10,45
Características del hogar				
Niños menores de 5 años	1,49	0,68	1	6
Tamaño Hogar	5,45	2,22	2	20
Madre jefa	0,09	0,29	0	1
Recibe remesas	0,10	0,10	0	1
Receptor del (BDH)	0,39	0,49	0	1
Área rural	0,58	0,49	0	1
Características de la madre				
Edad (años)	28,40	7,16	15	64
Valora como muy importante la educación	0,79	0,41	0	1
Escolaridad:				
<i>No escolarizados y primaria incompleta</i>	0,13	0,33	0	1
<i>Primaria Completa</i>	0,29	0,45	0	1
<i>Secundaria</i>	0,45	0,50	0	1
<i>Superior</i>	0,14	0,35	0	1
Participación Laboral (horas/semana):				
<i>No trabaja</i>	0,38	0,49	0	1
<i>< 40 horas</i>	0,38	0,49	0	1
<i>40 horas</i>	0,08	0,27	0	1
<i>> 40 horas</i>	0,16	0,36	0	1
Madre de soltera	0,18	0,39	0	1
Índice de autoeficacia	70,56	14,70	25	100

Tabla 3: (Continuación)

Variable	Media	Des. Est	Min	Max
Establecimientos educativos/mil niños	210,18	257,37	0	1128,09

N=10095 observaciones

Tabla 4: Estimación de la probabilidad de matrícula, niños entre 0 y 5 años

	(1)	(2)	(3)	(4)
Características del niño				
Sexo Femenino	-0,002 (0,009)	-0,001 (0,009)	-0,001 (0,009)	-0,001 (0,009)
Edad en meses	0,007 (0,000)	*** 0,007 (0,000)	*** 0,007 (0,000)	*** 0,007 (0,000)
Etnia Indígena	-0,020 (0,011)	* 0,003 (0,013)	0,006 (0,014)	0,011 (0,014)
Etnia Afro y Montubio	-0,053 (0,016)	*** -0,048 (0,017)	** -0,037 (0,017)	** -0,037 (0,017)
Etnia Blanca y otras	-0,001 (0,031)	-0,003 (0,033)	0,010 (0,034)	0,010 (0,034)
Puntaje Z Talla-Edad	-0,007 (0,003)	** -0,008 (0,003)	** -0,010 (0,003)	** -0,010 (0,003)
Características del hogar				
<i>Quintil de ingresos (Q1)</i>				
Q2		0,003 (0,015)	-0,006 (0,015)	-0,006 (0,015)
Q3		0,010 (0,015)	-0,006 (0,016)	-0,006 (0,016)
Q4		-0,003 (0,015)	-0,030 (0,016)	* -0,030 (0,016)
Q5		0,003 (0,015)	-0,037 (0,017)	** -0,037 (0,017)
Niños < 5		-0,013 (0,008)	-0,014 (0,008)	* -0,014 (0,008)
Tamaño Hogar		-0,002 (0,003)	0,000 (0,003)	0,000 (0,003)
Madre Jefe Hogar		0,032	** 0,031	0,032

Tabla 4: (Continuación)

	(1)	(2)	(3)	(4)
		(0,016)	(0,020)	(0,020)
Remesas		0,043	0,038	0,036
		(0,049)	(0,049)	(0,049)
BDH		-0,008	0,006	0,006
		(0,011)	(0,011)	(0,011)
Rural		-0,023 **	-0,012	-0,012
		(0,011)	(0,011)	(0,011)
Características madre y oferta				
Edad de la madre			-0,001	-0,001
			(0,001)	(0,001)
Preferencias Educativas			0,010	0,010
			(0,012)	(0,012)
Primaria completa			0,055 ***	0,056 ***
			(0,015)	(0,015)
Secundaria			0,092 ***	0,093 ***
			(0,015)	(0,015)
Superior y posgrado			0,134 ***	0,135 ***
			(0,021)	(0,021)
< 40 horas a la semana			0,027 **	0,027 **
			(0,012)	(0,012)
40 horas a la semana			0,093 ***	0,092 ***
			(0,021)	(0,021)
> 40 horas a la semana			0,020	0,019
			(0,015)	(0,015)
Madre sola			-0,011	-0,012
			(0,015)	(0,015)
Autoeficacia			-0,000	-0,000
			(0,000)	(0,000)
Oferta/ mil niños				-0,000
				(0,000)
Observations	10.914	10.148	10.095	10.095
Pseudo R2	0,0488	0,0501	0,0564	0,0565
Log likelihood	-6443,04	-5977,12	-5908,54	-5907,77
LR chi2(95)	705,66	664,92	711,85	712,46
Prob > chi2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Tabla 5: Estimación de la probabilidad de matrícula, niños entre 0 y 36 meses

	(1)	(2)	(3)	(4)
Características del niño				
Sexo Femenino	0,003 (0,011)	0,004 (0,011)	0,003 (0,011)	0,003 (0,011)
Edad en meses	0,011 *** (0,000)	0,011 *** (0,001)	0,011 *** (0,001)	0,011 *** (0,001)
Etnia Indígena	-0,012 (0,013)	-0,005 (0,015)	-0,003 (0,016)	-0,005 (0,016)
Etnia Afro y Montubio	-0,025 (0,019)	-0,023 (0,020)	-0,014 (0,020)	-0,014 (0,020)
Etnia Blanca y otras	-0,017 (0,038)	-0,010 (0,039)	-0,001 (0,041)	-0,001 (0,041)
Puntaje Z Talla-Edad	-0,001 (0,003)	0,001 (0,004)	-0,001 (0,004)	-0,001 (0,004)
Características del hogar				
<i>Quintil de ingresos (Q1)</i>				
Q2		0,016 (0,017)	0,010 (0,018)	0,010 (0,018)
Q3		0,021 (0,017)	0,011 (0,018)	0,011 (0,018)
Q4		0,013 (0,018)	-0,005 (0,018)	-0,005 (0,018)
Q5		-0,006 (0,018)	-0,033 (0,019)	* -0,033 (0,019) *
Niños < 5		-0,007 (0,009)	-0,008 (0,009)	-0,009 (0,010)
Tamaño Hogar		0,000 (0,003)	0,001 (0,003)	0,001 (0,003)
Madre Jefe Hogar		0,028 (0,020)	0,023 (0,023)	0,023 (0,023)
Remesas		0,079 (0,050)	0,070 (0,050)	0,071 (0,050)
BDH		0,021 (0,013)	0,030 (0,013)	** 0,030 (0,013) **
Rural		-0,012 (0,012)	-0,007 (0,013)	-0,007 (0,013)
Características madre y oferta				
Edad de la madre			-0,001	-0,001

Tabla 5: (Continuación)

	(1)	(2)	(3)	(4)
			(0,001)	(0,001)
Preferencias Educativas			-0,004	-0,004
			(0,014)	(0,014)
Primaria completa			0,050 **	0,050 **
			(0,018)	(0,018)
Secundaria			0,052 **	0,052 **
			(0,018)	(0,018)
Superior y posgrado			0,091 ***	0,091 ***
			(0,025)	(0,025)
< 40 horas a la semana			0,023 *	0,023 *
			(0,013)	(0,013)
40 horas a la semana			0,072 **	0,072 **
			(0,025)	(0,025)
> 40 horas a la semana			0,020	0,020
			(0,018)	(0,018)
Madre soltera			0,001	0,002
			(0,016)	(0,016)
Autoeficacia			0,000	0,000
			(0,000)	(0,000)
Oferta/ mil niños				0,000
				(0,000)
Observations	6.564	6.113	6.074	6.074
Pseudo R2	0,0667	0,0694	0,0739	0,0740
Log likelihood	-3440,98	-3195,61	-3162,58	-3162,46
LR chi2(95)	522,96	503,77	517,06	517,67
Prob > chi2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Errores estándar en paréntesis

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.001$ **Tabla 6:** Estimación de la probabilidad de matrícula, niños entre 37 y 60 meses

	(1)	(2)	(3)	(4)
Características del niño				
Sexo Femenino	-0,012	-0,010	-0,011	-0,010
	(0,015)	(0,016)	(0,016)	(0,016)
Edad en meses	0,003 **	0,003 **	0,004 **	0,004 **

Tabla 6: (Continuación)

	(1)	(2)	(3)	(4)	
Etnia Indígena	(0,001) -0,021	(0,001) 0,017	(0,001) 0,023	(0,001) 0,041	*
Etnia Afro y Montubio	(0,020) -0,101	(0,022) -0,092	(0,023) -0,076	(0,024) -0,079	**
Etnia Blanca y otras	(0,026) 0,027	(0,027) 0,018	(0,028) 0,036	(0,028) 0,037	
Puntaje Z Talla-Edad	(0,051) 0,003	(0,054) -0,004	(0,055) -0,011	(0,055) -0,010	
	(0,007)	(0,008)	(0,008)	(0,008)	
Características del hogar					
<i>Quintil de ingresos (Q1)</i>					
Q2		-0,016 (0,025)	-0,026 (0,026)	-0,026 (0,026)	
Q3		-0,015 (0,026)	-0,033 (0,027)	-0,033 (0,027)	
Q4		-0,030 (0,026)	-0,065 (0,027)	-0,066 (0,027)	**
Q5		0,009 (0,027)	-0,043 (0,029)	-0,043 (0,029)	
Niños < 5		-0,013 (0,014)	-0,014 (0,015)	-0,013 (0,015)	
Tamaño Hogar		-0,007 (0,005)	-0,005 (0,005)	-0,004 (0,005)	
Madre Jefe Hogar		0,031 (0,026)	0,040 (0,033)	0,045 (0,033)	
Remesas		-0,030 (0,094)	-0,033 (0,095)	-0,038 (0,095)	
BDH		-0,047 (0,018)	-0,026 (0,019)	-0,026 (0,019)	**
Rural		-0,033 (0,018)	-0,011 (0,019)	-0,012 (0,019)	*
Características de madre y oferta					
Edad de la madre			0,001 (0,001)	0,001 (0,001)	
Preferencias Educativas			0,036 (0,020)	0,035 (0,002)	*
Primaria completa			0,063	0,064	**

Tabla 6: (Continuación)

	(1)	(2)	(3)	(4)	
Secundaria			(0,024) 0,142	(0,024) 0,146	***
Superior y posgrado			(0,025) 0,198	(0,025) 0,202	***
< 40 horas a la semana			(0,035) 0,021	(0,034) 0,019	
40 horas a la semana			(0,020) 0,093	(0,020) 0,089	**
> 40 horas a la semana			(0,034) 0,004	(0,034) 0,001	
Madre soltera			(0,024) -0,027	(0,024) -0,029	
Autoeficacia			(0,026) -0,001	(0,026) 0,001	*
Oferta/ mil niños			(0,001) 0,000	(0,001) 0,000	**
				(0,000)	
Observations	4.350	4.035	4.021	4.021	
Pseudo R2	0,0040	0,0096	0,0210	0,0222	
Log likelihood	-2926,47	-2696,92	-2656,26	-2653,01	
LR chi2(95)	23,07	50,81	111,47	118,30	
Prob > chi2	0,0008	0,0000	0,0000	0,0000	

Errores estándar en paréntesis

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.001$ **Tabla 7:** Estadísticas descriptivas para la muestra de niños que asisten

Variable	Media	Des. Est	Min	Max
Variabes dependientes				
Días que asiste por semana	4,63	1,11	1	5
Horas que asiste por día	5,48	1,97	1	12
Características del niño				
Género femenino	0,48	0,50	0	1
Edad (meses)	41,30	13,18	4	59
Etnia:				
<i>Mestiza</i>	0,70	0,14	0	1

Tabla 7: (Continuación)

Variable	Media	Des. Est	Min	Max
<i>Indígena</i>	0,20	0,43	0	1
<i>Afro y Montubia</i>	0,08	0,25	0	1
<i>Blanca y otras</i>	0,02	0,14	0	1
Logitud/talla para la edad - puntaje Z	-1,33	1,23	-9,2	7,11
Características del hogar				
Niños menores de 5 años	1,47	0,66	1	6
Tamaño Hogar	5,23	2,17	2	19
Madre jefa	0,12	0,33	0	1
Recibe remesas	0,01	0,09	0	1
Receptor del (BDH)	0,36	0,48	0	1
Área rural	0,55	0,50	0	1
Características de la madre				
Edad (años)	29,36	7,07	16	57
Valora como muy importan- te la educación	0,80	0,40	0	1
Escolaridad:				
<i>No escolarizados y primaria incompleta</i>	0,10	0,30	0	1
<i>Primaria Completa</i>	0,26	0,44	0	1
<i>Secundaria</i>	0,46	0,50	0	1
<i>Superior</i>	0,18	0,39	0	1
Participación Laboral (ho- ras/semana):				
<i>No trabaja</i>	0,29	0,45	0	1
<i><40 horas</i>	0,39	0,49	0	1
<i>40 horas</i>	0,13	0,34	0	1
<i>>40 horas</i>	0,19	0,39	0	1
Madre soltera	0,19	0,39	0	1
Índice de autoeficacia	71,21	14,59	25	100
Establecimientos educa- tivos/mil niños	220,67	278,10	0	1.128,09
N=1994 observaciones				

Tabla 8: Intensidad de la asistencia

(a) Asistencia medida en días por semana

Número de días	0-36 meses		37-60 meses	
	Frecuencia	Porcentaje	Frecuencia	Porcentaje
1	107	16,21	45	3
2	8	1,21	15	1,12
3	14	2,12	11	0,82
4	5	0,76	4	0,3
5	526	79,7	1259	94,38
Total	660	100	1.334	100

(b) Asistencia medida en horas por día

Número de horas	0-36 meses		37-60 meses	
	Frecuencia	Porcentaje	Frecuencia	Porcentaje
1	76	11,52	31	2,32
2	29	4,39	24	1,8
3	13	1,97	46	3,45
4	43	6,52	308	23,09
5	51	7,73	514	38,53
6	51	7,73	140	10,49
7	141	21,36	90	6,75
8	234	35,45	162	12,14
9	17	2,58	15	1,12
10	4	0,61	4	0,3
11	0	0	0	0
12	1	0,15	0	0
Total	660	100	1.334	100

Tabla 9: Número de días promedio por semana

	0-36 meses (1)		37-60 meses (2)	
Características del niño				
Sexo Femenino	0,998 (0,038)		1,007 (0,025)	
Edad en meses	1,010 (0,003)	***	1,004 (0,002)	**
Etnia Indígena	1,182 (0,063)	**	1,037 (0,040)	
Etnia Afro y Montubio	0,985 (0,074)		0,999 (0,055)	
Etnia Blanca y otras	1,045 (0,163)		1,006 (0,087)	
Puntaje Z Talla-Edad	0,981 (0,014)		0,993 (0,012)	
Características del hogar				
<i>Quintil de ingresos (Q1)</i>				
Q2	1,101 (0,069)		1,028 (0,044)	
Q3	1,113 (0,073)		1,015 (0,045)	
Q4	1,188 (0,078)	**	1,048 (0,047)	
Q5	1,161 (0,086)	**	1,045 (0,050)	
Niños < 5	1,072 (0,037)	**	0,988 (0,023)	
Tamaño Hogar	0,980 (0,010)	*	1,001 (0,008)	
Madre Jefe Hogar	1,066 (0,079)		1,028 (0,054)	
Remesas	1,077 (0,241)		0,888 (0,131)	
BDH	1,021 (0,049)		1,011 (0,032)	
Rural	1,021 (0,048)		0,982 (0,030)	
Características madre y oferta				

Tabla 9: (Continuación)

	0-36 meses (1)		37-60 meses (2)
Edad de la madre	1,002 (0,003)		1,000 (0,002)
Preferencias Educativas	1,056 (0,049)		1,031 (0,035)
Primaria completa	0,973 (0,069)		0,981 (0,047)
Secundaria	1,023 (0,071)		1,008 (0,048)
Superior y posgrado	1,080 (0,091)		1,013 (0,059)
< 40 horas a la semana	1,056 (0,058)		1,009 (0,033)
40 horas a la semana	1,134 (0,077)	*	1,029 (0,048)
> 40 horas a la semana	1,069 (0,070)		1,022 (0,041)
Madre soltera	1,056 (0,061)		0,994 (0,042)
Autoeficacia	1,001 (0,001)		1,000 (0,001)
Oferta/ mil niños	1,000 (0,000)		1,000 (0,000)
Número de Observaciones	660		1.334
Pseudo R2	0,0152		0,0152
LR chi2(30)	80,91		80,91
Prob > chi2	0,0000		0,0000

Errores estándar en paréntesis

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.001$

Tabla 10: Número de horas promedio por día

	0-36 meses (1)		37-60 meses (2)	
Características del niño				
Sexo Femenino	1,035 (0,034)		1,046 (0,003)	**
Edad en meses	1,008 (0,002)	***	0,993 (0,002)	***
Etnia Indígena	1,191 (0,053)	***	1,091 (0,039)	**
Etnia Afro y Montubio	0,985 (0,062)		0,995 (0,054)	
Etnia Blanca y otras	0,941 (0,129)		1,042 (0,087)	
Puntaje Z Talla-Edad	0,974 (0,012)	**	0,975 (0,012)	**
Características del hogar				
<i>Quintil de ingresos (Q1)</i>				
Q2	1,069 (0,056)		1,049 (0,043)	
Q3	1,079 (0,059)		1,050 (0,044)	
Q4	1,162 (0,063)	**	1,087 (0,004)	**
Q5	1,047 (0,066)		1,040 (0,047)	
Niños < 5	1,078 (0,031)	**	0,997 (0,023)	
Tamaño Hogar	0,986 (0,009)		1,002 (0,008)	
Madre Jefe Hogar	1,110 (0,003)	**	0,978 (0,049)	
Remesas	0,876 (0,179)		0,870 (0,125)	
BDH	0,975 (0,039)		1,017 (0,031)	
Rural	1,047 (0,041)		1,016 (0,030)	
Características madre y oferta				

Tabla 10: (Continuación)

	0-36 meses (1)		37-60 meses (2)	
Edad de la madre	1,001 (0,003)		0,999 (0,002)	
Preferencias Educativas	1,059 (0,041)		1,011 (0,032)	
Primaria completa	1,018 (0,061)		0,973 (0,044)	
Secundaria	1,080 (0,063)		0,956 (0,043)	
Superior y posgrado	1,071 (0,076)		0,938 (0,053)	
< 40 horas a la semana	1,126 (0,052)	**	1,054 (0,033)	*
40 horas a la semana	1,233 (0,071)	***	1,154 (0,052)	**
> 40 horas a la semana	1,160 (0,065)	**	1,157 (0,044)	***
Madre soltera	1,086 (0,002)	**	1,020 (0,041)	
Autoeficacia	1,001 (0,001)		0,999 (0,001)	
Oferta/ mil niños	1,000 (0,000)		1,000 (0,000)	
Número de Observaciones	660		1.334	
Pseudo R2	0,0152		0,0152	
LR chi2(30)	80,91		80,91	
Prob > chi2	0,0000		0,0000	

Errores estándar en paréntesis

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.001$

Analítica

Desigualdad Multidimensional:
dinámica entre Educación e
Ingresos en el Ecuador durante
el periodo 2000-2014

Gabriela Izurieta;
José Ramírez-Álvarez



www.ecuadorencifras.gob.ec



Desigualdad Multidimensional: dinámica entre Educación e Ingresos en el Ecuador durante el Período 2000-2014

Gabriela Izurieta; José Ramírez-Álvarez

Departamento de Economía del Desarrollo, International Institute of Social Studies of Erasmus University, La Haya, Holanda / Departamento de Matemáticas, Escuela Politécnica Nacional, Quito, Ecuador

g.izurieta@hotmail.com / jose.ramirez@epn.edu.ec

Resumen

La presente investigación analiza la relación existente entre la desigualdad de la distribución de los ingresos y la desigualdad de la distribución de la educación en el Ecuador para el periodo 2000-2014. Para ello, se utiliza el índice de desigualdad multidimensional propuesto por Abdelkrim Araar (2009), el cual toma en cuenta la desigualdad unidimensional y la desigualdad multidimensional. La información utilizada proviene de la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU). Los resultados obtenidos exponen la disminución de la desigualdad multidimensional en el Ecuador en términos de educación e ingresos entre los años 2000 y 2014. El índice expone que las variaciones en la distribución de ingresos tienen mayor efecto en la desigualdad multidimensional a comparación de variaciones en la distribución de educación y que esta última ha experimentado una amplia reducción en el aporte a la desigualdad a lo largo del periodo analizado.

Palabras clave: desigualdad de ingresos, desigualdad multidimensional, educación, desarrollo.

Abstract

This research analyzes the relationship between income distribution inequality and education distribution inequality in Ecuador for the period 2000-2014. For this purpose, the multidimensional inequality index proposed by Abdelkrim Araar (2009) was used. This index considers the unidimensional inequality and the multidimensional inequality. The data for calculation was obtained from the Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU). The results show the reduction of multidimensional inequality in Ecuador considering the distribution of education and income

between 2000 and 2014. The index shows that variations in the distribution of income have a greater effect on multidimensional inequality compared to the effect of variations in the distribution of education and that the latter has experienced a wide reduction in the contribution to inequality throughout the period analyzed.

Keywords: income inequality, multidimensional inequality, education, development, schooling.

Clasificador JEL: D63, MSC2000, 49M15, 62J12

1 Introducción

La concepción sobre el desarrollo se caracteriza por su gran heterogeneidad enmarcada en diferentes teorías influenciadas por los respectivos momentos históricos en las que fueron planteadas.

Según Parpart y Veltmeyer (2011), luego de la Segunda Guerra Mundial, el desarrollo se concibió como el progreso relativo al crecimiento económico per-cápita asociado a los procesos de industrialización. Esto se debe a la experiencia de algunos países que tuvieron crecimiento económico acelerado dentro del marco institucional de los acuerdos de Bretton Woods en los años cuarenta. Sin embargo, muchos países que han experimentado crecimiento (especialmente en América Latina, África y Asia) no han logrado salir del “subdesarrollo”; esto principalmente porque ha coexistido una distribución desigual del ingreso (Kuznets, 1955).

Según la ONU (2013), América Latina tiene la mayor desigualdad del mundo en materia de ingresos desde hace varias décadas. De acuerdo a estadísticas de la CEPAL (2010), el ingreso promedio por persona de los hogares ubicados en el décimo decil supera en 17 veces al de los cuatro primeros deciles. “Los efectos de estos niveles de desigualdad en el bienestar de la población han sido ampliamente documentados e inhiben el traslado de los frutos del crecimiento a los sectores más pobres.” (CEPAL, 2010).

Este problema plantea la necesidad de crear una distribución de beneficios de los cuales la sociedad deba ser partícipe. Según Rawls (1971), una forma de lograrlo es a través de la justicia social, a fin de mejorar la distribución de beneficios y dirigirla a ampliar las oportunidades y capacidades de todos los individuos. En este sentido, Rawls precisa que la desigualdad debe juzgarse en torno a las expectativas a largo plazo de los grupos sociales en la posición menos ventajosa, esto es, los más pobres. En consecuencia, se debe prestar más atención a problemas como la pobreza y la falta de igualdad de oportunidades.

Una de las teorías más recientes sobre el desarrollo es aquella elaborada por Sen (1997). Este autor manifiesta que el desarrollo es un proceso de expansión de las capacidades de los individuos con las cuales mantienen y mejoran su bienestar. Al conjugar la igualdad de oportunidades y el fortalecimiento de capacidades como objetivos del desarrollo, se puede inferir la dimensión más importante para alcanzar el bienestar: la educación.

El Banco Interamericano de Desarrollo (1999) define varias tendencias del desarrollo entre las cuales la educación figura como un canal a través del cual la distribución del ingreso influye en el crecimiento, argumentando que mientras más igualdad exista en la educación, la distribución del ingreso será más equitativa.

En Ecuador, la organización del Estado se enfoca en el concepto del Buen Vivir, cuyo pilar fundamental es la equidad. En este contexto, el Plan Nacional del Buen Vivir demanda una nueva métrica que supere la visión tradicional del desarrollo y crecimiento económico, para lo cual se plantean dimensiones básicas relacionadas con la calidad de vida. Una de ellas es el acceso a la educación.

Según el Sistema Nacional de Información SNI (2015), la tasa de escolaridad en Ecuador aumentó de %8,8 en el 2000 a 9,8% en el 2014, mientras que para los mismos años la desigualdad medida por el coeficiente de Gini de ingresos disminuyó de 0,56 a 0,47. Las recientes políticas como la eliminación de costos de matrícula y aportes voluntarios, la gratuidad de textos escolares y uniformes, gratuidad de la educación superior, entre otras, han propiciado el aumento del número de personas matriculadas en las instituciones educativas, con lo cual se supondría que la desigualdad en la educación habría disminuido.

¿Cómo están asociadas estas variables? ¿Es la educación un factor determinante en el análisis de la desigualdad?. Según las investigaciones de Barro y Lee (2010) y Castelló-Climent (2013), la distribución de la educación tiene una relación positiva con la distribución de ingresos, es decir, cuanta más desigualdad exista en la distribución de la educación, mayor será la desigualdad en la distribución de ingresos. Es de interés conocer si existe la misma relación para el caso del Ecuador.

En este contexto, el presente estudio tiene como principal objetivo analizar la evolución de la desigualdad en la distribución de la educación e ingresos, y mostrar cómo estas variables están asociadas tomando a la educación como un factor determinante en el análisis de la desigualdad.

El trabajo se estructura de la siguiente forma. La segunda sección muestra brevemente la situación de desarrollo y desigualdad en América Latina. La tercera sección introduce algunos elementos conceptuales sobre la desigualdad y la educación. La cuarta sección

explica los principios del análisis multidimensional y muestra el indicador propuesto por Araar(2009) en este ámbito. La quinta sección analiza la desigualdad multidimensional en Ecuador frente a distintas variables socioeconómicas, y coteja sus resultados con el enfoque unidimensional. Finalmente, la sexta sección presenta las conclusiones.

2 Desarrollo y desigualdad en América Latina

2.1 Una visión tradicional

Una de las regiones donde se encuentran la mayoría de países en desarrollo es América Latina. Según Gasparini et al (2009), América Latina es la región con mayor desigualdad en cuanto a distribución de ingresos, después de África Sub-Sahariana, además de presentar uno de los más altos niveles de pobreza e insuficiencia en servicios básicos. Sin embargo, los objetivos trazados por muchos países para la superación de la desigualdad y atención a la pobreza han logrado que las estadísticas sobre desigualdad mejoren durante los últimos 20 años.

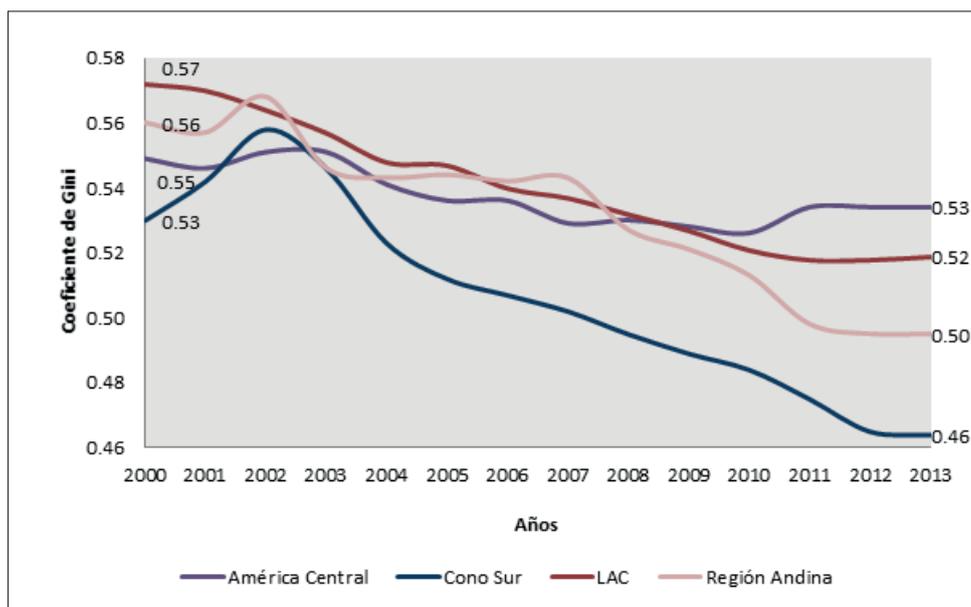


Figure 1: Coeficiente de Gini de Latinoamérica y El Caribe, por subregiones, 2000-2013. Fuente: Elaboración propia a partir de la Base de Datos Socioeconómicos para América Latina y el Caribe (CEDLAS y Banco Mundial) (2015)

Para el año 2000, la región latinoamericana y los países del Caribe tuvieron un coeficiente de Gini de 0,57, pasando a 0,52 en 2013. La dinámica de cada subregión (Figura: 1) refleja una disminución de la desigualdad principalmente en los países del cono sur (Argentina,

Brasil, Chile, Paraguay y Uruguay) los cuales tuvieron una disminución promedio de 12,3%, seguidos por los países de la región andina (Bolivia, Colombia, Ecuador, Perú, Venezuela) con el 11,6%. La subregión que no ha experimentado la misma tendencia es América Central (Costa Rica, El Salvador, Honduras, Guatemala, México, Nicaragua, Panamá y República Dominicana) la cual ha disminuido la desigualdad en un promedio de 2,7%.

Al analizar la relación de deciles de ingresos para toda la región en el año 2013, el decil más rico supera en 29,5 veces el ingreso del decil más pobre . Esto indica una mayor concentración de los ingresos en los estratos más altos (Figura: 2).

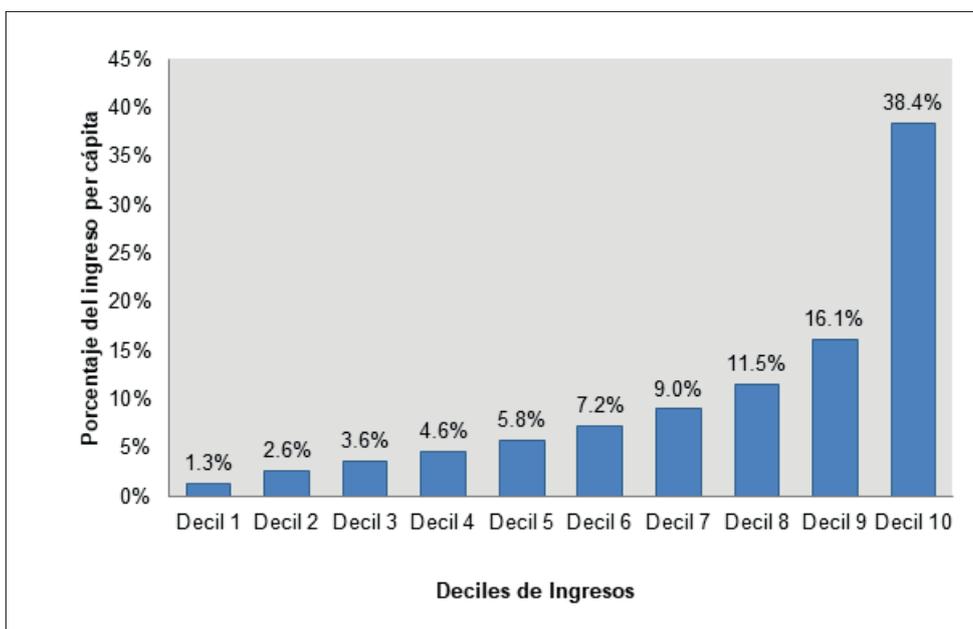


Figure 2: Estructura de la distribución del ingreso por deciles América Latina y el Caribe, 2013. Fuente: Elaboración propia a partir de la base del CEPALSTAT (consulta realizada en 2015) (CEDLAS y Banco Mundial) (2015)

La mayoría de estudios sobre la desigualdad en la región, entre ellos Gasparini et al (2009), CEPAL (2010), Lusting et al (2012) indican que el principal factor para la reducción de la desigualdad en la región, dentro de un contexto macroeconómico favorable, ha sido la política fiscal por el lado del gasto. “La inversión en las capacidades de las personas (a través de servicios de salud y educación y servicios públicos de otro tipo) no es un apéndice del proceso de crecimiento, sino más bien una parte integral del mismo.” (PNUD, 2013).

2.2 La perspectiva del bienestar

El estudio del desarrollo comprende un tema más extenso que el crecimiento económico. Varias investigaciones han encontrado que el desarrollo está relacionado con variables de bienestar y no solamente con variables de crecimiento. Sen (1989) manifiesta que, entre los procesos que han contribuido notablemente al mejoramiento de la calidad de vida de los individuos y a evaluar de manera integral los niveles de desigualdad en el marco del desarrollo humano, se encuentran principalmente la salud y la educación.

La salud es una de las dimensiones más importantes dentro del análisis del bienestar, y, según la visión de Sen, ésta condiciona el desarrollo efectivo de las capacidades de un individuo. Entre las variables más analizadas se encuentra la esperanza de vida al nacer. En el periodo de 1980 a 1985, la brecha absoluta de la esperanza de vida al nacer entre las regiones más desarrolladas y las regiones menos desarrolladas, se redujo de 23 a 13 años y a 10 años aproximadamente entre los años 2005 y 2010 (ONU, 2013).

La educación es otra de las dimensiones que priman en el análisis del bienestar y el desarrollo del individuo. Según Cruces et al (2011), en la región latinoamericana, para el año 2010, se evidencia la disminución de brechas de asistencia a educación primaria, donde el quintil más rico dista del quintil más pobre en 3 puntos porcentuales. Para el año 2009, entre 17 países, solo Argentina y Chile presentan un promedio de diez años de escolaridad para personas entre 25 y 65 años, seguidos de Uruguay, Panamá y Ecuador, los cuales tienen una escolaridad aproximadamente de nueve años. Los demás países muestran niveles más bajos de escolaridad.

2.3 Contexto ecuatoriano

Para finales de los años noventa, las prioridades del Estado ecuatoriano fueron la reactivación de la economía y el sector laboral, dejando de lado los demás sectores de la sociedad (Ponce, 2000). Como resultado de ello, a inicios de la década del 2000, el país experimentó altos niveles de pobreza y desigualdad, junto con una alta tasa de deserción escolar (UNESCO, 2012).

En la década 2000-2010, se implementaron programas como la Beca Escolar con el objetivo de incentivar a familias pobres a la inserción y permanencia de sus hijos en la escuela; y el Bono Solidario a cargo del gobierno de Jamil Mahuad, dirigido a compensar a familias pobres la eliminación del subsidio del gas y la electricidad. Estos programas se fusionaron en el gobierno de Lucio Gutiérrez (2003-2005) y se renombró el programa a Bono de Desarrollo Humano, resultando ser uno de los incentivos más importantes para los hogares más pobres en cuanto a educación.

En 2006 se elaboró el Plan Decenal de Educación 2006-2015, el cual agrupa una serie de

políticas y objetivos con un enfoque de asegurar la permanencia en el sistema educativo. Entre sus políticas más importantes se encuentran:

- Universalización de la educación inicial y general básica
- Aumentar la matrícula en el bachillerato
- Mejoramiento de la infraestructura y equipamiento de las unidades educativas
- Incremento progresivo del presupuesto asignado al sector de la educación (Ministerio de Educación)
- Los aportes voluntarios para las instituciones educativas públicas fueron prohibidos y asumidos por el ministerio de educación en el año 2007
- Distribución de textos gratuitos y uniformes mediante el apoyo del proyecto de economía popular y solidaria “hilando el desarrollo” (Ministerio de Educación del Ecuador, 2013)
- Dinamización de la oferta mediante la contratación de nuevos profesores como parte de la ampliación de la cobertura educativa.

En la actualidad, las leyes que respaldan la educación como un proceso continuo y de interés público son el Plan Nacional del Buen Vivir (2013) y la Ley Orgánica de Educación Intercultural (2011).

3 Marco Teórico

3.1 Hacia una nueva visión de desarrollo

El desarrollo históricamente ha sido concebido como la transición de una sociedad tradicional (escasa tecnología y división del trabajo) hacia una sociedad moderna e industrializada (Rostow, 1960). Sin embargo, actualmente existen otras concepciones que cuestionan esta visión. Una de las más destacadas es la de Amartya Sen, quien considera al desarrollo como “. . . un proceso de expansión de las libertades reales que disfrutaban los individuos” (Sen, 2000).

Esta teoría sobre el desarrollo comprende la formación y fortalecimiento de capacidades de los individuos y su libertad dentro la sociedad. Esta estructura para el desarrollo hace un acertado énfasis en la heterogeneidad de los integrantes de la sociedad y en el otorgamiento de herramientas necesarias para su desarrollo valiéndose de la igualdad en la distribución de las mismas (Sen, 1997).

3.2 La concepción de desigualdad

La desigualdad puede ser evaluada a partir de una noción de justicia social en la cual el desarrollo de una persona no afecte al bienestar de otra (Rawls, 1971). John Rawls (1982) establece la justicia como base de la igualdad en base al principio de la libertad de elegir entre diferentes estilos y formas de vida. La teoría de la justicia de Rawls parte de una posición original en la cual existe un “velo de ignorancia” entre los individuos: nadie conoce su posición en la sociedad pues todos ignoran aspectos como identidad, intereses o perspectivas de vida. Rawls afirma que se llega a la igualdad si, partiendo desde este velo, la sociedad está dispuesta a firmar un “contrato social” para cooperar en igualdad de condiciones.

Un enfoque complementario al de Rawls es el de Amartya Sen en cuanto a la igualdad de oportunidades como camino hacia el bienestar individual. La igualdad de oportunidades se da cuando todos los individuos tienen las mismas posibilidades de alcanzar el nivel de bienestar que desean tener; estas posibilidades existen en base a capacidades individuales. Las capacidades representan la habilidad de lograr un conjunto de funcionalidades y reflejan la libertad de una persona de elegir entre diferentes modos de vida (Sen, 1989). Las funcionalidades son características tanto físicas como sociales que afectan la vida de un individuo, tales como estar correctamente alimentado, tener salud, autoestima, participar en la vida comunitaria o tener un determinado nivel de educación. Poseer determinadas capacidades y poder ser partícipes de las oportunidades provistas por las instituciones que gobiernan la sociedad, constituye el nivel de libertad que cada individuo tiene para alcanzar el bienestar deseado (Sen, 1992).

Al vincular ambas teorías, se puede ver por qué la igualdad es primordial en la consolidación de capacidades y funcionalidades de cada individuo, así como la libertad como medio y fin en el marco del desarrollo.

3.3 La educación como factor de igualdad

El enfoque de las capacidades de Sen y el enfoque de libertad de Rawls contribuyen a realizar una evaluación más completa de la justicia distributiva debido a que se centran en la vida humana y no sólo en factores independientes de conveniencia como los ingresos o bienes que una persona pueda tener (Sen, 1993).

La desigualdad evaluada en términos de bienestar depende de diversos factores que indican cómo una sociedad está organizada para mantener o alcanzar un determinado nivel de calidad de vida, sin basarse exclusivamente en medidas tradicionales asociadas a factores económicos. Stiglitz, Sen, y Fitoussi (2009) nombran tres factores importantes: la salud, la educación y el balance del tiempo, de las cuales la educación es considerada como el factor más relevante en el proceso del desarrollo debido a que determina directamente la capacidad

humana (Alexander, 2008).

Castelló-Climent y Doménech (2014) afirman que la reducción de disparidades en la educación ha ido acompañada de reducciones en la desigualdad en la distribución del ingreso debido a dos factores importantes: la inversión destinada al sector educativo y la tasa de retorno de estas inversiones. Estos factores suponen una focalización en los quintiles más bajos y sus resultados esperan el fortalecimiento de capacidades y por lo tanto la igualdad de oportunidades para mejorar el bienestar. Enfatizando la visión de Rawls, la educación atribuye a los individuos un sentido de auto respeto (valor propio), además que permite ampliar las libertades individuales. Consecuentemente, la educación llega a tener un rol esencial en la reducción de desigualdades pues es primordial para mejorar la situación de los más desfavorecidos, constituyéndose en un eje fundamental para el desarrollo.

4 Metodología

4.1 Propiedades y principios del análisis multidimensional

Uno de los axiomas más importantes en el estudio de la desigualdad es el principio de Pigou Dalton. Este principio plantea que una transferencia regresiva (transferencia de un monto de ingresos de un individuo hacia otro individuo en una mejor situación) disminuye el bienestar social. Para poder trasladar el principio de transferencias de Pigou Dalton del caso unidimensional al caso multidimensional, es necesario establecer un ordenamiento de los paquetes de atributos analizados sobre la base del bienestar individual.

Suponiendo que todos los individuos son iguales con excepción de los atributos que poseen, Bosmans et al (2006) encuentra dos problemáticas al hablar de este principio en el análisis multidimensional:

- No se considera que todos los atributos sean transferibles como es el caso del ingreso en el análisis unidimensional. En la evaluación del bienestar es difícil cuantificar atributos, por ejemplo, que pertenezcan a la dimensión de la salud o la educación; más aún, es complejo establecer una transferencia que mantenga constante el monto total del atributo en la sociedad.
- No existe una correspondencia entre atributos en un mismo nivel de preferencias, ya que se considera que el bienestar se encuentra definido individualmente.

En el primer caso se puede suponer que el principio rige solo para atributos transferibles. En el segundo caso es necesario determinar un nivel de bienestar para cada paquete de atributos, para lo cual se debe utilizar un ordenamiento social que sea completo tomando en cuenta que todos los individuos son idénticos. Al tener un ordenamiento social completo,

éste puede ser representado por una función de evaluación social (Gajdos y Weymar, 2005).

Según Decanq y Lugo (2009) y Gajdos y Weymar (2005), las principales propiedades para que el ordenamiento social sea completo son:

- **Monotonía**

$$\forall X, Y \in D : X > Y \Rightarrow X \succ Y$$

donde D es el dominio de las distribuciones. Esta propiedad implica que si se obtiene la matriz X a partir de la matriz Y mediante el incremento en la cantidad asignada de un atributo, sin disminuir la asignación del resto de atributos, entonces X es preferida estrictamente a Y .

- **Anonimidad**

$$\forall A \in \Pi_{n \times n}, \forall X \in D : X \sim AX$$

donde D es el dominio de las distribuciones y $\Pi_{n \times n}$ es el conjunto de matrices de permutación de X^1 . Esta propiedad indica que cada matriz X es indiferente a todas sus permutaciones.

- **Continuidad**

$\forall X \in D$, los conjuntos $\{Y \in D \mid X \succ Y\}$ y $\{Y \in D \mid Y \succ X\}$ son abiertos.

Si X se obtiene a partir de Y aumentando la asignación de un atributo cualquiera de al menos una persona, sin disminuir la asignación del resto de atributos, entonces X es preferida estrictamente a Y .

- **Separabilidad** Al comparar dos distribuciones, solo los individuos que experimentan un cambio en sus paquetes de atributos son tomados en cuenta, quienes mantienen su estado inicial no tienen impacto.

Kolm (1977) relaciona estos principios con el principio de transferencias de Pigou Dalton, estableciendo criterios de dominancia para el caso multidimensional:

- **Principio de ordenamiento uniforme**

$\forall X, Y \in D$ y para toda matriz estocástica doble B^2 , se tiene que $XB \succ Y$.

¹Una matriz de permutación implica que tiene exactamente los mismos valores de X pero en diferente orden

²La matriz estocástica es una matriz no negativa donde la suma de sus filas y columnas es 1

El principio de ordenamiento uniforme postula que al multiplicar una distribución por una matriz estocástica doble (operación “ecualizadora”), se debería tener como resultado un incremento del bienestar. Cumplir con este principio implica que el cambio en la distribución es socialmente deseable, si en este cambio está implícito una disminución en la desigualdad entre atributos, sin disminuir la desigualdad unidimensional.

• **Principio Pigou Dalton de ordenamiento uniforme**

$$\forall X, Y \in D : X \succ Y.$$

Este principio establece que si una distribución Y puede ser obtenida a partir de X mediante una serie de transferencias de Pigou Dalton, entonces Y es preferida a X .

De manera complementaria, Tsui (1996) agrega un principio que hace referencia a la correlación entre las distribuciones de cada atributo:

• **Principio de ordenamiento según correlación creciente**

$\forall X, Y \in D, \forall i, j \in M, \forall x, y \in R^A$, donde $y_i = \min\{x_i, x_j\}_{k \in A}$ y $y_j = \max\{x_i, x_j\}_{k \in A}$; si Y se obtiene a partir de X mediante una transferencia de correlación creciente de la forma $Y \equiv (\dots y_i \dots y_j \dots) \neq X$, con X y Y iguales excepto para los individuos i y j ; entonces $X \succ Y$.

Este principio implica que, si una matriz de distribuciones Y es obtenida mediante transferencias que aumentan la correlación a partir de otra matriz de distribuciones X , entonces esta última matriz es preferida por mostrar una menor correlación entre atributos. La correlación creciente capta la idea de compensar las desigualdades entre las dimensiones.

4.2 Índice de desigualdad multidimensional

Araar (2009) propone un índice de desigualdad multidimensional (IDM) que se enfoca en la relación entre la desigualdad de la dimensión monetaria (ingresos) y la no monetaria (dimensiones del bienestar). Este índice posee el siguiente cálculo:

$$IDM = \sum_{i=1}^K \phi_k [\lambda_k I_k + (1 - \lambda_k) C_k] \tag{1}$$

donde:

- K : paquete de k atributos.
- ϕ_k : peso atribuido a la dimensión k .

- λ_k : parámetro de sensibilidad a la relación entre dimensiones, representa las preferencias sociales. $\lambda_k \in [0, 1]$
- I_k : desigualdad del atributo k mediante el coeficiente de Gini.
- C_k : desigualdad del atributo k mediante un coeficiente de concentración.

Dentro el marco de desigualdad multidimensional, una fortaleza de este índice es que toma en cuenta la dispersión de los “logros” en cada dimensión. Además, considera el grado de relación entre las dimensiones; es decir, cómo la asociación entre los atributos puede llegar a influir en la evaluación de la igualdad tanto de manera unidimensional como multidimensional. Esto se logra a través del parámetro λ

Cuando $\lambda = 0$, el índice equivale a la media ponderada del coeficiente de concentración de las K dimensiones. En este caso, el índice es sensible a *la desigualdad de ingresos*; es decir, no existe una diferenciación entre las dimensiones al medir la desigualdad, solo se toma en cuenta el total de atributos que cada individuo posee. Por ello, en este caso los atributos se consideran *sustitutos entre sí*.

$$\lambda = 0 \Rightarrow IDM = \sum_{i=1}^K \phi_k C_k$$

Cuando $\lambda = 1$, el índice equivale a la media ponderada del coeficiente de Gini de las K dimensiones. Aquí, el índice multidimensional es sensible a *la desigualdad entre atributos*. En un caso extremo, se puede asumir que los atributos son considerados como *complementarios entre sí* debido a que, si se aumenta la cantidad de un atributo, la cantidad del otro también aumenta (la correlación entre atributos es alta).

$$\lambda = 1 \Rightarrow IDM = \sum_{i=1}^K \phi_k I_k$$

El índice IDM cumple con los tres principios multidimensionales: el principio de ordenamiento uniforme, el principio Pigou Dalton de ordenamiento uniforme y el principio de ordenamiento según correlación creciente³. Además, el índice tiene la ventaja que puede ser descompuesto por componentes o grupos.

Este índice ha sido aplicado recientemente por Nizalova (2014) para analizar la desigualdad en Ucrania respecto al salario y tres dimensiones no monetarias: seguridad en el trabajo,

³Para cumplir con el criterio de ordenamiento por correlación creciente debe existir una baja correlación entre los atributos considerados, por lo que $\lambda \neq 1$

garantía del pago de salarios y comodidad o ambiente laboral. Nizalova encuentra que la desigualdad multidimensional aumenta de 0,12 a 0,16 entre 1995 y 1999 y luego disminuye a 0,11 en 2002 y 0,09 en 2004, principalmente como consecuencia de las dimensiones no monetarias.

5 Resultados

En esta sección se analiza la dinámica que tiene la desigualdad en el Ecuador desde el enfoque unidimensional al enfoque multidimensional. La fuente de información que se utilizó en esta investigación es la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU) para el periodo 2000-2014.

5.1 Enfoque unidimensional: coeficiente de Gini de ingresos 2000-2014 en el Ecuador

En el periodo analizado, de 2000 a 2014, el coeficiente de Gini disminuyó en 9 puntos (Tabla: 1). La tendencia decreciente de la desigualdad a partir del año 2002 está asociada a la recuperación de la crisis de finales de los años noventa. Existió un incremento del gasto en sectores sociales (educación, salud), y se amplió la cobertura del Bono de Desarrollo Humano y de la pensión asistencial para adultos mayores. Además existió un incremento de las remesas provenientes de los migrantes que salieron del país durante la crisis, el cual ayudó básicamente a la población desempleada y amas de casa. Asimismo, a partir del año 2007 se implementó una política para recuperar el valor real del salario mínimo y aproximarlos a un “salario digno”⁴ permitiendo que el salario mínimo se incremente sostenidamente en el 40% entre 2005 y 2012. Finalmente, hubo un proceso de formalización del trabajo permitiendo que esta nueva composición del empleo sea el factor más influyente en la reducción del coeficiente de Gini entre 2005 y 2012.

Año	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Gini	0,56	0,59	0,54	0,56	0,56	0,55	0,54	0,55
Año	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	
Gini	0,51	0,50	0,50	0,47	0,48	0,49	0,47	

Table 1: Coeficiente de Gini-Promedio Nacional. Fuente: Elaboración propia a partir de la encuesta ENEMDU (INEC)

⁴Se determinó que el salario mínimo sea ajustado por la inflación más la tasa de crecimiento de la productividad y un factor de equidad que permitiera acercarlo al salario digno. El salario digno es igual al valor de la canasta básica familiar dividido entre la cantidad de perceptores de ingresos en el hogar (Amarante y Arim, 2015).

5.2 Enfoque unidimensional: tasas de escolaridad 2000-2014 en el Ecuador

Para el año 2014, Ecuador tuvo en promedio 9,8 años de escolaridad (Tabla: 2), lo cual indica que la población mayor a 24 años alcanzó el décimo año de Educación Básica, casi un grado más que en el año 2000. Los años de escolaridad han aumentado durante el periodo 2000-2014 en un promedio del 0,72% anual, pasando de los 8,9 años de escolaridad en el 2000 a los 9,8 años en el 2014⁵.

Año	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Escolaridad	8,9	9,0	10,5	8,9	9,0	9,1	9,1	9,1
Año	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	
Escolaridad	9,1	9,2	9,3	9,4	9,5	9,7	9,8	

Table 2: Años de escolaridad-Promedio Nacional. Fuente: Elaboración propia a partir de la encuesta ENEMDU (INEC)

5.3 Coeficiente de concentración de la educación

El coeficiente de concentración de la educación se ha mantenido entre 0,11 y 0,16. Los años de menor concentración son 2001 (0,11), 2002 (0,12) y 2014 (0,11); mientras que en los años 2004 y 2006 se alcanzan su valores máximos (Figura: 3). Altos valores del coeficiente de concentración indican que la distribución de la educación se encuentra más concentrada en los estratos de ingresos más altos. Esto implica que, entre los años 2000 a 2006⁶, los estratos de ingresos superiores tuvieron mayores niveles de educación, mientras que en el periodo 2007-2014 la distribución se volvió menos desigual.

5.4 Enfoque multidimensional

El índice de desigualdad multidimensional IDM captura conjuntamente la desigualdad en la distribución de los ingresos per-cápita y la distribución de la educación .

Los valores del índice IDM obtenidos para el periodo 2000- 2014 se muestran en la Tabla 3. Para el análisis se han considerado tres diferentes grados de relación entre las dimensiones de educación e ingresos. El primer valor $\lambda = 0$ supone que ambos atributos son considerados

⁵La representatividad de este indicador para el año 2002 es únicamente a nivel urbano (SIISE, 2015) por lo que el promedio de años de escolaridad tiene un amplio incremento de 2001 a 2002 y posteriormente una considerable disminución de 2002 a 2003

⁶Se toma en cuenta que no hay representatividad en los años 2000, 2001 y 2002 debido a la serie de ingresos y adicionalmente en 2002 por el indicador de escolaridad

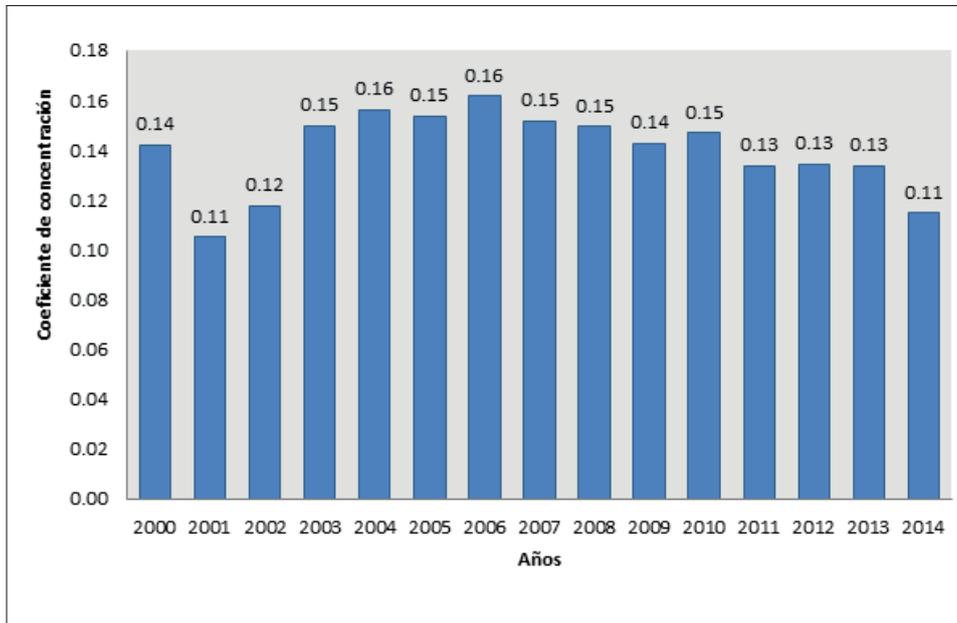


Figure 3: Coeficiente de concentración, periodo 2000-2014. Fuente: Elaboración propia a partir de la encuesta ENEMDU (INEC)

sustitutos perfectos . El segundo valor $\lambda = 0,5$ supone que el grado de sustitución entre ambos atributos disminuye. Finalmente, el tercer valor $\lambda = 1$ supone que ambos atributos son considerados como complementos perfectos.

Año	λ	IDM	Contribución Relativa	
			Ingresos	Educación
2000	0	0,357	76,20	23,80
	0,5	0,399	69,44	30,56
	1	0,441	63,97	36,03
2007	0	0,352	76,46	23,54
	0,5	0,390	69,74	30,26
	1	0,429	64,23	35,77
2014	0	0,289	79,16	20,84
	0,5	0,327	70,70	29,30
	1	0,365	63,99	36,01

Table 3: Descomposición del IDM por dimensiones. Fuente: Elaboración propia a partir de la encuesta ENEMDU (INEC)

De manera general, se observa una disminución de la desigualdad (Figura: 4). Los resultados obtenidos reflejan que mientras más alto sea el valor de λ , es decir, mientras más complementarios sean los atributos de educación e ingreso, mayor será la desigualdad multidimensional debido a una mayor correlación entre ambos aspectos⁷.

⁷El índice multidimensional de desigualdad se calculó asumiendo que los ingresos y la educación tienen un mismo peso en la desigualdad $\varphi_{ingreso} = 0,5$; $\varphi_{educacion} = 0,5$

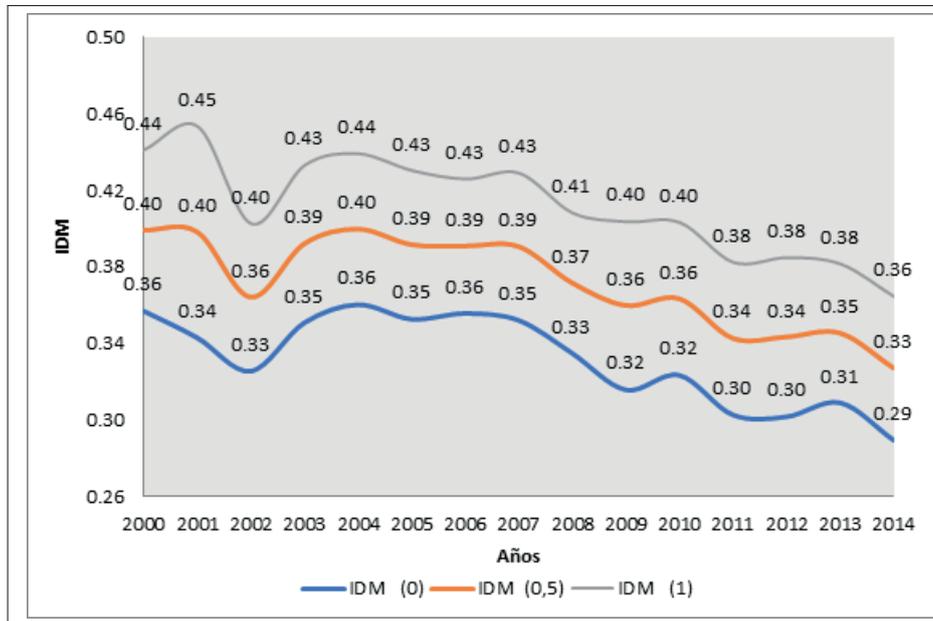


Figure 4: Índice de desigualdad multidimensional (IDM), 2000-2014. Fuente: Elaboración propia a partir de la encuesta ENEMDU (INEC). Nota: Entre paréntesis se indica el valor del parámetro de sensibilidad λ

5.5 Descomposición por componentes

El índice IDM puede ser descompuesto según las dimensiones de ingresos y educación. Esta descomposición se efectuó para mostrar el peso que tiene cada dimensión dentro de la desigualdad multidimensional total para tres años en particular: 2000, 2007 y 2014.

Como se puede notar en la Tabla 3, la dimensión de ingresos tiene un mayor peso en todos los años presentados y para todo valor de λ , lo que muestra que la dimensión monetaria contribuye mayoritariamente a la desigualdad multidimensional.

5.6 Desigualdad multidimensional por área urbano-rural

El índice IDM experimenta una disminución de la desigualdad desde el año 2000 al 2014, específicamente en el área rural. Sin importar que relación de preferencia exista entre ambas dimensiones, persiste una fuerte reducción de la desigualdad multidimensional en el área rural.

Teniendo en cuenta que el ingreso y la educación son considerados como sustitutos entre sí ($\lambda = 0$), se tiene que existe una mayor desigualdad en el área urbana que en la rural. Al

tomar $\lambda = 0,5$ se puede notar que la desigualdad en el área urbana y rural varía de acuerdo a periodos de tiempo. De 2000 a 2002, la desigualdad multidimensional es mayor en el área rural; en el siguiente periodo de 2002 a 2010, la desigualdad es mayor en el área urbana; de 2011 a 2012, la desigualdad es mayor en el área rural; y finalmente, de 2013 a 2014, la desigualdad es mayor en el área urbana.

En el caso que se considera que los ingresos y la educación son complementarios entre sí ($\lambda = 1$), la desigualdad multidimensional es mayor en el área rural a excepción del año 2002 (Figura: 5).

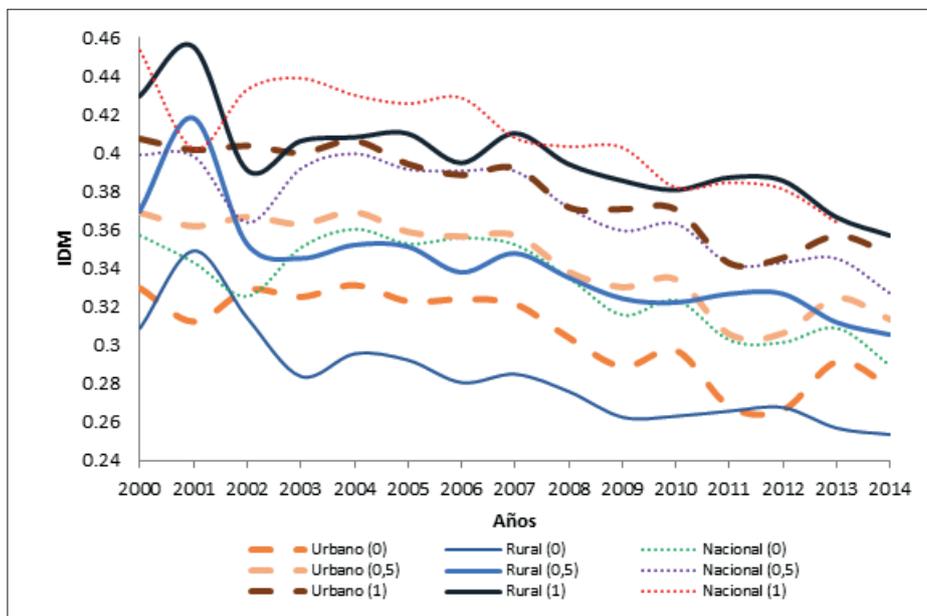


Figure 5: Índice de desigualdad multidimensional por áreas geográficas, 2000-2014 Fuente: Elaboración propia a partir de la encuesta ENEMDU (INEC). Nota: Entre paréntesis se indica el valor del parámetro de sensibilidad λ

5.7 Desigualdad multidimensional por sexo

La distinción de sexo en el cálculo del índice IDM genera ligeras diferencias como se puede apreciar en la figura: 6.

Al considerar que los ingresos y la educación son sustitutos entre sí ($\lambda = 0$), se observa que hombres y mujeres tienen la misma tendencia con una pequeña distancia entre sí. Las mujeres son propensas a tener una mayor desigualdad multidimensional que los hombres durante todo el periodo analizado. Si los individuos consideran que los ingresos y la educación

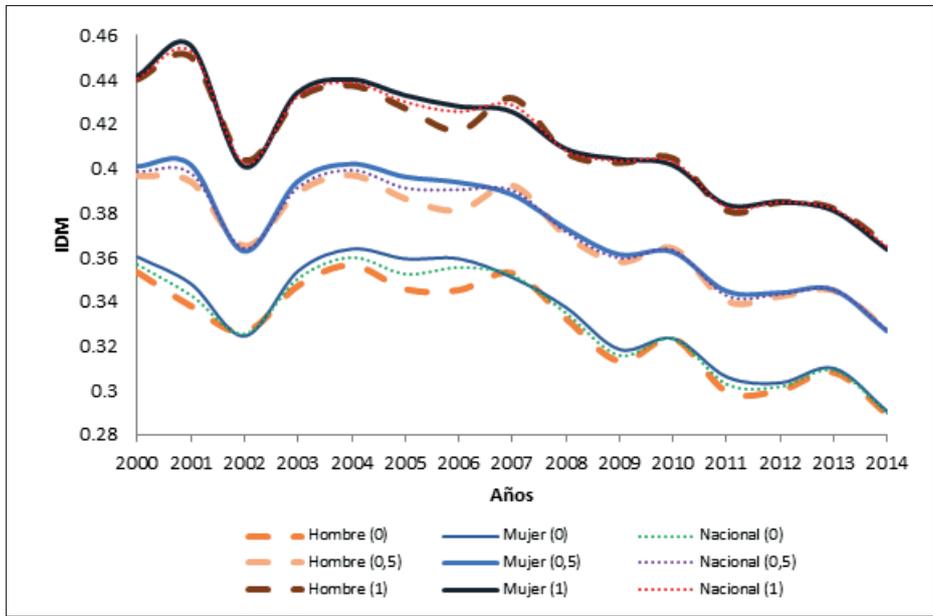


Figure 6: Índice de desigualdad multidimensional por sexo, 2000-2014. Fuente: Elaboración propia a partir de la encuesta ENEMDU (INEC). Nota: Entre paréntesis se indica el valor del parámetro de sensibilidad λ

no son sustitutos ni complementarios ($\lambda = 0,5$) la diferencia de la desigualdad multidimensional entre hombres y mujeres se acorta. Al considerar a los ingresos y la educación como complementarios entre sí ($\lambda = 1$), la dinámica de la desigualdad entre hombres y mujeres es aproximadamente la misma y a partir del año 2003 siguen la misma tendencia del promedio nacional.

5.8 Desigualdad multidimensional por grupos de edad

Cuando se descompone el índice IDM por grupos de edad, se puede notar que la desigualdad multidimensional para la generación mas vieja es mayor al promedio nacional, mientras que la generación más joven tiene una tendencia similar (Figura: 7).

Al considerar que los ingresos y la educación no son sustitutos ni complementarios ($\lambda = 0,5$), se puede distinguir que la desigualdad multidimensional de la generación más joven se aleja del promedio nacional. Considerando a los ingresos y la educación como complementarios entre sí ($\lambda = 1$), la generación más vieja refleja una amplia desigualdad. En este caso, las curvas se encuentran más distanciadas siendo la generación más joven la que experimenta una menor desigualdad multidimensional.

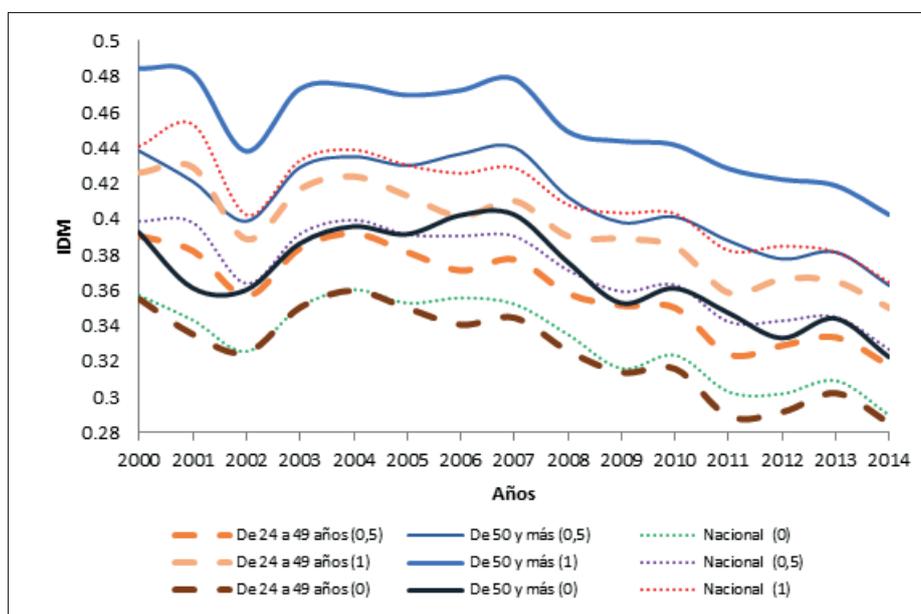


Figure 7: Índice de desigualdad multidimensional por grupos de edad, 2000-2014. Fuente: Elaboración propia a partir de la encuesta ENEMDU (INEC). Nota: Entre paréntesis se indica el valor del parámetro de sensibilidad λ

5.9 Desigualdad a nivel provincial en el año 2014

En esta sección se compara la desigualdad unidimensional y la desigualdad multidimensional⁸ en el contexto territorial. La figura: 8 expone que, a pesar que algunas provincias poseen una alta desigualdad a nivel de ingresos, no todas las provincias muestran la misma estructura cuando se observa la desigualdad multidimensional.

A nivel unidimensional se observan altos niveles de desigualdad en las provincias de la Amazonía, mientras que a nivel multidimensional dichos niveles aparecen generalmente en las provincias céntricas tanto de la Sierra como de la Amazonía. Por otro lado, las provincias que presentan bajos niveles de desigualdad tanto a nivel unidimensional como multidimensional pertenecen en su mayoría a la región Costa .

Es importante remarcar que la desigualdad unidimensional posee una estructura regionalista: la desigualdad aumenta conforme se pasa de región Costa a región Sierra hasta la región Amazónica. La desigualdad multidimensional no sigue este mismo patrón.

⁸Para este caso se utilizó $\lambda = 0,5$

tanto en la eliminación de barreras de acceso como en la provisión de servicios básicos, infraestructura y calidad.

Para obtener una caracterización de la desigualdad multidimensional, se analizó la dinámica de la misma en grupos de interés de política pública como lo son las áreas urbano-rural, sexo y cohortes de edad. El estudio encuentra que tanto áreas rurales como mujeres y cohortes entre 24 y 49 años experimentan la mayor disminución de desigualdad multidimensional.

Para futuros estudios, se recomienda incluir más dimensiones del bienestar como la salud, o condiciones de vida como vivienda y servicios básicos, de manera que sea posible conocer qué dimensión debe ser tomada con mayor relevancia en la toma de decisiones de política pública. En cuando al análisis temporal utilizado, es necesario tomar en cuenta que la comparabilidad de resultados resulta ser imprecisa debido a que el índice de concentración utiliza un ordenamiento de acuerdo con una variable determinada, en este caso el nivel de ingresos, la cual varía de año en año.

7 Referencias

- Amarante, V., Arim, R. (2015). Desigualdad e informalidad: un análisis de cinco experiencias latinoamericanas (Vol. 133). (CEPAL, Ed.) Santiago de Chile: Libros de la CEPAL.
- Alexander, R. (2008). Education for all, The Quality Imperative and the Problem of Pedagogy. Cambridge.
- Araar, A. (2009). Índice híbrido de desigualdad multidimensional. Centro interuniversitario del riesgo, las políticas económicas y el empleo, Québec.
- Banco Interamericano de Desarrollo. (1999). América Latina frente a la desigualdad.
- Barro, R., y Lee, J.-W. (2010). A new data set of educational attainment in the world, 1950-2010.
- Castelló Climent, A. (2013). Education and economic growth. Instituto para la economía internacional, Valencia.
- CEPAL. (2010). La hora de la igualdad: brechas por cerrar, caminos por abrir. Santiago de Chile.
- Coral del Río, C. (2001). La medición de la desigualdad.
- Cruces, G., García, C. D., y Gasparini, L. (2011). Inequality in Education: Evidence for Latin America. World Institute for Development Economics Research-United Nations University.
- Decanq, K., Lugo, M. A. (2009). Measuring well being inequality with a multidimensional Gini index.
- Gajdos, T., Weymar, J. (2005). Multidimensional Generalized Gini Indices. Economic Theory.
- Gasparini, L., Cruces, G., Tornarolli, L. (2009). Recent trends in income inequality in Latin América. Society for the Study of Economic Inequality, Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales.
- Kolm, S.-C. (1976). Unequal Inequalities. Journal of Economic Theory, 416-442.
- Koolman, X., Doorslaer, E. v. (2003). On the interpretation of a concentration index of inequality. Erasmus University, Department of Health Policy and Management.
- Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality (Vol. XLV). Michigan.

- Medina, F. (2001). Consideraciones sobre el índice de Gini para medir la concentración del ingreso. CEPAL, Dirección de estadística y proyecciones económicas.
- Ministerio de Educación. (2006). Plan Decenal de Educación del Ecuador 2006-2015.
- Ministerio de Educación del Ecuador. (2012). Plan Decenal de Educación del Ecuador 2006-2015. Consejo Nacional de Educación, Quito.
- Ministerio de Educación del Ecuador. (2013). Rendición de Cuentas 2012. Quito.
- Nederveen, J. (2000). Trends in development theory. En R. Palan, Global Political Economy (págs. 197-214).
- Lusting, N., Ortiz, E. J., Lopez, L. C. (2012). Declining inequality in Latin America en the 2000s: the cases of Argentina, Brazil and Mexico. Center for Global Development.
- ONU. (2013). Inequality Matters. Departamento de asuntos sociales, New York.
- Parthasarathy, B. (1994). Marxist Theories of Development, the New International Division of Labor, and the Third World. University of California, Berkeley, Department of City and Regional Planning
- PNUD. (1990). Informe de desarrollo humano. Colombia: Oxford University.
- PNUD. (2013). El ascenso del Sur: progreso humano en un mundo diverso. New York.
- Ponce, J. (2000). La educación básica en el Ecuador: problemas y propuestas de solución. Documentos de trabajo del SIISE, Quito.
- Prebisch, R. (mayo de 1987). Cinco etapas de mi pensamiento sobre el desarrollo. Comercio Exterior, 37(5).
- Rawls, J. (1971). Teoría de la Justicia. Cambridge: The Belknap.
- Rawls, J. (2001). Justice as Fairness: a restatement. London.
- Rist, G. (2002). El desarrollo: historia de una creencia occidental.
- Rodríguez, O. (2006). El estructuralismo latinoamericano. CEPAL.
- Rostow, W. (1960). The stages of Economic Growth. The Economic History Review, 12, 1-16.
- Sen, A. (1989). Development as capability expansion. Journal of Development Planning, 19, 41-58.

- Sen, A. (1992). *Inequality Reexamined*. New York, Estados Unidos.
- Sen, A. (1993). *The idea of justice*. Estados Unidos.
- Sen, A. (1997). Human Capital and Human Capability. *World Development*, 25(12).
- Sen, A. (2000). *Desarrollo y Libertad*. Buenos Aires, Argentina.
- Stiglitz, J., Sen, A., Fitoussi, J. P. (2009). The measurement of economic performance and social progress revisited. Centre de recherche en économie de Sciences Po.
- Stiglitz, J. (n.f.). *Post Washington Consensus*.
- SENPLADES. (2013). *Plan Nacional del Buen Vivir 2013-2017*. Ecuador.
- SNI. (2015). *Sistema Nacional de Información*. Obtenido de <http://sni.gob.ec/inicio>
- Tsui, K.-y. (1996). *Improvement indices of well-being*. The Chinese University of Hong Kong, Departamento de economía, Hong Kong.
- UNESCO. (2012). *Estudio sobre la transición de la educación primaria a la secundaria (7mo a 8vo) en Ecuador*. Quito.

Analítica

Modelo Macro para Pruebas de
Tensión de Riesgo de Crédito de
Consumo en el Sistema Financiero
Ecuatoriano

Adriana Uquillas Andrade;
Carlos Luis González Vallejo



www.ecuadorencifras.gob.ec



Modelo Macro para Pruebas de Tensión de Riesgo de Crédito de Consumo en el Sistema Financiero Ecuatoriano

Adriana Uquillas Andrade; Carlos Luis González Vallejo

Facultad de Ciencias, Escuela Politécnica Nacional, Quito, Ecuador

adriana.uquillas@epn.edu.ec / carlos.gonzalez@scienceapps.business

Resumen

Se propone un modelo para pruebas de tensión de riesgo crediticio de consumo que distingue entre estabilidad financiera y macroeconómica. Según el modelo de función de transferencia estimado para el período 2006 - 2016 y 22 bancos privados ecuatorianos, el índice de morosidad muestra una sólida relación positiva con la caída permanente del precio del petróleo. La morosidad se agrava a medida que el volumen de crédito concedido crece más rápidamente que la actividad económica. Factores específicos como la liquidez y el margen de intermediación se relacionan negativamente con las tasas de morosidad futuras, lo cual pone de relieve la importancia de la calidad de administración en las instituciones financieras. Aunque puede resultar intuitivo que indicadores del bienestar económico del país o de las entidades financieras afecten a la morosidad, la evidencia para el caso latinoamericano, y en particular para Ecuador, es escasa. Mediante una metodología robusta, este trabajo corrobora y cuantifica el impacto de cada factor en la morosidad, constituyéndose en un aporte a la literatura sobre el tema. Además, las características del modelo permiten que el mismo se constituya como una herramienta prospectiva de monitoreo, útil en gestión y control de riesgo crediticio y no solamente con fines regulatorios.

Palabras clave: pruebas de tensión, inestabilidad financiera, crisis bancaria, series temporales ARIMAX, función de transferencia, riesgo crediticio.

Abstract

A model for credit stress testing that distinguishes between financial and macroeconomic stability is proposed. According to the transfer function model for the period 2006 and 2016, and data from 22 Ecuadorian private banks, the delinquency rate shows a solid relationship with the permanent fall in oil prices. Late payment is exacerbated as the volume of credit granted grows faster than overall economic activity. Specific

factors such as liquidity and interest spread are negatively related to future delinquency rates, which highlights the importance of quality management in financial institutions. Although it may be intuitive that indicators of a country's economic well-being or related to its financial institutions have an impact on delinquency, the evidence for the Latin American case, and in particular for Ecuador, is scarce. Through a robust methodology, this work corroborates and quantifies the impact of each factor on delinquency, constituting a contribution to the literature on the subject. In addition, the model's characteristics enable its use as a prospective monitoring tool, not only for regulatory purposes, but useful in the management and control of credit risk as well.

Keywords: stress testing, financial instability, banking crisis, ARIMAX time series, transfer function, credit risk.

Clasificador JEL: G28, G21. C50, C22, E37

1 Introducción

El seguimiento y evaluación de las entidades financieras se ha convertido en un requisito fundamental para asegurar la estabilidad de un sistema financiero. Para esto, un método en particular es relacionar de forma cuantitativa el entorno macroeconómico con el riesgo de crédito, lo que nos permite realizar estimaciones del mismo en función de las variables macroeconómicas. En este sentido, es importante disponer de modelos que puedan explicar las causas del riesgo de crédito a un nivel sistémico.

Por su parte, el Comité de Supervisión Bancaria de Basilea en su artículo “Convergencia internacional de medidas y normas de capital”, en la tercera sección “Segundo Pilar - El proceso del examen supervisor”, establece que “El proceso de examen supervisor establecido en este Marco no tiene por objetivo únicamente garantizar que los bancos posean el capital necesario para cubrir los riesgos de sus actividades, sino que también insta a los bancos a que desarrollen y utilicen mejores técnicas de gestión de riesgos en el seguimiento y control de los mismos.” (Basilea, 2006). La importancia del examen supervisor es que no solamente se centra en el volumen de capital que posee una entidad, sino que debe considerarse el fortalecimiento de la gestión de riesgos, refuerzo del nivel de provisiones y reservas, así como los controles internos.

Adicionalmente, las pruebas de tensión son de gran ayuda para la gestión interna de las entidades financieras y para el agente supervisor del sistema financiero. Estas pruebas alertan a los supervisores sobre escenarios adversos imprevistos causados por distintos factores y además, complementan a otras técnicas y medidas empleadas en la gestión de riesgos, siendo

en particular importantes para: evaluar el riesgo de forma prospectiva, mejorar la planificación de capital y liquidez y fijar la tolerancia al riesgo a las entidades financieras o al sistema financiero. Asimismo, estas son sumamente importantes en los periodos de bonanza económica, cuando la lejanía de la coyuntura negativa puede llevar a relajarse y subestimar el riesgo. (Basilea, 2009)

En la actualidad la Superintendencia de Bancos del Ecuador (en lo sucesivo “SBE”) realiza pruebas de tensión sobre la solvencia y liquidez del sistema financiero. Utiliza información de los balances financieros del sistema de bancos privados, estas pruebas se enfocan sobre el primer pilar de Basilea (requerimiento mínimo de capital). Este trabajo propone el uso de informaciones macroeconómicas además del uso de variables financieras con el objetivo de incorporar tanto factores relacionados a la administración bancaria como también a la situación económica del país. Por otro lado, Basilea II promueve que las instituciones financieras posean sus propios modelos para medición de riesgo. En ese sentido, la metodología propuesta en este artículo contribuye a la modelización de pruebas de tensión dentro del sector bancario ecuatoriano.

El sistema financiero ecuatoriano se encuentra compuesto por: instituciones financieras privadas (bancos, cooperativas, sociedades financieras, mutualistas); instituciones financieras públicas; instituciones de servicios financieros. Estas entidades se encuentran bajo el control de la SBE, constituyéndose los bancos privados en el mayor y más importante participante del mercado con más del 90 % de las operaciones del total del sistema. En la actualidad el sistema de bancos privados está formado por veinte y dos entidades.

En cuanto a la administración de riesgo, es fundamental que las instituciones financieras establezcan esquemas eficientes y efectivos de gestión y control de los riesgos a los que se encuentran expuestas. En este sentido, es primordial identificar, medir, controlar y monitorear estos riesgos, con el fin de definir el perfil de riesgo y la exposición que los participantes están dispuestos a asumir para garantizar el cuidado de los fondos propios y de terceros que se encuentran bajo su control y administración.

Con relación al monitoreo de riesgo de crédito, en general las Instituciones Financieras realizan (cuando lo hacen) un monitoreo retrospectivo, es decir, solamente acompañan el desempeño histórico de los indicadores de riesgo. Este trabajo vá más allá del uso del modelo propuesto para cumplir con los requisitos establecidos por los órganos reguladores, pues busca proveer una herramienta prospectiva de evaluación, gestión y control de riesgo crediticio pues, la metodología proporciona la posibilidad de medir la magnitud de impacto (positivo o negativo) de cada factor macroeconómico y/o financiero en el desempeño del índice de morosidad. Es decir, la herramienta provee la posibilidad de manejar las variables de control para producir, hasta cierto punto, el nivel deseado de la variable objetivo, en

este caso la morosidad de crédito de consumo. El manejo de las variables de control está vinculado con el planteamiento y ejecución de políticas de gestión de crédito que produzcan en segunda instancia nuevos resultados en las variables de control y estas por su vez impacten el desempeño del índice de morosidad. Es así que, el uso de esta herramienta tiene implicaciones no solo a nivel de política crediticia dentro de cada institución financiera sino también en política pública y económica e inclusive de política monetaria y fiscal. Esta es una de las principales contribuciones de este artículo.

Este trabajo se centra en la cartera de crédito de consumo. De acuerdo a la Codificación de Regulaciones del Banco Central del Ecuador, define el crédito de consumo como: “créditos otorgados a personas naturales asalariadas y/o rentistas, que tengan por destino la adquisición de bienes de consumo o pago de servicios, que generalmente se amortizan en función de un sistema de cuotas periódicas y cuya fuente de pago es el ingreso neto mensual promedio del deudor, entendiéndose por éste el promedio de los ingresos brutos mensuales del núcleo familiar menos los gastos familiares estimados mensuales” (Banco Central del Ecuador, 2012). Además, se incluye en este segmento las operaciones con tarjeta de crédito. La tasa activa efectiva máxima para este segmento es de 17,3% vigente desde noviembre de 2015 hasta la actualidad.

Estudios previos acerca de los determinantes de la morosidad del sistema bancario en América Latina y Ecuador aún son incipientes; por lo tanto, aunque puede resultar intuitivo que indicadores del bienestar económico general del país o de las entidades financieras afecten a la morosidad, este trabajo corrobora y cuantifica cada una de las diferentes vías por las cuales el riesgo puede ser propagado. Este artículo propone un modelo parsimonioso, robusto y que incorpora solamente efectos directos, pero que es lo suficientemente flexible como para incorporar efectos “feedback” (de retroalimentación) adicionales cuando sea necesario. Además, separa los efectos relacionados con estabilidad financiera y macroeconómica y hace precisa la noción e importancia de la calidad de administración en las instituciones financieras al incorporar el efecto de la margen líquida de intermediación en el modelo.

El resto del artículo está estructurado de la siguiente manera: La sección 2 presenta una revisión de literatura. La sección 3 describe la metodología y datos disponibles. La sección 4 presenta los resultados empíricos. Finalmente, la sección 5 concluye el trabajo.

2 Revisión de literatura

Un indicador del riesgo de crédito es el índice de morosidad, es decir, el porcentaje de la cartera improductiva frente al total de la cartera de la entidad. Identificar los factores de riesgo que influyen en el índice de morosidad de los créditos otorgados por las instituciones

financieras es de gran importancia, pues de este modo la entidad reguladora e inclusive el gobierno, mediante políticas económicas podrían implementar políticas que permitan mantener o mejorar la calidad de las diferentes carteras de crédito.

Como se mencionó anteriormente, estudios previos acerca de macro modelos para pruebas de tensión de riesgo de crédito en América Latina y Ecuador están en su fase elemental. Uno de estos estudios (Arias, 2015) establece que la vulnerabilidad del sistema bancario ecuatoriano en el 2015 con respecto al año anterior tuvo una evolución positiva pasando de 41,82 % a 44,55 %. El índice de vulnerabilidad financiera es un instrumento que pretende medir con anticipación eventuales situaciones de riesgo y vulnerabilidades del sistema financiero, en este caso existe menor vulnerabilidad del sistema bancario cuando el indicador se incrementa. El comportamiento positivo de este indicador estuvo influenciado por el crecimiento de los índices de profundización financiera, apalancamiento, intermediación financiera y solvencia. Sin embargo, existieron factores que afectaron negativamente a la vulnerabilidad del sistema como: morosidad y liquidez. Para este estudio se utilizó la metodología de análisis de componentes principales (ACP).

Por su parte, Saurina (1998) aplica el método generalizado de momentos para analizar los determinantes de la morosidad de las cajas de ahorros españolas y destaca las variables agregadas anteriores a más del endeudamiento de las familias y empresas. Dentro de las variables micro resalta el margen de intermediación financiera, crecimiento de crédito, ineficiencia y porcentaje de créditos sin garantías.

A su vez, Aguilar *et al.* (2004) estudian el sistema bancario peruano usando datos con frecuencia trimestral y metodología de datos de panel, donde establece que los determinantes macroeconómicos son: tasa de crecimiento del PIB con un rezago, colocaciones sobre PIB y el tipo de cambio real; y los factores microeconómicos son: tasa de crecimiento de las colocaciones con dos rezagos, spread real, colocaciones sobre activo total.

Giraldo (2010) realiza un estudio similar para Colombia aplicando vectores autorregresivos (VAR), incluye variables dummy para identificar la fusión de las entidades bancarias y como variables explicativas macroeconómicas el índice de producción manufacturera, la demanda nacional de energía y la tasa de interés real.

Para el caso uruguayo, Vallcorba y Delgado (2007) utilizan un modelo autorregresivo con retardos distribuidos (ADL por sus siglas en inglés) y determinan que los factores macro que afectan a la morosidad son: variación real interanual del PIB y la variación interanual en dólares del índice medio de salarios.

En el caso de Latinoamérica, uno de los países que más ha avanzado en términos de

regulación y control de riesgo es Brasil. Vazquez *et al.* (2012), proponen un macro modelo de pruebas de tensión para riesgo de crédito del sistema bancario brasilero basado en el análisis de escenarios. Los resultados corroboran la presencia de un comportamiento pro cíclico de la calidad del crédito y muestran una sólida relación negativa entre los préstamos morosos y el crecimiento del PIB, con una respuesta de mediano plazo. Los modelos también indican variaciones sustanciales en el comportamiento cíclico de préstamos morosos a través de tipos de crédito.

En otras regiones, y aunque la bibliografía no es basta, existen varios enfoques con relación al tratamiento de modelos de riesgo crediticio para análisis de escenarios macroeconómicos y pruebas de tensión. Skoglund y Chen (2005) demuestran cómo diferentes modelos de riesgo de crédito pueden ser implementados eficientemente para el análisis de escenarios y la ejecución de pruebas de tensión con ejemplos concretos de aplicación. Los ejemplos incluyen modelos multi factores derivados del enfoque estructural de Merton, modelos dinámicos de matriz de transición que dependen de factores económicos y se estiman tradicionalmente en cohortes de préstamos.

Goetz (2004) vincula la banca con los precios de los activos en un modelo macroeconómico monetario. La principal innovación es considerar cómo la caída de los precios de los activos afecta al sistema bancario a través de un amplio margen de morosidad del prestatario. Se encuentra que el efecto de la caída de los precios de los activos es indirecto, no lineal e implica retroalimentación del sistema bancario en forma de contracción del crédito. Siguiendo esta misma tendencia se encuentran los trabajos de Bellotti y Crook (2007), Basurto y Padilla (2006) y Malik y Thomas (2009), en el primero se analiza el crédito hipotecario y se concluye que incrementos en la tasa de interés, desempleo y valor de la vivienda producen incrementos en el riesgo de mora, mientras que incrementos en salarios, producción industrial y el índice FTSE (Financial Times Stock Exchange) provocan condiciones para exista disminución de riesgo de mora. En el segundo trabajo, los autores incorporan el efecto de choques macroeconómicos en el riesgo de crédito a través de estimadores robustos cuando se tiene series temporales cortas. Finalmente, en el tercer artículo, los autores muestran que la intensidad de mora de los consumidores está significativamente influenciada por factores macro que no son más que indicadores de la salud económica de un país.

Modelos más complejos, donde se analiza el riesgo del sistema considerando la posibilidad de transmisión de riesgos son presentados en los artículos de Kida (2008) y Willem (2008). Mizuho Kida incorpora dos tipos de retroalimentación: uno entre el crédito y la tasa de interés y otro entre el sistema financiero y la economía real. Jan Willen van den End considera dos rondas de retroalimentación al incorporar en el modelo las reacciones heterogéneas entre bancos y los efectos idiosincráticos de la reputación de cada banco. Los resultados muestran la importancia de la incorporación de estos mecanismos de transmisión de riesgo pues estos

modelos usualmente proyectan pérdidas mayores que los modelos que incorporan solamente efectos directos.

En resumen, la literatura sobre determinantes de la morosidad ha utilizado un grupo amplio de variables para recoger el impacto de las restricciones de liquidez, del nivel de endeudamiento (generalmente medido sobre el PIB) y del ciclo económico. Se ha dicho que hay al menos dos dimensiones principales que nos ayudan a entender el índice de morosidad: la situación macroeconómica y la dimensión microeconómica. Todos coinciden que existe una relación negativa entre morosidad y crecimiento económico/gestión de resultados de las instituciones financieras.

3 Marco teórico y metodología

Una característica obvia de los datos de series temporales que los distingue de los datos transversales es el ordenamiento temporal, lo que introduce naturalmente al entendimiento de la correlación temporal existente entre los valores pasados de la serie y su valor actual, haciéndose necesaria una evaluación cuidadosa de la estructura de los retardos de la serie en estudio. Box y Jenkins (1973) propusieron una metodología rigurosa para la identificación, estimación y diagnóstico de modelos univariados para datos de series de tiempo. En estos modelos, el comportamiento de una variable se explica utilizando sólo su propio pasado. Modelos más complejos son los modelos dinámicos con variables explicativas, conocidos como modelos de funciones de transferencia o modelos ARIMAX. Los autores harán uso de estos modelos para realizar las pruebas de tensión en la cartera de crédito de consumo del Sistema Financiero Ecuatoriano, utilizando para ello variables macroeconómicas y microeconómicas.

ARIMAX es el acrónimo de “autoregressive integrated moving-average with exogenous variables”. Esto es una extensión de un modelo ARIMA que incorpora variables exógenas las cuales agregan valor explicativo al modelo. Es conveniente especificar un modelo de función de transferencia cuando se cree que, una representación adecuada de la estructura estocástica del término de error resultante de la relación entre las variables explicativas y la variable dependiente precisa de una modelización ARIMA, pues no estaría suficientemente recogida por los sencillos esquemas de autocorrelación utilizados en un modelo de regresión lineal general. Es decir, al trabajar con este tipo de modelos es posible controlar explícitamente muchos otros factores que simultáneamente afectan a la variable dependiente, que en este caso es la morosidad del crédito de consumo. Se espera inferir la causalidad en casos donde un análisis univariado sería engañoso. Para esto, se debe reconocer que algunas series contienen una tendencia temporal, ignorar este hecho puede llevar a concluir falsamente que los cambios en una variable son realmente causados por cambios en otra variable. De esta manera, la metodología propone trabajar con series estacionarias.

De manera general, se considera el proceso estocástico con k variables independientes $\{(X_{t1}, X_{t2}, \dots, X_{tk}, Y_{t1}) : t = 1, \dots, n\}$ siguiendo el modelo lineal:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t1} + \dots + \beta_k X_{tk} + N_t \quad (1)$$

Donde $\{N_t : t = 1, 2, \dots, n\}$ es la secuencia de perturbaciones estocásticas, que puede interpretarse como una medida de nuestra ignorancia de los fenómenos modelados y n es el número de períodos de tiempo observados.

Las suposiciones del modelo son: 1) En la muestra (y por lo tanto en el proceso de la serie temporal subyacente), ninguna variable independiente es constante y tampoco es una combinación lineal perfecta de las otras. 2) Para cada t , el valor esperado del error N_t , dadas las variables explicativas para todos los periodos de tiempo, es cero. Es decir, las variables explicativas son contemporáneamente exógenas. 3) Condicionado a X , la varianza de N_t es la misma para todo t (Homoscedasticidad). En presencia de heteroscedasticidad es posible trabajar con el modelo de Heteroscedasticidad Condicional Autoregresiva (ARCH). 4) Condicionado a X , los errores en dos períodos de tiempo diferentes no están correlacionados. La prueba estadística de correlación serial es utilizada en este caso para detectar la falta de especificación dinámica. Los modelos más populares son los Modelos Autoregresivos. 5) Los errores N_t son independientes de X y son independientes e idénticamente distribuidos. 6) El proceso estocástico es estacionario y débilmente dependiente.

3.1 Modelo ARIMAX - función de transferencia

Para la descripción de esta sección se utilizan los trabajos de Novales (1993), Pankratz (1991) y Andrews *et al.* (2013)

La representación del modelo de función de transferencia puede ser escrita como:

$$Y_t = C + v(B)X_t + N_t \quad (2)$$

Donde:

- Y_t es la serie de salida (variable dependiente);
- C es un término constante;
- X_t es la serie de entrada (variable independiente); y
- N_t es la perturbación estocástica del modelo que admitirá una representación univariante:

$$N_t = \frac{\theta(B)\Theta(B)}{\phi(B)\Phi(B)}u_t \quad (3)$$

Donde las mayúsculas hacen referencia a la naturaleza estacional de los polinomios respectivos y u_t es un ruido blanco gaussiano.

$v(B)X_t$ describe la función de transferencia (o función de respuesta al impulso), la cual permite que X inflencie en Y a través de un retardo distribuido. Los coeficientes v_j correspondientes al polinomio $v(B)$ se denominan pesos de respuesta de impulso, estos pueden ser positivos o negativos. Cuanto mayor sea el valor absoluto de cualquier peso v_j , mayor es la respuesta de Y_t a un cambio de X_t .

La serie de salida Y_t puede no reaccionar inmediatamente a un cambio de la serie de entrada X_t , así algunos pesos iniciales pueden ser cero, a estos se los llama tiempo muerto y se los denota por b . Por ejemplo, si $v_0 = v_1 = v_2 = 0$ y $v_3 \neq 0$, entonces $b = 3$.

La función de transferencia $v(B)X_t$ tiene un número infinito de coeficientes, pero puede ser escrita como un polinomio racional distribuido de retardos de orden finito:

$$v(B)X_t = \frac{\omega_h(B)B^b}{\delta_r(B)}X_t \tag{4}$$

Donde:

- $\omega_h(B) = \omega_0B^0 + \dots + \omega_hB^h$;
- $\delta_r(B) = 1 - \delta_1B^1 - \dots - \delta_rB^r$; y
- B^b incorpora el tiempo muerto.

Para identificar un modelo de función de transferencia se obtiene valores aproximados de los coeficientes de la función de respuesta al impulso $v(B)X_t$, de modo que puedan utilizarse los órdenes r y h de los de los polinomios $\delta_r(B)$ y $\omega_h(B)$ respectivamente, así como el tiempo muerto b .

Si las variables que se pretende relacionar no son estacionarias, sus funciones de correlación cruzada, autocorrelación y autocorrelación parcial, no decaerán rápidamente hacia cero. Por tanto, es necesario transformar mediante diferencias para lograr estacionariedad.

La estimación de los parámetros del modelo, bajo el supuesto de normalidad, se lo realiza minimizando la suma de cuadrados residual, de manera iterativa, mediante el algoritmo de Gauss-Newton.

El modelo de función de transferencia para M entradas se puede escribir de la siguiente manera:

$$Y_t = C + \sum_{i=1}^M \frac{v_i(B)B^{b_i}}{\delta_i(B)} X_{ti} + N_t \quad (5)$$

3.2 Correlación y análisis de causalidad

En esta sección se presenta una visión general de las herramientas para el estudio de correlación y análisis causal entre las variables exploratorias y la variable dependiente. El objetivo es verificar si las informaciones microeconómicas y macroeconómicas tienen alguna relación causal y directa con la cartera de crédito de consumo. Estadísticamente, para comprobar la correlación se utilizó el coeficiente de correlación de Pearson, la prueba aplicada en la correlación de Pearson asume la hipótesis nula de ausencia de correlación al 95 % de confianza. Además, se adoptó el método de causalidad de Granger para identificar cualquier correlación espuria y basar el análisis de causalidad.

Para los sistemas temporales, Granger define la causalidad en términos de previsibilidad, es decir: Considerando un universo de información de datos (que incluye X e Y), la variable X causa la variable Y , si el presente de Y puede predecirse más eficientemente incorporando como predictores al valor actual de X y/o sus rezagos que al no incluir esta información. Sin embargo, a pesar de que el análisis de regresión tiene que ver con la dependencia de una variable respecto de otras variables, esto no implica causalidad necesariamente. El estudio de la relación de causalidad entre las variables es uno de los principales problemas de la investigación empírica y la misma debe provenir de estadísticas externas y de teoría, no puede establecerse únicamente por la presencia de una relación estadística, por más fuerte y sugerente que esta sea. En el presente artículo, los autores toman como referencia las herramientas estadísticas descritas en esta sección, además de tomar como referencia la prueba de Granger, que devuelve información causal predictiva, toman como base experiencias anteriores sobre el fenómeno analizado y la teoría económica para permitirse proponer ciertas relaciones de causalidad, que más tarde son confirmadas por los datos disponibles.

3.3 Prueba de causalidad de Granger

Para Novales (1993), la relación causal desde las variables explicativas a la variable dependiente, es una característica de un modelo econométrico, puesto que la teoría económica aporta suficientes elementos como para sugerir que las variables explicativas influyen sobre la variable dependiente.

Según Gujarati y Porter (2010), la prueba de causalidad implica la estimación de dos

regresiones:

$$X_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i X_{t-i} + u_{1t} \quad (6)$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^n \lambda_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \delta_i X_{t-i} + u_{2t} \quad (7)$$

donde X_t y Y_t son dos variables estacionarias con $t = 1, \dots, T$ y las perturbaciones u_{1t} y u_{2t} no están correlacionadas, es decir, $\text{corr}(u_{1t}, u_{2t}) = 0$. Además, las variables X y Y deben ser estacionarias, la dirección de la causalidad depende de manera crítica del número de retardos incluidos en la regresión y los valores estimados de los coeficientes en esta prueba no son importantes. Solamente interesa contrarrestar la hipótesis nula donde se asume la ausencia de la causalidad en el sentido de Granger al 95 % de confianza.

3.4 Fuente de datos y variables

De acuerdo con el Banco Central del Ecuador, en nuestro país se constata seis ciclos de crecimiento completos desde 1993 hasta 2016 con una duración promedio de cuarenta y siete meses. El último ciclo económico (abril 2010 - abril 2016), sin embargo, tuvo una duración de setenta y tres meses. Para el presente estudio se tomaron en consideración la parte final del ciclo cuatro, y los ciclos cinco y seis.

La información considerada para la construcción del modelo consiste en datos de series de tiempo con frecuencia mensual desde enero 2006 hasta marzo 2017. Estos datos han sido tomados de las entidades de regulación como: Banco Central del Ecuador (BCE), Superintendencia de Bancos del Ecuador (SBE) e Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC).

Se considera como variable dependiente al índice de morosidad del crédito de consumo otorgado por los bancos privados del Ecuador. La SBE según la nota técnica número 5, calcula este índice como sigue:

$$\text{Morosidad} = \frac{\text{Cartera improductiva de consumo}}{\text{Cartera bruta de consumo}} \quad (8)$$

Donde, la cartera improductiva se refiere a préstamos que no generan renta financiera a la institución, están compuestos por la cartera vencida y la cartera que no devenga intereses e ingresos y la cartera bruta es el total de la cartera de crédito (consumo) de una institución financiera, sin deducir la provisión para créditos incobrables.

Fue en 2009 cuando el Ecuador atravesó un período de crecimiento desacelerado que alcanzó el valle en marzo de 2010. En el 2014 en cambio, la decisión de la OPEP de no reducir la producción de petróleo produjo que el precio del mismo disminuya vertiginosamente y

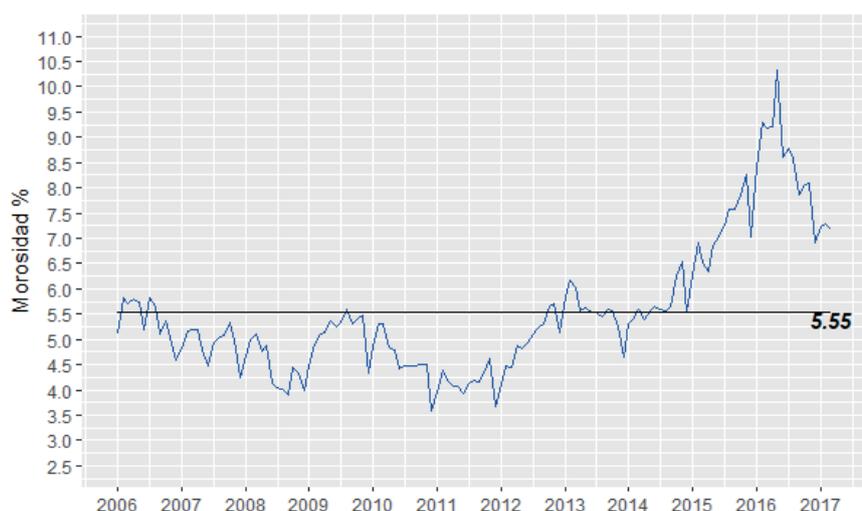


Figura 1: Índice de Morosidad del crédito de consumo del sistema de bancos privados, periodo enero 2006 - marzo 2017.

esto representó un impacto significativo en la economía ecuatoriana. Como se puede ver en la Figura 1, a partir del año 2014 se tiene un comportamiento creciente importante de la tasa de morosidad sobre el promedio (5,57 %), llegando, en mayo 2016, a un índice de morosidad de 10,34 %, el mismo que se considera como un máximo en el periodo de estudio. Esto puede ser causado por el comienzo de la fase de desaceleración sobre tendencia del sexto ciclo económico que empieza a la mitad del año 2014.

Teniendo en cuenta la información disponible en las bases de datos, se incluyen en la especificación del modelo variables explicativas que se apoyan en investigaciones anteriores. Específicamente, para explicar el comportamiento de la variable dependiente se consideran diez (10) factores macroeconómicos, los cuales son indicadores del bienestar económico general del país y del estándar de vida. Estos son: volumen de crédito sobre índice de actividad económica coyuntural (IDEAC), crecimiento mensual del precio de crudo, crecimiento mensual de las exportaciones no petroleras, crecimiento mensual de las exportaciones industrializadas no petroleras, crecimiento mensual de las importaciones de bienes de consumo y de capital, tasa de inflación mensual, índice de confianza al consumidor (ICC), tasa de desempleo, restricción al consumo, participación del crédito de consumo (porcentaje de los créditos de consumo con respecto al total de la cartera crediticia). Además, se considera una variable binaria que recoge la caída permanente del precio de petróleo; cinco (5) factores microeconómicos, los cuales describen el comportamiento de las instituciones financieras y su interacción con los mercados (consumidores, inversionistas, trabajadores), se incluyen indicadores de Capital, Calidad de Activos, Manejo o Gestión, Resultados y Liquidez. Estos son: rentabilidad del patrimonio, índice de liquidez, crecimiento mensual del volumen

de crédito de consumo, porcentaje del crédito de consumo frente al total de la cartera de crédito, margen de intermediación financiera.

Otros factores macroeconómicos importantes tales como: nivel de desempleo o empleo, producto interno bruto (PIB), nivel de ingresos, no fueron incorporados al análisis debido a diferencias frecuenciales de presentación de los datos.

4 Resultados y discusión

Para el modelamiento se utilizan los datos desde enero 2006 hasta septiembre 2015, para la validación del modelo se utiliza seis observaciones posteriores a los datos de modelamiento. Las proyecciones se extienden hasta marzo 2017.

4.1 Algoritmo ARIMAX

La construcción de un modelo ARIMAX, básicamente consiste de dos fases: construir un modelo de regresión lineal estadísticamente sólido donde los errores de la regresión lineal son modelados con términos autoregresivos (AR) y medias móviles (MA) para así eliminar cualquier correlación serial estadísticamente significativa.

De manera general, los pasos a seguir son los siguientes:

Primero.- Se realiza la prueba de Dickey-Fuller Aumentada para detectar la presencia de raíces unitarias en las series originales. Luego de la prueba se procede a realizar una diferencia no estacional para las siguientes variables: Morosidad, volumen de crédito sobre IDEAC, índice de confianza al consumidor (ICC), desempleo, restricción del consumo, rentabilidad sobre el patrimonio (ROE), índice de liquidez, margen de intermediación financiera y dos diferencias no estacionales a la variable participación de consumo. El resto de variables son estacionarias.

Segundo.- Se realiza la prueba de causalidad de Granger incorporando hasta seis retardos y se tiene como resultado que efectos unidireccionales, donde las variables independientes causan la morosidad del sistema crediticio, son encontrados en los siguientes indicadores: inflación, precio del petróleo, restricción, participación del consumo y el índice de liquidez.

Según Vallcorba y Delgado (2007), todavía no existe a nivel teórico un modelo general que permita precisar los determinantes de la morosidad bancaria en una economía dolarizada. Por lo tanto, apoyándose en investigaciones empíricas anteriores se incorporan los siguientes indicadores al análisis: volumen de crédito sobre IDEAC pues, este mide el tamaño relativo del crédito de consumo del sistema financiero con respecto a la economía coyuntural. ICC, el mismo que describe el nivel de optimismo que tienen los hogares respecto de sus percepciones

actuales y futuras en relación al consumo, a la situación económica del hogar y al escenario económico del país. ROE, un indicador de la rentabilidad del patrimonio, a mayores valores de este ratio mejores condiciones de la empresa. Margen de intermediación financiera, indicador de eficiencia administrativa, este indicador describe la fracción de cada dólar de ventas que resultó en lucro. Por lo tanto, cuanto mayor el margen más disponibilidad tiene la empresa para pasar por períodos difíciles y todavía obtener lucro.

Por otro lado, con relación a los efectos bi direccionales, se obtiene que las variables relacionadas a exportaciones e importaciones y el crecimiento del volumen del crédito de consumo presentan una causalidad bi-direccional a la manera de Granger con la variable dependiente morosidad.

Sobre la variable volumen de crédito se conoce que un boom de crédito es un antecesor de crisis financieras pues, en algunos casos, esta expansión crediticia puede ir acompañada de una reducción de los estándares mínimos exigidos. En otros casos, el banco se ve afectado en forma más intensa por problemas de selección adversa, dado que el aumento del crédito suele darse sobre la base de nuevos clientes, respecto a los que los problemas de información son más agudos. Por lo tanto, cabría esperar que ambas variables, volumen y morosidad, presenten una relación positiva, con un cierto desfase (Vallcorba y Delgado, 2007). Al mismo tiempo, el volumen de crédito puede ser impactado negativamente cuando los bancos tratan de disminuir los activos con alta ponderación de riesgo en sus carteras. Altos requerimientos de capital afectan los préstamos en varios sectores de la economía con cortes en los volúmenes de préstamos a los sectores de alto riesgo, entre ellos el sector de consumo. Además, a medida que los bancos acumulan reservas de capital de acuerdo con los requerimientos regulatorios y reducen los activos ponderados de alto riesgo, verán una disminución de su costo de capital debido a un mejor riesgo de cartera. Esto mejoraría los márgenes de crédito a largo plazo ya que el crecimiento de los préstamos normalmente se recupera gracias a una economía mejorada.

Las exportaciones netas se refieren al valor de las exportaciones totales de un país menos el valor de sus importaciones totales. Se utiliza para calcular los gastos agregados de un país (o el PIB), en una economía abierta. Las exportaciones netas positivas contribuyen al crecimiento económico pues, más exportaciones significan más producción de fábricas e instalaciones industriales, así como un mayor número de personas empleadas para mantener estas fábricas funcionando. Además, los ingresos de exportación también representan una entrada de fondos al país, lo que estimula el gasto de los consumidores y contribuye al crecimiento económico. Entonces estos índices, así como el IDEAC y el ICC son factores que explican la morosidad haciendo mención al bienestar económico general del país. Por otro lado, el crédito desempeña un papel particularmente importante para los exportadores e importadores pues, los mismos se basan en el crédito para financiar su capital de trabajo,

además se considera que las transacciones transfronterizas son más riesgosas y por lo tanto las garantías proporcionadas por los bancos y otros intermediarios financieros desempeñan un papel importante para asegurar tanto la entrega de bienes comprados al importador como el pago al exportador.

De esta manera, un deterioro de la capacidad o la voluntad de los bancos para proporcionar financiamiento tendrá un impacto negativo sobre las empresas exportadoras e importadoras. Siendo así, el efecto donde la tasa de mora explica exportación/importación es un efecto indirecto explicado a través de la variable volumen de crédito.

Debido a la escasez de literatura académica y práctica de este tipo de modelo a nivel Latinoamericano y en especial del Ecuador, resulta conveniente dar un primer paso a través de un modelo parsimonioso que incorpore solamente efectos directos, pero que es lo suficientemente flexible como para incorporar efectos de retroalimentación adicionales cuando sea necesario. De acuerdo a lo mencionado anteriormente, sería interesante, por ejemplo, incorporar una segunda ecuación donde se incorpore el efecto “feedback” entre volumen de crédito y tasa de morosidad. Kida (2008) y Willem (2008) muestran la importancia de la incorporación de rondas de retroalimentación de riesgo al señalar que estos modelos usualmente proyectan pérdidas mayores que los modelos que incorporan solamente efectos directos. Por lo tanto, este tema representa una oportunidad de avances en investigación teórica y empírica para el modelo propuesto.

Tercero.- Se procede a realizar un análisis de correlación con las variables independientes. Ninguna variable presenta una correlación mayor a 0,7 ni menor a -0,7.

Cuarto.- Se realiza una regresión lineal múltiple con series de tiempo y se incluyen 2, 4 y 6 retardos para cada variable. Además, se incluye la variable binaria crisis que toma el valor de 1 si presenta una caída permanente en el precio del petróleo, 0 caso contrario. Al aplicar el algoritmo “stepwise” se obtiene un primer modelo. Para evaluar la multicolinealidad del modelo, se calcula los valores propios de la matriz de correlación lineal y de este modo se obtiene el índice de condición (IC).

$$IC = \sqrt{\frac{\lambda_{max}}{\lambda_{min}}} = 2,04 \quad (9)$$

Valores menores a 10 implican que no hay presencia de multicolinealidad. Para el análisis de residuos se realiza una representación gráfica de las funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial para verificar si los residuos se comportan como un ruido blanco, es decir, si los residuos son no correlacionados, centrados y gaussianos.

Quinto.- Si los residuos no se comportan como ruido blanco, se agregan términos autorregresivos (AR) y/o términos media móvil (MA), identificando y estimando (mínimos cua-

drados ordinarios) un nuevo modelo con la metodología de Box y Jenkins.

Luego de realizar las pruebas estadísticas concernientes a los parámetros y a la hipótesis de ruido blanco se obtiene el modelo presentado en la Tabla 1. En la Tabla 2, se encuentran los estadísticos de calidad y predicción del modelo.

Tabla 1: Modelo

Variable	Coefficiente	Significancia
Caída Permanente del precio del petróleo	0.108	3.00E-04
d(Ln(volumen de crédito consumo)/IDEAC)	10.92	3.11E-02
d(ICC)	-0.022	5.56E-02
d(Restricción)	-0.065	3.30E-03
d(Liquidez)	-0.34	1.29E-02
d(Liquidez)(-4)	-0.042	3.00E-03
d(Margen Intermediación)	-0.108	7.00E-04
AR(12)	0.719	0.00
MA(11)	-0.604	0.00
MA(1)	-0.338	0.00

Para el modelo propuesto se observa que todas las variables incluyendo los términos autorregresivos y media móvil son estadísticamente significativos al 95 % de confianza.

Los residuos estimados del modelo se comportan como ruido blanco, pues se encuentran dentro de la banda de confiabilidad (vea Figura 2).

Tabla 2: Estadísticos de calidad y predicción del modelo

R2-ajustada	0,716
S.E regresión	0,206
Log.Max. Ver.	21,12
AIC	-0,222
BIC	0,038
HQ	-0,117
MAPE	8,37 %

4.2 Interpretación del modelo

Una caída permanente del precio del petróleo (variable crisis) incrementa la variación de morosidad en 0,108 puntos porcentuales, manteniendo el resto de factores constante.

Si el volumen de crédito de consumo con respecto a la actividad económica coyuntural aumenta en 1,00 %, el incremento de la tasa de morosidad aumenta en 0,11 puntos porcentuales. En otras palabras, si aumenta más el volumen de crédito que el crecimiento económico, entonces se incrementa la mora.

Como esperado, el incremento de la confianza al consumidor ayuda a disminuir el incremento de la morosidad del sistema de bancos privados.

El incremento de la variable restricción tiene un efecto negativo y significativo en el incremento de la morosidad, es decir, que cada vez que los ingresos familiares mensuales no superan el costo de la canasta básica familiar (restricción en el consumo), el incremento de la morosidad disminuye en promedio $-0,065$ puntos porcentuales fijando el resto de variables constantes.

En cuanto a los factores microeconómicos, el incremento del índice de liquidez conjuntamente con el incremento del índice de liquidez, rezagado cuatro periodos, tienen un impacto negativo y significativo promedio de $-0,340$ y $-0,420$ respectivamente en el incremento de la morosidad, manteniendo el resto de variables constantes.

El incremento del margen de intermediación tiene un impacto negativo de $-0,108$ en el incremento de la morosidad, manteniendo el resto de variables constantes. Cuanto mayor el margen más disponibilidad tiene la empresa para pasar por períodos difíciles y todavía obtener lucro. La mejoría de los márgenes de crédito proveniente de una buena administración y gestión tendrá como resultado una disminución del costo de capital debido a un mejor riesgo de cartera.

Finalmente, se ha estimado que el incremento de la morosidad rezagado doce periodos (un año atrás), contribuye a explicar el incremento del índice de morosidad, esto se debe a los créditos de consumo otorgados un año atrás. El impacto promedio es de 0,719, manteniendo las demás variables constantes.

4.3 Validación

En la Figura 3 es posible observar dos tipos de pronósticos, los pronósticos estáticos y los pronósticos dinámicos. Los pronósticos estáticos se calculan con los valores de la serie origi-

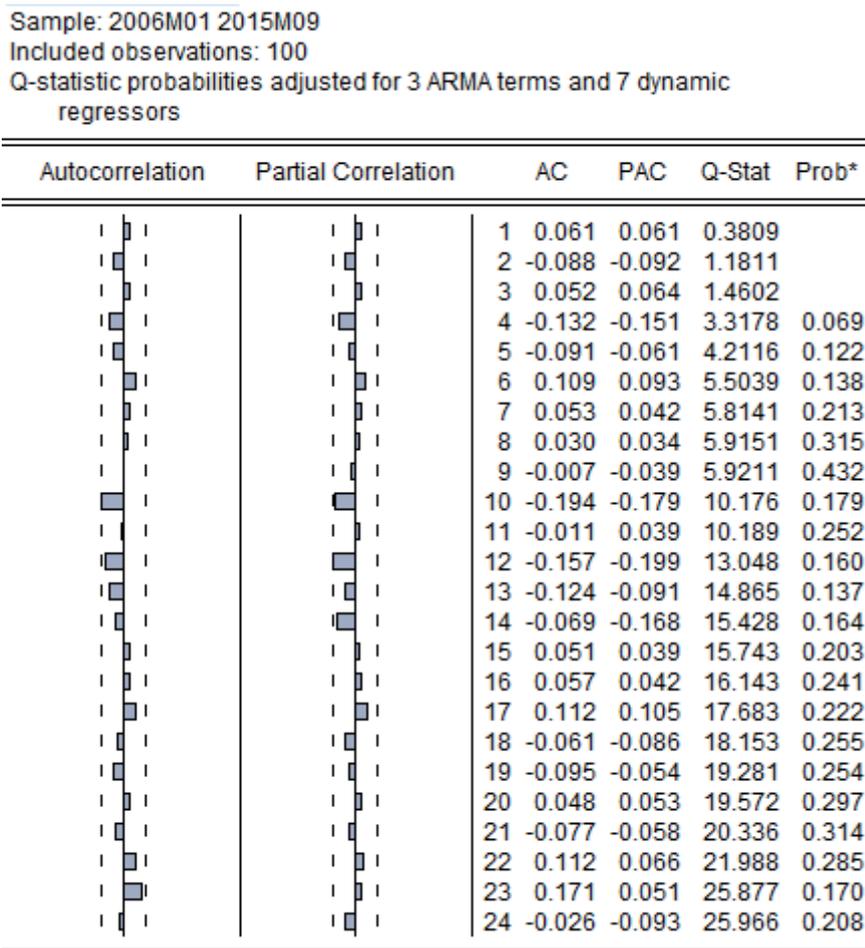


Figura 2: FAC y FACP residuales estimadas del modelo.

nal, mientras que los pronósticos dinámicos a partir del segundo periodo se utiliza el valor estimado y no el valor real del periodo precedente (para el primer periodo ambas predicciones coinciden).

Para validar el modelo propuesto, se utilizan los datos observados desde octubre 2015 hasta marzo 2016 y luego se extienden los pronósticos hasta marzo 2017. En la Figura 4 se muestran los valores predichos, observados y los intervalos de confianza correspondientes (nivel de confianza 95 %) para el periodo de validación, confirmándose que el modelo realiza buenas predicciones a corto plazo.

Por tanto, el modelo propuesto mediante la metodología ARIMAX pronostica adecuadamente el índice de morosidad del crédito de consumo para el sistema de bancos privados

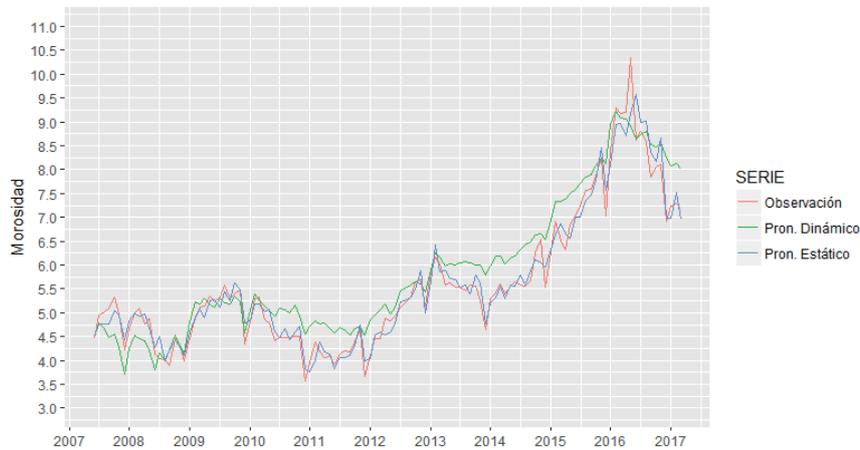


Figura 3: Comparación de predicciones del modelo con valores reales, periodo junio 2007 - marzo 2017.

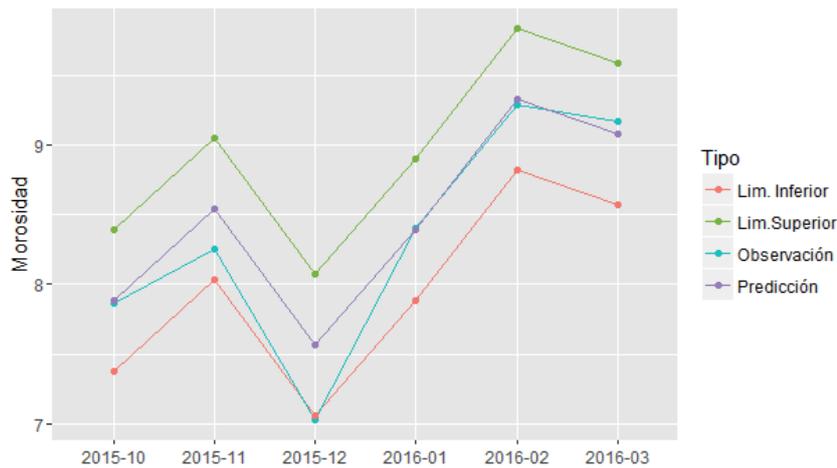


Figura 4: Comparación de predicciones del modelo con valores reales, periodo octubre 2015 - marzo 2016.

del Ecuador. Además, separa los efectos relacionados con estabilidad financiera y macro-económica y hace precisa la noción e importancia de la calidad de administración en las instituciones financieras al incorporar el efecto de la margen líquida de intermediación.

4.4 Análisis de escenarios

Un escenario de stress es una recopilación de suposiciones acerca de las condiciones económicas que son improbables que ocurran en un horizonte de evaluación, pero tendría tendencia a inducir pérdidas crediticias muy altas si estas ocurren. (Basilea, 2005)

Con respecto al año anterior, en marzo 2017 la tasa de morosidad total disminuyó en 0,84 %, de 4,65 % a 3,81 % debido al decremento de la cartera improductiva en 8,26 %. El decremento de la morosidad fue influenciada en mayor medida por la caída en la morosidad de la cartera de consumo y de la cartera microempresarial.

El primer escenario que se considera es de tipo “pesimista”, tomando en cuenta el comportamiento adverso de algunos factores. Supongamos que los factores de riesgo en el modelo se hubiesen comportado como el peor valor en el periodo de estudio. Es decir, el incremento del logaritmo natural del volumen de crédito de consumo con respecto a la economía coyuntural hubiese sido 0,02, hubiese permanecido la caída del precio del barril de petróleo ($CRISIS = 1$), el índice de liquidez para el instante t y $t - 4$ del sistema de bancos privados hubiesen sido 20,9 %, el margen de intermediación se hubiese comportado como el valor registrado a marzo 2016 (1,51 %) y la confianza del consumidor 27,4. Entonces, para marzo 2017, la morosidad hubiese incrementado en 0,14 % pasando de 7,16 % a 7,30 %.

El segundo escenario que se considera es de tipo “optimista”, tomando en cuenta los valores históricos más favorables para la variable de estudio. Supongamos que hubiese existido una recuperación en el precio del barril de petróleo ($CRISIS = 0$), la perspectiva de los consumidores acerca de la situación económica actual y futura hubiese sido favorable (49,02 %) como a finales de diciembre 2013, donde el precio del barril de petróleo alcanzó un valor de 90,35 USD, un margen de intermediación de 14,85 % como a inicios del año 2011 y una liquidez del sistema financiero de 38,86 % como en abril 2008 donde la morosidad fue 4,76 % para la cartera de consumo, por debajo del promedio 5,55 %.

En el escenario optimista para marzo 2017 la morosidad disminuye 1,41 % pasando de 7,16 % a 5,75 %. Claramente cuando los ingresos petroleros mejoran (precio del barril de petróleo sobre el promedio en el periodo de estudio 70,36 USD), la percepción de la economía actual y futura de los consumidores es positiva y una mayor liquidez del sistema financiero permiten que el índice de morosidad disminuya.

La Figura 5 muestra los escenarios anteriores para el periodo enero 2017 a marzo 2017.

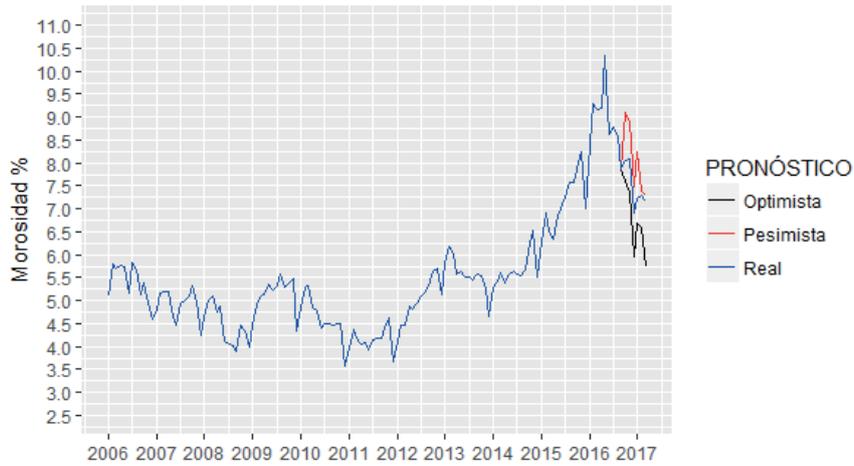


Figura 5: Análisis de escenarios.

5 Conclusiones

El riesgo de crédito es el riesgo más importante al que debe hacer frente un banco ecuatoriano, pues la principal actividad del sistema financiero ecuatoriano es la concesión de créditos. La manifestación de este riesgo es el índice de morosidad, es decir, las obligaciones que no han sido pagadas a tiempo por los acreditados. Se debe tener en cuenta que las crisis bancarias, tanto de carácter sistémico como individual, suelen tener como una de sus causas principales los problemas de solvencia derivado del deterioro de los activos del sistema y, en particular, la morosidad de sus carteras de crédito (Vallcorba y Delgado, 2007).

El modelo obtenido permite realizar seis predicciones del índice de morosidad del sistema de bancos privados, por lo que es posible anticipar dificultades que pueden causar trastornos al sector real de la economía, accionistas y a las entidades de supervisión bancaria.

Tomando en consideración los resultados obtenidos en la modelización se establecen las siguientes observaciones:

1. Parece claro que la relación volumen de crédito actividad económica influencia en el índice de morosidad: durante una recesión de la economía las familias y empresas captan menos ingresos que dificultan el cumplimiento de sus obligaciones, si el volumen concedido crece más rápido que la economía los bancos se verán afectados en forma más intensa por problemas de selección adversa, dado que el aumento del crédito suele darse sobre la base de nuevos clientes, respecto a los que los problemas de información

son más agudos. Observamos entonces que el incremento del volumen de crédito con respecto al índice de actividad económica coyuntural presenta un efecto positivo para el incremento de morosidad. A esto podemos añadir que en el Ecuador, por ser un país exportador de petróleo, el incremento del índice de morosidad se ve afectado de forma positiva cuando existe una caída permanente del precio de barril de petróleo (WTI).

2. Se estima que si el incremento del índice de confianza al consumidor aumenta, entonces el incremento del índice de morosidad disminuye. Es decir, si el consumidor se siente optimista frente a la situación actual y futura de la economía es porque sus ingresos no han decaído, por tanto, pueden cubrir todas sus obligaciones.
3. El incremento del factor Restricción, el cual recoge la información del costo de la canasta básica y los ingresos familiares mensuales resultó significativa y negativa. Es decir, cuando existe una restricción en el consumo de las familias el incremento del índice de morosidad disminuye.
4. La liquidez del sistema de bancos privados del periodo actual y el cuatrimestre anterior tienen un impacto negativo con respecto al incremento del índice de morosidad.
5. La caída del margen de intermediación financiera aumenta la morosidad, la mejoría de los márgenes de crédito proveniente de una buena administración y gestión tendrá como resultado una disminución del costo de capital debido a un mejor riesgo de cartera.
6. El término autorregresivo del modelo tiene el mayor efecto en el incremento de morosidad. Esto hace referencia a los créditos de consumo otorgados doce meses atrás, lo que implica que existe un componente estacional en la morosidad.
7. El análisis de escenarios es un instrumento importante pues, a través del mismo surge el entendimiento de los efectos macroeconómicos y microeconómicos que afectan al riesgo de crédito. Esto conlleva a implicaciones normativas, de control, política pública y económica. Las entidades regulatorias y los gestores de cada Institución Financiera tienen la posibilidad de "manejar" las variables de control para producir, hasta cierto punto, el nivel deseado de la variable objetivo, en este caso la morosidad de crédito de consumo. El manejo de las variables de control puede realizarse justamente a través de políticas económicas, de control y de gestión, e inclusive se suma al debate de política monetaria y fiscal. Como se observó en el modelo propuesto, la caída permanente del precio del petróleo influye de manera importante en las variaciones del índice de morosidad; aunque esta variable no está bajo el control de las entidades financieras ni del Gobierno, este último por su parte podría contar con seguros de cobertura petrolera, contratos que sirven como amortiguadores ante el desplome del precio y por lo tanto se protegen los ingresos por ese rubro, lo que impactaría en el balance económico del

país y esto por su vez en la tasa de morosidad.

El análisis de escenarios optimista muestra que aunque supongamos que los ingresos petroleros mejoren (69,89 USD por barril), la perspectiva de los consumidores acerca de la situación económica actual y futura sea favorable (49,02 %), el margen de intermediación alcance el valor de 14,85 % como a inicio del año 2011 y se posea una mayor liquidez del sistema financiero (38,86 %), el nivel alcanzado de la morosidad sería del 5,88 %, valor similar al observado a inicios de 2013 y bien superior a la media histórica.

6 Recomendaciones

1. Vazquez *et al.* (2012) indican variaciones sustanciales en el comportamiento cíclico de índices de morosidad a través de diferentes tipos de crédito, por lo que sería relevante modelizar las otras carteras participantes en el sistema financiero e inclusive analizar efectos de transmisión de riesgo entre ellas.
2. Dada la situación actual en términos de modelización de pruebas de tensión en Latinoamérica (excluyendo hasta cierto punto al Brasil), resulta conveniente dar un primer paso a través del modelo propuesto donde además de corroborar la literatura existente y/o la intuición económica referente a los determinantes de la morosidad, se cuantifica el impacto de cada uno de estos determinantes para el caso Ecuatoriano, siendo este un trabajo pionero en el tema. Sin embargo, se considera relevante incorporar posteriormente el efecto de transmisión de riesgo entre volumen de crédito y tasa de morosidad. Se esperaría como resultado de esta innovación pérdidas menos conservadoras.

Referencias

- Aguilar, G., Camargo, G., y Saravia, R. (2004). Análisis de la morosidad en el sistema bancario peruano. *Instituto de Estudios Peruanos*.
- Andrews, B., Dean, M., Swain, R., y Cole, C. (2013). Building ARIMA and ARIMAX models for predicting long-term disability benefit application rates in the public/private sectors. *University of Southern Maine, Society of Actuaries*.
- Arias, X. (2015). Estudio de vulnerabilidad financiera. *Subdirección de Estudios SBE*.
- Banco Central del Ecuador (2012). Codificación de regulaciones del Banco Central del Ecuador. Libro I Política Monetaria Crediticia.
- Basilea, C. (2005). Studies on the validation of internal rating systems. *BIS Working Paper*.
- Basilea, C. (2006). Convergencia internacional de medidas y normas de capital. *Working Paper*.
- Basilea, C. (2009). Principios para la realización y supervisión de pruebas de tensión. *BIS Working Paper*.
- Basurto, S. y Padilla, P. (2006). Portfolio credit risk and macroeconomic shocks: Applications to stress testing under data- restricted environments. *IMF Working Paper*, 6(283).
- Bellotti, T. y Crook, J. (2007). Credit scoring with macroeconomic variables using survival analysis. *Management School and Economics University of Edinburgh*.
- Box, G. E. P. y Jenkins, G. M. (1973). Some comments on a paper by Chatfield and Prothero and on a review by Kendall. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, 136(3):337–352.
- Giraldo, W. (2010). Determinantes de la morosidad de la cartera en el sistema financiero colombiano. Tesis de maestría, Universidad ICESI - Santiago de Cali - Colombia.
- Goetz, P. (2004). Asset prices and banking distress: a macroeconomic approach. *BIS Working Paper*, 167.
- Gujarati, D. y Porter, D. (2010). *Econometría*. Mexico:McGRAW-HILL, Mexico, D.F, 5 edición.
- Kida, M. (2008). A macro stress testing model with feedback effects. *Reserve bank of New Zealand*, 8.

- Malik, M. y Thomas, L. (2009). Modelling credit risk in portfolios of consumer loans: Transition matrix model for consumer credit ratings.
- Novales, A. (1993). *Econometría*. España:McGRAW-HILL, 2 edición.
- Pankratz, A. (1991). *Forecasting with Dynamic Regression Models*. John Wiley and Sons, Inc.
- Saurina, J. (1998). Determinantes de la morosidad de las cajas de ahorros españolas. *Investigaciones Económicas*, 22(3):393–426.
- Skoglund, J. y Chen, W. (2005). The application of credit risk models to macroeconomic scenario analysis and stress testing. *Journal of Credit Risk*, 13(1).
- Vallcorba, M. y Delgado, J. (2007). Determinantes de la morosidad bancaria en una economía dolarizada. El caso uruguayo. *Banco de España. Documentos de Trabajo*, 722(1):9–25.
- Vazquez, F., Tabak, B. M., y Souto, M. (2012). A macro stress test model of credit risk for the brazilian banking sector. *Journal of Financial Stability*, 8(2):69 – 83.
- Willem, J. (2008). Liquidity stress-tester: A macro model for stress-testing banks' liquidity risk. *DNB Working Paper*, 175(1).

Analítica

Regresión lineal bajo diseños
muestrales complejos:
un enfoque aplicado

Víctor Morales Oñate;
Bolívar Morales Oñate



www.ecuadorencifras.gob.ec



Regresión lineal bajo diseños muestrales complejos: un enfoque aplicado

Víctor Morales Oñate; Bolívar Morales Oñate

Instituto de Estadística, Universidad de Valparaíso, Valparaíso, Chile / Facultad de Ingeniería en Ciencias y Alimentos, Universidad Técnica de Ambato, Ambato, Ecuador

victor.morales@uv.cl / be.morales@uta.edu.ec*

Resumen

Al utilizar una encuesta realizada bajo muestreo probabilístico, el investigador se enfrenta a un dilema en cuanto a inferencia, que puede ser basada en el modelo o en el diseño muestral. En este artículo se hace una revisión teórico-práctica de este dilema y se aplica ambos enfoques tanto a la estimación puntual como al ajuste de un modelo de regresión, evidenciando las diferencias en la Encuesta de Ingresos y Gastos de Hogares Urbanos 2002-2003 (EIGHU) configurada bajo un diseño muestral complejo.

Palabras clave: regresión, diseños complejos, muestreo.

Abstract

When using a survey conducted under probabilistic sampling, the researcher faces quandary with respect to inference, which can be based on the model or the sample design. In this article, a theoretical-practical review of this dilemma is carried out and both approaches are applied to a point estimate and to the adjustment of a regression model, demonstrating the differences in the Urban Household Income and Expenditure Survey 2002–2003 (EIGHU) which is configured under a complex sampling design.

Keywords: regression, complex survey, sampling.

Clasificador JEL: C13,C51,C83,D31

*Los autores agradecen a Liliana Roldan por su colaboración expedita.

1 Introducción

El uso de información proveniente de encuestas es la forma más usual en la que trabajan los Institutos de Estadística en América Latina. Sin embargo, cada país presenta diferencias metodológicas en algunos indicadores que se desprenden de las encuestas, a pesar de que éstos tratan de guardar cierta estandarización para procurar comparabilidad en las cifras a nivel internacional. Por otro lado, los usuarios de las encuestas en el sector público, sector privado y en la academia, a veces pueden dar a estas fuentes de información un tratamiento diferente de aquel para el cual se construyó el indicador.

Parte del tramado metodológico común que mantienen las encuestas en América Latina es que son realizadas mediante *muestreo probabilístico*. Por ejemplo, en Ecuador, la Encuesta Nacional de Empleo y Subempleo (ENEMDU) y la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los hogares urbanos y rurales (ENIGHUR) tienen un diseño de selección de la muestra que es probabilístico bietápico¹. Este tipo de muestreo se alinea con lo que se conoce como muestreo *basado en el diseño*, lo cual genera cierta sutileza estadística al momento del tratamiento que se le da a estas fuentes de información, particularmente en lo que se refiere a inferencia.

Tres de los enfoques más usados para hacer inferencia son i) la teoría de inferencia estadística bajo el supuesto de poblaciones infinitas (teoría que se puede encontrar en cualquier libro de estadística matemática como en Rice (2006) o Bickel y Doksum (2015)), ii) inferencia basada en el diseño (Neyman, 1934) y iii) inferencia *basada en el modelo* (Matérn, 1960). Claramente, encuestas como la ENEMDU o la ENIGHUR se refieren a poblaciones finitas, y es claro que siguiendo los lineamientos de la sección 2.3, es viable usar el tipo de inferencia (i). En general, surge una pregunta de modo natural, ¿Qué tipo de inferencia usar? Desde el punto de vista teórico, se reconoce que los tres paradigmas tienen una base sólida, diferenciándose fundamentalmente en el objetivo propuesto (Schreuder *et al.*, 1993, pág. 205)². Desde un enfoque práctico, sea el objetivo el cálculo de un indicador puntual o los coeficientes de un modelo de regresión, el valor de los parámetros estimados bajo los tres enfoques son los *mismos*, pero se diferencian en el valor de su respectiva varianza, de ahí su importancia en cuanto a inferencia poblacional. Un investigador debe tener muy presente estas diferencias al momento de interpretar sus estimaciones.

Basados en Gregoire (1998), el presente trabajo hace una revisión teórico para delimitar las diferencias entre la inferencia basada en el diseño y la inferencia basada en el modelo. Luego, mediante una aplicación en la Encuesta de Ingresos y Gastos de Hogares Urbanos 2002-2003 (EIGHU) del INEC, se muestra que optar por una u otra perspectiva tiene un impacto considerable al momento de hacer el cálculo de indicadores y en la estimación de modelos de regresión. Específicamente, la aplicación contrasta los resultados del modelo de *Las diferencias salariales entre el sector público y privado en el Ecuador* estimado en Carrillo (2004); tanto de la estimación de las variables del modelo a modo de indicadores, así como

¹Para mayor detalle en cada una de los diseños muestrales refiérase a www.inec.gob.ec

²Ver secciones 2.1, 2.2 y 2.3

de la estimación de los coeficientes producto de la regresión lineal bajo diseños muestrales complejos.

2 Marco Teórico

Quizá una de las disputas más documentadas en la epistemología estadística es la Bayesiana vs Frecuentista. Ésta considera los parámetros del modelo como fijos y desconocidos, mientras aquella plantea que los parámetros son aleatorios (tienen una distribución de probabilidad asociada). Largas discusiones se han presentado en la literatura en cuanto a la lógica *más apropiada* a emplearse, pero actualmente parece haber un consenso: una u otra serán válidas en función del desafío de modelización específico que se aborde (Efron, 2005). En lo referente a la inferencia basada en el diseño o el modelo, parece haber un consenso similar, pero es imperativo que el investigador este consciente de los supuestos vinculados a ambos paradigmas. En términos generales, la diferencia entre la inferencia basada en el diseño (IBDI) y la inferencia basada en el modelo (IBMO), es que la primera considera a la población como fija y la segunda como si la población obedece a un proceso aleatorio. De ahí que resulte una cierta analogía en la querrela filosófica Bayesiana-Frecuentista, IBMO-IBDI. Para un lector familiarizado con la estadística paramétrica y no paramétrica, puede resultar más preciso *alinear* a la IBMO con la primera la IBDI con la segunda.

La tabla 1 muestra los puntos más relevantes del devenir histórico de lo que hoy se conoce como *teoría de muestreo*, mismo que engloba a la IBDI y a la IBMO. El período comprendido entre 1662-1952 se caracteriza por tener a la IBDI como predominante, ya al final de intervalo es donde se empieza a cuestionar fuertemente esta perspectiva. Luego, entre 1952 y 1976 la discusión sobre la pertinencia de la IBDI o la IBMO está puesta sobre la mesa en diferentes congresos internacionales de estadística. Finalmente, con la aparición del libro *Model Assisted Survey Sampling* de C.E. Särndal, desde 1977 se empieza a visualizar una reconciliación entre ambas posturas, definiendo sus alcances y convergencias. Sin embargo, una difusión aplicada de estos acuerdos ha permanecido en esferas académicas y es menester que se llegue a los usuarios más frecuentes: los institutos de estadística.

Tabla 1: Hitos históricos en la teoría de muestreo

Año	Hito
1662	Primera estimación mediante razonamiento estadístico (en el sentido actual) a partir de una muestra (Graunt, 1665) ³ .
1901	Se demuestra empíricamente que, seleccionando muestras estratificadas, se obtienen mejores resultados en las estimaciones de medias y totales (Kiaer, 1901).

³La referencia se encuentra en (Galindo, 2007, pág. 7). Imágenes digitales del documento original se encuentra en (for the History of Science, 2017)

Tabla 1: (continuación)

Año	Hito
1906	Uso de aproximaciones de la distribución normal para la estimación de proporciones y propuesta de fórmula para estimación de varianza en muestreo estratificado (Bowley, 1906).
1924	Se crea una comisión de discusión del método representativo (ISI, 1924).
1926	Propuesta de métodos de selección representativos con probabilidades de inclusión iguales (Bowley, 1926).
1927	Publicación de tablas de números aleatorios (Tippett, 1927).
1927	Se publica el artículo considerado como uno de los pilares del muestreo como se conoce hoy en día. Libera el muestreo de las probabilidades de inclusión iguales. Introdujo en su artículo las ideas de eficiencia, asignación óptima, generalización del teorema de Markov, muestreo por conglomerados y presenta un caso donde el muestreo por conveniencia lleva a resultados equivocados (Neyman, 1934).
1939	Se introduce la técnica ANOVA para estimar la ganancia en eficiencia debida a la estratificación, se propone también la estimación de la varianza para muestras en dos etapas (Cochran, 1939).
1940	Se introduce el estimador de razón y se desarrolla la teoría de la estimación de totales y medias mediante modelos de regresión (Cochran, 1940).
1944	Se introduce la teoría de muestreo sistemático (Madow, 1944).
1952	Se completa el fundamento de la inferencia basada en el diseño. Se proporciona un marco de trabajo para la teoría de muestreo proporcional sin reemplazo (Horvitz, 1952).
1955	Pone en tela de juicio el concepto de eficiencia al que Neyman se refería; se prueba que, bajo la inferencia basada en el diseño de muestreo, no existe un estimador insesgado de varianza mínima (Godambe, 1955).
1960	Ejemplo pionero de inferencia basada en modelos. Trabajo realizado para estimar variabilidad espacial (Matérn, 1960).
1971	Hasta entonces se usaba la inferencia basada en el diseño, pero Richard Royall propone rotundamente abandonar este enfoque (Royall, 1971, pág. 422).
1976	Se define la estimación basada en modelos (Smith, 1976).
1977	Se sugiere que se debe buscar una manera para que los estimadores tengan sentido en ambas doctrinas (Godambe y Thompson, 1977).

Tabla 1: (continuación)

Año	Hito
1984	Se implementan las sugerencias de Godambe de 1977 tratando de calibrar el diseño muestral de modo que <i>funcione</i> en ambas doctrinas (Sarndal, 1984).
1992	Se publica <i>Model Assited Survey Sampling</i> , aquí la inferencia se basa en el diseño pero la estrategia de muestreo se complementa con un modelo para la estimación del parámetro de interés. (Sarndal, 1992).

Elaborada en base a (Gutierrez, 2009, pág. 415) y ampliada por los autores.

Una de las consecuencias inmediatas del no reconocimiento de las diferencias entre ambas doctrinas, es que se puede renunciar al uso de los datos de una encuesta debido a la falta de, por ejemplo, su diseño muestral específico o su factor de expansión. Es decir, contar con éstos elementos (diseño y factor de expansión) nos permite hacer IBDI e IBMO. Pero si no se precisa de esta información, aún se puede usar esa encuesta bajo el sólido fundamento de la IBMO. Además, la confusión entre ambos paradigmas puede resultar en inferencias sin validez alguna (Gregoire, 1998).

Se establece a continuación generalidades notacionales de teoría de muestreo cuando se tiene una población finita. Sea $\mathcal{U} = \{u_1, \dots, u_k, \dots, u_N\}$ una población finita de N elementos con etiquetas $k = 1 \dots, N$. Y es la *variable de estudio* -cualitativa o cuantitativa- y Y_k denota el valor del k -ésimo elemento de la población \mathcal{U} . También se suele contar con un vector de información auxiliar X'_k de dimensión $p \times 1$. Así, el objetivo es la estimación de una función $g(T_y)$, donde los casos más usados son, $T_y = \sum_{k \in \mathcal{U}} Y_k$ para el total, $g(T_y) = T_y/N$ para la media y $g(T_y) = T_y/T_x = R$ para la razón. Sea Ω el conjunto de todas las muestras posibles y sea $p(\cdot)$ una función tal que $p(s)$ devuelve la probabilidad de seleccionar cualquier muestra s de la variable aleatoria S (la función $p(\cdot)$, también conocida como *diseño muestral*, determina la distribución de probabilidad de S). Sea I_k una variable aleatoria de inclusión muestral ($I_k = 1$ si se selecciona el k -ésimo elemento o $I_k = 0$ en caso contrario). La probabilidad de que un elemento k sea incluido en la muestra bajo un diseño $p(\cdot)$ es:

$$\pi_k = Prob(I_k = 1) = \sum_{S \in \Omega} I_k p(s) = \sum_{S \in \Omega_k} p(s) \tag{1}$$

donde $S \in \Omega_k$ denota que la suma es sobre todas las muestras s que contienen un k dado. Finalmente, $\nu = \sum_{k \in \mathcal{U}} I_k$ denota el número de elementos distintos en una muestra de tamaño n^4 .

⁴Para más detalle y ejemplos véase (Sarndal, 1992, págs. 27-48) y (Gregoire, 1998).

2.1 Inferencia basada en el diseño

Bajo este arquetipo, la población es considerada fija y la muestra como una realización de un proceso estocástico. La inferencia se basa en la distribución de las estimaciones generadas por el diseño muestral (conocida como *distribución de referencia* (Fisher, 1956)). Es decir, Y_k no tiene ningún supuesto distribucional y la inferencia de las propiedades estadísticas de los estimadores se basa en la distribución de las estimaciones que resulta de todas las posibles muestras permisibles bajo el diseño muestral.

El estimador del total poblacional $T_y = \sum_{k \in \mathcal{U}} y_k$, también conocido como estimador de Horvitz-Thomson (HT), es uno de los más usados en la literatura:

$$\hat{T}_y = \sum_{k \in S} \frac{y_k}{\pi_k} = \sum_{k \in \mathcal{U}} \frac{y_k I_k}{\pi_k}. \tag{2}$$

Note que y_k es fijo, por tanto lo único aleatorio en \hat{T}_y es el cómo opera I_k para que el elemento k sea incluido en la muestra. Se puede demostrar que \hat{T}_y es un estimador insesgado de T_y y que su varianza es:

$$V \left[\hat{T}_y \right] = \sum_{k \in \mathcal{U}} y_k^2 \left(\frac{1 - \pi_k}{\pi_k} \right) + \sum_{k \neq k' \in \mathcal{U}} y_k y_{k'} \left(\frac{\pi_{kk'} - \pi_k \pi_{k'}}{\pi_k \pi_{k'}} \right) \tag{3}$$

donde $\pi_k = E [I_k] = E [I_k^2] = Prob[I_k = 1]$, y $\pi_{kk'} = Prob[I_k = 1, I_{k'} = 1]$ es la probabilidad de inclusión conjunta de k y k' .

De (3) se aprecia que la varianza de \hat{T}_y es la varianza de las estimaciones de todas las muestras de Ω , esto es, depende de la distribución de referencia. Es decir que, en la IBDI, la varianza de un estimador cualquiera no es estadísticamente dependiente de la distribución de $y_k \in \mathcal{U}$.

En el caso de regresión lineal, suponga que cuenta con información de toda la población \mathcal{U} y los parámetros de interés son los coeficientes B_1, \dots, B_p del modelo de regresión. Entonces, mediante el método de mínimos cuadrados ordinarios,

$$\mathbf{B}_{p \times 1} = (\mathbf{X}_{p \times N} \mathbf{X}'_{p \times N})^{-1} \mathbf{X}_{p \times N} \mathbf{Y}_{N \times 1}. \tag{4}$$

Por ejemplo, si $p = 2$, x_{2k} es el ingreso disponible y y_k son los ahorros del k -ésimo hogar ($k = 1, \dots, N$), en el ajuste $y_k = B_1 + B_2 x_{2k}$ ($x_{1k} = 1$), B_2 representa el ahorro adicional generado por un dólar extra de ingreso disponible en la población. En el caso de tener una muestra s de un diseño muestral -por ejemplo, estratificado- deben tomarse en cuenta los pesos ($w_k = 1/\pi_k$) de cada estrato para evitar el sesgo en la estimación de los coeficientes (para más detalle ver (Cochran, 1977, págs. 189-203)). Es importante mencionar que para la estimación de los coeficientes no se ha hecho ningún supuesto distribucional de $y|x$. \mathbf{B} sólo se considera como una característica que describe un aspecto de la población finita \mathcal{U} que se desea estimar (Sarndal, 1992, pág. 190). Es decir, en la IBDI, el marco en el que se hace

inferencia es *exclusivamente* de la población en sí misma, ya sea que el parámetro de interés sea el total, la media, la razón o los coeficientes de una regresión. En resumen,

- Se prescinde de la idea de que la población ha sido aleatorizada, los y_k se consideran fijos y asociados a un elemento de la población finita \mathcal{U} .
- El diseño $p(\cdot)$ y un estimador específico T generan una distribución de estimaciones llamada distribución de referencia.
- La distribución de referencia induce las propiedades estadísticas de los estimadores.
- La inferencia se hace sobre el *ahora*, sobre el estado actual de la población \mathcal{U} .

2.2 Inferencia basada en el modelo

Así como a una muestra se la puede considerar como una *subpoblación* de \mathcal{U} , también existe el concepto de *superpoblación*. En la IBMO la población es considerada como una realización de un proceso aleatorio, un modelo ξ o *superpoblación*. Es decir, los valores y_1, \dots, y_N son realizaciones de las variables aleatorias Y_1, \dots, Y_N (Gregoire, 1998) donde éstas constituyen la superpoblación.

Sea $\hat{\theta}_s$ un estimador de θ y ξ el modelo asumido. En esta configuración la inferencia puede ser con respecto a un parámetro de la población ($g(T_y)$) o de la superpoblación (θ), tal que

$$E_{\xi}[(\hat{\theta}_s - \theta)^2 | s] \quad (5)$$

sea lo más pequeño posible. Es decir, se busca minimizar el error cuadrático medio dado la muestra s .

Observación 1. Särndall propone un criterio *intermedio* a (5) de la forma $E_{\xi} E_{p(s)}[(\hat{\theta}_s - \theta)^2]$. Este criterio tomaría en cuenta tanto el diseño $p(s)$ como el modelo asumido ξ de modo que la inferencia sea circunscrita exclusivamente a la población finita \mathcal{U} (Sarndal, 1992, pág.516). Sin embargo, (Gregoire, 1998, obs.4) aclara que esta distinción se desvanece, pues uno esperaría que asumiendo un modelo ξ apropiado y el tamaño de la muestra es suficientemente grande, la media y la varianza serían cercanas al de la población o la superpoblación según sea el caso.

Note que en (5) la selección de s es crucial. El diseño muestral no juega ningún papel en la inferencia cuando la distribución de referencia es establecida por el modelo asumido. Sin embargo, si el modelo falla es preferible el criterio de la observación 1.

Ejemplo 1. Considere el modelo de regresión a través del origen⁵

$$Y_k = \beta X_k + \sigma \epsilon_k \sqrt{X_k}, \epsilon_k \sim \mathcal{N}(0, 1), \text{cov}(\epsilon_k, \epsilon'_k) = 0$$

⁵Ejemplo tomado de (Gregoire, 1998)

Usando el método de mínimos cuadrados ordinarios para toda la población ($k = 1, \dots, N$), se tiene

$$\hat{\beta} = T_y/T_x = R$$

Claramente, $\hat{\beta}$ es un estimador insesgado de β :

$$\begin{aligned} E_m [\hat{\beta}] &= \frac{E_m [T_Y]}{T_X} = \frac{1}{T_X} E_m \left[\sum_{k \in \mathcal{U}} Y_k \right] \\ &= \frac{1}{T_X} E_m \left[\sum_{k \in \mathcal{U}} \beta X_k + \sigma \epsilon_k \sqrt{X_k} \right] \\ &= \frac{1}{T_X} \sum_{k \in \mathcal{U}} E_m [\beta X_k + \sigma \epsilon_k \sqrt{X_k}] \\ &= \frac{1}{T_X} \sum_{k \in \mathcal{U}} \left(\beta X_k + E_m [\sigma \epsilon_k \sqrt{X_k}] \right) \\ &= \frac{1}{T_X} \sum_{k \in \mathcal{U}} \left(\beta X_k + \sigma E_m [\epsilon_k] \sqrt{X_k} \right) \\ &= \frac{1}{T_X} \sum_{k \in \mathcal{U}} \beta X_k = \beta \end{aligned}$$

donde E_m es la esperanza del modelo. Dado que $V_m[Y_k|X_k] = \sigma^2 X_k$, entonces

$$V [\hat{\beta}] = \frac{1}{T_X^2} \sum_{k \in \mathcal{U}} \sigma^2 X_k = \frac{\sigma^2}{T_X}$$

Así, $\hat{\beta} \sim \mathcal{N}(\beta, \sigma^2/T_X)$.

Como se aprecia en el ejemplo 1, incluso después de la estimación, β y σ^2 siguen siendo parámetros desconocidos, de ahí la gran diferencia la con el paradigma de la inferencia basada en el diseño. Note también que la estimación de los coeficientes del modelo pudo ser por el método de máxima verosimilitud, lo cual no es factible bajo la visión de la IBDI. En resumen:

- La población se considera como la realización de un proceso estocástico.
- La distribución de probabilidad del modelo induce una distribución de referencia.
- Las propiedades de los estimadores dependen de la muestra y del modelo asumido.
- El diseño muestral es irrelevante para la inferencia, pero un muestreo probabilístico puede ayudar a disminuir errores de especificación del modelo.

2.3 ¿Cuál elegir?

Los libros clásicos de teoría de muestreo y artículos más recientes evitan dar reglas *fijas* para elegir una postura, pero todos tienen secciones de discusión para que el investigador pueda guiarse en su elección (Cochran, 1977; Lumley, 2011; Sarndal, 1992). Sin embargo, siguiendo a (Sarndal, 1992, pág. 515), es posible delimitar lo que el investigador *puede* hacer en función de la información que dispone y el objetivo que busca. En el caso de regresión lineal, y contando con un tamaño muestral grande, la tabla 2 resume las opciones del investigador.

Tabla 2: Tipos de inferencia para regresión lineal bajo diseños complejos

Parámetros de interés	Tipo de inferencia
A. Parámetros de la población finita \mathcal{U}	Inferencia basada en el diseño
B. Parámetros de la población finita \mathcal{U}	Inferencia basada en el modelo
C. Parámetros de la superpoblación ξ	Inferencia de teoría clásica de regresión lineal

Elaborada por autores en base a (Sarndal, 1992, pág. 515).

El primer caso (A) de la tabla 2 se refiere la sección 2.1, el segundo (B) a la observación 1 y el tercero (C) al ejemplo 1. Como se puede apreciar, tanto la observación como el ejemplo se ubican en el marco de la IBMO. Esto se debe a que para n grande, se pueden considerar *análogos*.

En una encuesta de muestreo probabilístico como la ENEMDU o la ENGHUR, el caso *óptimo* es contar con la variable de interés Y_k , el diseño muestral $p(\cdot)$, factor de expansión w_k y variables auxiliares X_k ⁶. Para fines prácticos, los siguientes lineamientos indican cómo puede proceder el investigador si dispone de la información señalada:

Caso 1 (Y_k): Solo podría hacer estadística descriptiva de la subpoblación $k \in s$

Caso 2 (Y_k y w_k): Puede hacer estimación de los parámetros de la población finita \mathcal{U} . Debe tomar en cuenta que el cálculo de la varianza de los estimadores asume que el muestreo probabilístico fue realizado bajo muestreo aleatorio simple, de no ser éste el caso (como de hecho ocurre con la ENEMDU o la ENIGHUR), la inferencia se ve afectada.

Caso 3 (Y_k , w_k y $p(\cdot)$): En este caso se puede hacer estimación e inferencia sobre la población finita \mathcal{U} bajo la lógica de la IBDI.

⁶De hecho, sería mejor aún contar con las variables con las que se construye los factores de expansión, pero este es no es el caso para el público en general.

Caso 4 ($Y_k, w_k, p(\cdot)$ y X_k): En este caso puede optar por cualquiera de las opciones de la tabla 2, esto es, IBDI o IBMO.

2.4 Discusión

Se han descrito los métodos de inferencia más utilizados en la literatura tradicional. Además se ha proporcionado una guía de elección entre IBDI e IBMO en función del instrumento disponible, de forma general y también acotado para el caso ecuatoriano. Pero ambas filosofías se presentan en muchas más aplicaciones. Actualmente, áreas de vanguardia en investigación estadística han adoptado la misma distinción en sus respectivas disciplinas y, por lo tanto, es imperativo que el investigador tenga presente la distinción original. Por ejemplo, en el campo de la estimación de áreas pequeñas (*SAE* por sus siglas en inglés), trabajos como Longford (2010) prefieren el uso de la inferencia basada en el diseño. Ahí se propone una combinación lineal convexa, aprovechando la similaridad espacial de los dominios, de modo que se utiliza información auxiliar (de censos o registros administrativos) y encuestas de muestreo probabilístico simultáneamente. Otros aportes como Rao y Molina (2015) presentan un repaso general del enfoque IBDI para *SAE* en los primeros capítulos de su libro. Pero principalmente su trabajo está basado en el enfoque IBMO, pasando por modelos lineales generalizados y modelos jerárquicos bayesianos. La estadística espacial también hereda la distinción IBDI e IBMO. Por ejemplo, de Gruijter J. *et al.* (2006) señala que la idoneidad de los dos enfoques se puede expresar en función de la resolución espacial en la que se trabaja. Si se trabaja con datos de áreas geográficas, se plantea a la IBDI como una mejor elección que la IBMO. Pero si se requiere mayor resolución, como la longitud y latitud de las estaciones en una red de monitoreo, el enfoque IBMO es más apropiado.

Por otro lado, en la misma dirección que la observación 1, a partir de la aparición de *Model Assisted Survey Sampling* en 1992, se han generado varios aportes a la literatura en cuanto a la posibilidad de generar modelos *híbridos* que combinen ambos paradigmas. En el mismo espíritu que Gregoire (1998), pero con una recopilación bibliográfica más actualizada en lo respecta a modelos híbridos, Sterba (2009) hace un barrido de las posibles opciones. Un modelo se considera *híbrido* debido a que utiliza información del diseño muestral. Por ejemplo, el factor de expansión puede utilizarse como los pesos en la estimación de los parámetros del modelo de regresión lineal mediante el método de los mínimos cuadrados generalizados. Otra forma de obtener un modelo híbrido es la incorporación del diseño en la estimación de la varianza del estimador ($Var(\hat{\beta})$). Un efecto similar se obtiene en la sección 4.2 del presente trabajo, debido a que se corrigen los errores por el método de White. Dos de las ventajas más importantes de los modelos híbridos recogidas en Sterba (2009), son: i) posibilidad de inferencia y análisis causal en poblaciones finitas e infinitas y, ii) tienen la posibilidad de tomar en cuenta el error de medición. El segundo punto excluye enfáticamente al marco IBDI, pero en el primero se debe tener ciertas precauciones. Por ejemplo, dado que es un modelo híbrido, si se desea hacer un análisis causal, obviamente este modelo *hereda* el

problema de la especificación del enfoque IBMO. Además, para beneficiarse de las ventajas de un modelo híbrido, es necesaria una muestra grande. Al no ser este el caso, como se ejemplifica en la secciones 4.2 y 4.2, el investigador debe tener más precauciones al elegir el enfoque a usarse.

3 Metodología

Con el objeto de exponer las diferencias entre los paradigmas de la IBDI y la IBMO, se usa el modelo de *Las diferencias salariales entre el sector público y privado en el Ecuador* estimado en (Carrillo, 2004). En primer lugar, cada una de las variables que participan del modelo -tanto la dependiente como las independientes- son consideradas como variables objetivo. Es decir, se compara la estimación de las variables como si fuesen indicadores deseados por el investigador, específicamente, los casos 1, 2 y 3 de la sección anterior. La comparación de los resultados se hace en función del coeficiente de variación de las estimaciones.

Luego, en el caso del modelo de regresión, se estima los coeficientes de regresión según la lógica IBDI e IBMO. Para la IBDI se usa el caso A y para el IBMO se usa el caso C de la tabla 2. De hecho, el ajuste usado en (Carrillo, 2004) corresponde a C. Finalmente, la comparación de modelos se hará a través del p-valor de cada coeficiente en los diferentes escenarios, a través de su nivel de significancia.

3.1 Los datos

La fuente de los datos utilizados es la Encuesta de Ingresos y Gastos de Hogares Urbanos 2002-2003 (EIGHU) del INEC. La muestra tiene aproximadamente 11 mil hogares. De aquí se hace una selección de 2812 asalariados incluyendo variables de ingresos, género, edad, escolaridad, etnia, estado civil y si la persona trabaja o no en el sector público. De este conjunto de 2812 asalariados se presentan estadísticas descriptivas en la tabla 3 y también se realiza un modelo de regresión lineal para subconjuntos de la misma, 4 estimaciones en total. El subconjunto $n_1 = 2812$ es obtenido bajo los criterios a) ser asalariado del sector formal, b) trabajar por lo menos 30 horas a la semana, c) no pertenecer a una organización cuya actividad esté vinculada con la Agricultura, Extracción de Petróleo, Manufactura, y Generación Eléctrica, y d) individuos cuya actividad, según el código CIIU3, se incluya en las categorías: J Intermediación financiera, K Actividades Inmobiliarias, L Administración pública y defensa, y planes de seguridad social, M Enseñanza, N Servicios sociales y de salud y, O Otras actividades comunitarias. Luego, $n_2 = 304$ cumple con los criterios a)-c) y, e) Enseñanza secundaria (códigos: 8020-8022), $n_3 = 286$ se obtiene como un subconjunto de n_2 al considerar los criterios a)-c) y, f) Enseñanza primaria (códigos: 8000-8010). Finalmente, $n_4 = 256$ cumple con los criterios a)-c), y g) Trabajadores hospitalarios (código: 8511).

Tabla 3: Estadística descriptiva de la muestra $n_1 = 2812$.

VARIABLES	Promedio	Desviación Estándar	Mínimo	Máximo
Ingreso mensual	370.76	317.26	100.8	4603.0
Horas de trabajo semanales	47.77	13.20	31.0	110.0
Salario horario	2.06	1.81	0.3	22.2
Mujer	0.41	0.49	0.0	1.0
Edad	38.64	11.99	16.0	85.0
Años de educación	13.20	4.12	0.0	21.0
Postgrado	0.03	0.18	0.0	1.0
Blanco	0.09	0.29	0.0	1.0
Indígena, negro o mulato	0.03	0.18	0.0	1.0
Casado	0.51	0.50	0.0	1.0
Sector público	0.51	0.50	0.0	1.0
Número de observaciones				2812

Elaborada por: autores

Fuente: EIGHU (2002-2003).

3.2 El modelo

El modelo para establecer los determinantes del salario, como se presenta en (Carrillo, 2004), es una ecuación semi-logarítmica:

$$\ln(w_i) = X_i\beta + \delta P_i + \epsilon_i \tag{6}$$

donde, w_i es el salario por hora, X_i son variables explicativas que determinan el nivel del salario, β es un vector de parámetros, P_i es una variable dicotómica igual a uno si el individuo trabaja en el sector público, δ es un coeficiente escalar, y ϵ_i es una variable aleatoria que incluye todos los otros factores que forman parte del salario y que no son explicados por X_i . δ refleja el diferencial salarial (en términos porcentuales) entre los sectores público y privado.

Es preciso mencionar que, de forma implícita, (6) es concebido bajo el paradigma IBMO debido a que considera que ϵ_i es una *variable aleatoria*. En la perspectiva de la IBDI, ϵ_i no es considerada como una variable aleatoria sino como un error de estimación de la ecuación. En la siguiente sección se explican más diferencias.

4 Resultados de la estimación

Las estimaciones puntuales suelen ser el principal objetivo de este tipo de encuestas, estos resultados se presentan en la sección 4.1. Asimismo, en la sección 4.2, se muestra los resultados de la estimación del modelo de regresión. En ambos casos se aprecia las diferencias de

considerar (o no) el diseño muestral de la encuesta.

4.1 Estimadores Puntuales

En la tabla 3 se tiene la estadística descriptiva de la muestra. Ahora se considera el ejercicio de estimación puntual de cada uno de los promedios de esas variables como si fuesen el objetivo *per se*. La tabla 4 muestra los coeficientes de variación asociados a las estimaciones, en negrita se resalta los valores máximos por fila y en cursiva los máximos por columna del coeficiente de variación asociado a la estimación de cada parámetro. Note que *Muestra*, *Factor* y *Diseño* se relacionan directamente con los casos 1, 2 y 3 de la sección 2.3, se realiza la estimación puntual de los indicadores teniendo presente los supuestos de cada caso.

Tabla 4: Coeficiente de variación de la estimación del promedio.

VARIABLES	Tipo	$n_1 = 2812$	$n_2 = 304$	$n_3 = 286$	$n_4 = 256$
Ingreso mensual	Muestra	1.614	2.522	2.352	3.155
	Factor	1.631	2.536	2.397	3.152
	Diseño	<i>2.134</i>	<i>2.698</i>	<i>2.781</i>	3.255
Horas de trabajo semanales	Muestra	0.521	1.149	0.682	1.447
	Factor	0.523	1.196	0.711	1.448
	Diseño	<i>0.608</i>	1.533	<i>0.779</i>	<i>1.511</i>
Salario horario	Muestra	1.656	2.657	2.408	3.401
	Factor	1.674	2.652	2.464	3.387
	Diseño	<i>2.223</i>	<i>2.662</i>	<i>2.834</i>	3.476
Mujer	Muestra	2.269	5.379	3.917	<i>4.651</i>
	Factor	2.271	5.310	<i>3.937</i>	4.609
	Diseño	<i>2.366</i>	5.017	3.752	4.555
Edad	Muestra	0.585	1.521	1.570	1.713
	Factor	0.586	1.547	1.545	1.725
	Diseño	<i>0.624</i>	<i>1.654</i>	<i>1.626</i>	1.849
Años de educación	Muestra	0.588	1.179	1.158	2.079
	Factor	0.584	1.173	1.132	2.032
	Diseño	0.794	1.296	1.201	2.229
Postgrado	Muestra	10.373	31.150	32.862	27.075
	Factor	10.174	30.160	30.854	26.992
	Diseño	<i>11.923</i>	38.681	32.054	<i>30.077</i>
Blanco	Muestra	5.947	16.749	23.563	24.254

Tabla 4: (Continuación)

Variables	Tipo	$n_1 = 2812$	$n_2 = 304$	$n_3 = 286$	$n_4 = 256$
	Factor	5.949	16.612	24.026	23.124
	Diseño	<i>7.543</i>	<i>17.744</i>	25.299	<i>24.281</i>
Indígena, negro o mulato	Muestra	9.926	37.420	25.178	40.422
	Factor	9.827	36.549	24.547	42.042
	Diseño	<i>11.895</i>	43.351	<i>27.839</i>	41.984
Casado	Muestra	1.842	4.999	5.369	5.975
	Factor	1.845	<i>5.078</i>	5.458	6.006
	Diseño	<i>2.133</i>	5.074	<i>6.005</i>	6.353
Sector público	Muestra	1.836	4.450	3.852	4.415
	Factor	1.844	4.503	<i>3.825</i>	4.442
	Diseño	<i>2.136</i>	4.963	3.807	<i>4.493</i>

Elaborada por: autores
Fuente: EIGHU (2002-2003).

Consecuentemente con la teoría, se puede apreciar que -en general- el coeficiente de variación aumenta a medida que el tamaño de la muestra disminuye y que sus valores más altos se reflejan en las variables *Postrado*, *Blanco* e *Indígena, negro o mulato* debido a que su estimador es cercano a cero. En casi todos los casos se tiene que el coeficiente de variación es mayor para *Diseño*. Sin embargo, bajo esta configuración, ésta estimación es mejor que los casos de *Muestra* y *Factor* dado que éstas suponen que las variables tienen una distribución normal (claramente, variables como el ingreso no se corresponde con este tipo de distribución). Esto se refuerza en el hecho de que la diferencia del coeficiente de variación entre *Diseño* y las demás es menor cuando la muestra es más pequeña. Es decir, mientras menor sea el número de individuos en la muestra existe mayor heterogeneidad en la estimación, aún asumiendo una distribución normal.

La estimación de los indicadores es la misma para los casos de *Factor* y *Diseño* pero su error estándar es diferente. En consecuencia, su coeficiente de variación y su intervalo de confianza también serán diferentes (ver anexo A). Esto claramente puede ocasionar el uso inadecuado de una estimación al suponer indebidamente que la variable sigue una distribución normal. En particular, al tomar el cociente de los coeficientes de variación de la tabla 4 $CV_{n=256}/CV_{n=2812}$, en casi todos los casos ,excepto en *años de educación*, *Diseño* es menor que *Muestra* o *Factor*. Esto evidencia que a medida de que la muestra es más pequeña, el supuesto distribucional se hace más sensible en relación a *Diseño*. Por lo expuesto, a menos que el investigador esté seguro que la variable en cuestión sigue una distribución normal, el camino más seguro a tomar será la estimación puntual bajo la lógica IBDI.

4.2 Estimación del Modelo

Esta sección analiza el modelo de *Las diferencias salariales entre el sector público y privado en el Ecuador* (Carrillo, 2004) con el objeto de enfatizar las diferencias en el uso de la lógica IBDI e IBMO. La validez del modelo desde la teoría económica no es discutido, se lo toma como referencia en el sentido netamente estadístico.

La tabla 5 muestra la estimación del modelo (6) desde la configuración IBDI e IBMO⁷. En cuanto a la IBMO, note que los errores estándar fueron corregidos por el método de White. Esto es una práctica común ya que toma en cuenta la heterocedasticidad. De hecho, como se señala en (Huber, 1967) y en (Lumley, 2011), cuando los errores estándar de los coeficientes de una regresión lineal son estimados por métodos robustos, sus valores son casi los mismos tanto en la lógica IBDI como en la IBMO. La diferencia radica en la forma en que se maneja la estratificación para el cálculo de los errores estándar, en la IBMO dependerá de los errores y en la IBDI del diseño muestral. Esto se verifica en los resultados obtenidos en la tabla 5.

No obstante, note que se han marcado con negrita los coeficientes de *blanco*, *casado* y *postgrado* en los ajustes 1, 2 y 4 respectivamente. Esto responde a que el uso e interpretación de estos coeficientes estará sujeto al nivel de significancia que esté dispuesto a aceptar el investigador. En el primero se aprecia que puede ser usado a un nivel de significancia del 1% bajo la lógica IBMO pero no bajo la lógica IBDI. En *casado* sucede lo contrario, y en el último, *postgrado*, sólo puede ser usado si el investigador acepta un nivel de significancia del 10% en IBMO y del 5% en IBDI.

Otro aspecto que sobresale en la estimación, es el hecho de que los valores de los coeficientes difieren ligeramente. Apreciar esta diferencia como *relevante* dependerá de la aplicación específica que realice el investigador. Pero, en general, se aprecia que a medida que la muestra disminuye, las diferencias se acentúan levemente. Esto se debe a que todos los modelos estimados en la tabla 5 pueden ser considerados como de *n grande*. Por ejemplo, (Cochran, 1977, págs. 195-198) realiza un ejercicio donde la estimación de la media a través de la técnica de regresión lineal bajo la lógica IBDI es superior a la media puntual con $n = 256$.

En cuanto a la interpretación, tomamos el coeficiente que refleja las diferencias salariales δ , que es el coeficiente de la variable *Sector público*: *se evidencia que los salarios del sector público son en promedio 17,4% más altos que los del sector privado*. La anterior interpretación se refiere al enfoque IBMO. En la IBDI sería el mismo texto pero con el valor de 17,7%.

Ahora, si el texto es el mismo, ¿en qué radica la diferencia? En el caso de la IBMO, el investigador hace referencia al *fenómeno social*, descubre o establece algo análogo a lo que sería una *ley* en las ciencias naturales. De hecho, se puede apreciar que el modelo es muy parecido -pero diferente- a la configuración de un modelo de Mincer (Mincer, 1974). En

⁷Con la salvedad de que en la lógica IBMO no se considera el error como una variable aleatoria, tal como se ha explicado en el marco teórico. Es decir, la aleatoriedad se da en la selección de la muestra.

el caso del modelo para determinar el modelo de *Las diferencias salariales entre el sector público y privado en el Ecuador*, adecuadamente el investigador menciona de forma explícita que trata de capturar el diferencial salarial apoyado en literatura de economía laboral, específicamente en (Bender, 1998; Disney y Gosling, 1998; Rees y Shah, 1995). Así se confirma la intencionalidad de capturar el fenómeno social mencionado anteriormente.

Tabla 5: Determinantes del salario en el Ecuador, regresión bajo lógicas IBMO e IBDI. Variable dependiente: logaritmo del salario por hora.

Variables	(1) Total muestra		(2) Educación secundaria		(3) Educación primaria		(4) Trabajadores hospitalarios	
	IBMO	IBDI	IBMO	IBDI	IBMO	IBDI	IBMO	IBDI
Constante	0.241*** (0.084)	0.233*** (0.090)	0.712*** (0.259)	0.712*** (0.247)	0.401* (0.210)	0.399* (0.224)	-0.071 (0.264)	-0.085 (-0.085)
Mujer	-0.082*** (0.020)	-0.085*** (0.020)	-0.003 (0.042)	0.004 (0.039)	-0.084** (0.037)	-0.09** (0.035)	-0.077 (0.053)	-0.075 (-0.075)
Edad	0.021*** (0.004)	0.021*** (0.004)	0.004 (0.013)	0.001 (0.013)	0.021** (0.010)	0.021** (0.010)	0.044*** (0.011)	0.045*** (0.045)
Edad^2	-1.E-04** (5.E-05)	-1.E-04** (5.E-05)	1.E-04 (1.E-04)	1.E-04 (1.E-04)	-4.E-05 (1.E-04)	-4.E-05 (1.E-04)	-4.E-04*** (1.E-04)	-4.E-04*** (1.E-04)
Años de Educación	0.068*** (0.003)	0.068*** (0.003)	0.050*** (0.009)	0.052*** (0.009)	0.042*** (0.006)	0.043*** (0.007)	0.05*** (0.008)	0.049*** (0.049)
Postgrado	0.294*** (0.065)	0.307*** (0.076)	-0.006 (0.080)	-0.01 (0.087)	0.108 (0.117)	0.094 (0.117)	0.216* (0.110)	0.236** (0.236)
Blanco	0.119*** (0.040)	0.114** (0.050)	0 (0.075)	-0.011 (0.068)	0.116 (0.084)	0.092 (0.096)	0.041 (0.105)	0.052 (0.052)
Indígena, negro o mulato	-0.109** (0.049)	-0.111** (0.050)	-0.178 (0.141)	-0.233 (0.180)	-0.111 (0.095)	-0.124 (0.092)	0.042 (0.130)	0.02 (0.020)
Casado	0.130*** (0.020)	0.134*** (0.022)	0.108** (0.045)	0.115*** (0.043)	0.011 (0.041)	-0.005 (0.045)	0.084* (0.048)	0.084* (0.084)
Sector público	0.174*** (0.022)	0.177*** (0.025)	-0.036 (0.057)	-0.018 (0.055)	0.099 (0.060)	0.095 (0.066)	0.225*** (0.057)	0.212*** (0.212)
R2	0.373	0.375	0.325	0.351	0.402	0.396	0.410	0.409
Número de observaciones		2812		304		286		256

Errores estándar en paréntesis, IBMO corregidos por el método de White.

*: significativo al 10 %, **: significativo al 5 %, ***: significativo al 1 %

Fuente: EIGHU (2002-2003)

Finalmente, en la IBDI la interpretación cambia. Al interpretar 17,7% del ajuste IBDI, el investigador debe tener claro que lo que está haciendo es una estimación *estática*. Se trata

de una *fotografía* de la situación particular del Ecuador para el año en el que se realiza la encuesta. En este caso, se refiere a que en la EIGHU 2002-2003 (y sólo en este período), los salarios del sector público son, en promedio, 17,7 % más altos que los del sector privado. Es más, cada coeficiente será interpretado de la misma manera: de forma aislada y en referencia exclusiva al período de la encuesta. En consecuencia, las variables explicativas del modelo se toman como información auxiliar para mejorar el ajuste, pero no como determinantes de la diferencia salarial como tal.

5 Conclusiones

Una revisión bibliográfica detallada permitió establecer lineamientos en cuanto al uso que se les puede dar a las encuestas de muestreo probabilístico. La operativización de estas ideas permitirá al investigador tener más claros los supuestos teóricos y prácticos que acompañan a cada uno de los casos discutidos en el cuerpo de este artículo. En particular, las pautas aquí presentadas permiten hacer uso de encuestas aún cuando falte información -por ejemplo- del factor de expansión o del diseño muestral.

Para discernir en el uso de los enfoques IBDI o IBMO, el investigador ahora está en capacidad de responder adecuadamente a aquello que considera *aleatorio*. En la lógica IBDI se genera aleatoriedad en función del diseño muestral, que a su vez genera una distribución de referencia. Mientras que en la IBMO, lo aleatorio responde al modelo ξ asumido.

Otra diferencia clara es que en la IBDI no se hace ningún supuesto distribucional y en la IBMO sí. Es decir que incluso después de la estimación, los parámetros de la superpoblación permanecen desconocidos en la IBMO. Pero en la IBDI, cuando se tiene un censo, no existe aleatoriedad. Esto implica que una vez calculado el estimador, el parámetro poblacional es conocido.

Se ha evidenciado las diferencias en cuanto a la estimación puntual. El coeficiente de variación bajo la lógica IBDI es mayor que en la IBMO. Sin embargo, al prescindir de un supuesto distribucional, en este caso es más confiable la IBDI que la IBMO a menos que el investigador esté seguro del supuesto distribucional.

La significancia de los coeficientes de regresión lineal bajo diseños muestrales complejos también ha sido explorada. Se ha mostrado que ésta puede variar en algunos casos y se agudizan las diferencias a medida que se trabaja con tamaños muestrales más pequeños. Por otro lado, a pesar de las coincidencias en las estimaciones cuando se usan ajustes robustos en la regresión, siguen existiendo diferencias en la interpretación de los resultados bajo los paradigmas IBDI e IBMO.

Referencias

- Bender, K. A. (1998). The central government-private sector wage differential. *Journal of Economic Surveys*, 12(2):177–220.
- Bickel, P. J. y Doksum, K. A. (2015). *Mathematical statistics: basic ideas and selected topics*, volumen 2. CRC Press.
- Bowley, A. (1926). Measurement of the precision attained in sampling.(annex a to the report by jensen.) bulletin of the international statistical institute, 22. *Supplement to*, 54(1):1–62.
- Bowley, A. L. (1906). Address to the economic science and statistics section of the british association for the advancement of sciences. *Journal of the Statistical Royal Society*, 69(3):540–558.
- Carrillo, P. (2004). Las diferencias salariales entre el sector público y privado en el ecuador. *Cuestiones Económicas*, 20(2:3):165–174.
- Cochran, W. (1939). The use of analysis of variance in enumeration by sampling. *Journal of the American Statistical Association*, 34(34):492–510.
- Cochran, W. (1940). The estimation of the yields of cereal experiments by sampling for the ratio of grain of total produce. *Journal of Agricultural Science*, 30(30):262–275.
- Cochran, W. G. (1977). *Sampling Techniques*. John Wiley & Sons.
- de Gruijter J., D.J., B., M.F.P., B., y Knotters, M. (2006). *Sampling for Natural Resource Monitoring*. Springer, New York.
- Disney, R. y Gosling, A. (1998). Does it pay to work in the public sector? *Fiscal Studies*, 19(4):347–374.
- Efron, B. (2005). Bayesians, frequentists, and scientists. *Journal of the American Statistical Association*, 100(469):1–5.
- Fisher, R. A. (1956). *Statistical methods and scientific inference*. Hafner Publishing Co.
- for the History of Science, M. P. I. (2017). Echo cultural heritage online. <http://echo.mpiwg-berlin.mpg.de>. Accessed: 8 de enero 2017.
- Galindo, E. (2007). *Estadística elemental moderna, conceptos básicos y aplicaciones*. Prociencia Editores.
- Godambe, V. y Thompson, M. (1977). Robust near optimal estimation in survey practice. *IS Bulletin*, 47:129–146.

- Godambe, V. P. (1955). A unified theory of sampling for the finite populations. *Journal of the Royal Statistical Society*, 17(B17):73–96.
- Graunt, J. (1665). *Natural and Political Observations Made upon the Bills of Mortality*. The Royal Society, 3 edici
- Gregoire, T. G. (1998). Design-based and model-based inference in survey sampling: appreciating the difference. *Canadian Journal of Forest Research*, 28(10):1429–1447.
- Gutierrez, H. A. (2009). *Estrategias de Muestreo. Diseño de encuestas y estimacion de parametros*. Universidad Santo Tomas, Bogota.
- Horvitz, D. . T. (1952). A generalization of sampling without replacement from a finite universe. *Journal of the American statistical Association*, 47(47):663–685.
- Huber, P. J. (1967). The behavior of maximum likelihood estimates under nonstandard conditions. 1(1):221–233.
- ISI (1924). Instituto internacional de estadística.
- Kiaer, A. N. (1901). Sur les methodes representatives ou typologiques.
- Longford, N. T. (2010). Small area estimation with spatial similarity. *Computational Statistics & Data Analysis*, 54(4):1151–1166.
- Lumley, T. (2011). *Complex surveys: a guide to analysis using R*, volumen 565. John Wiley & Sons.
- Madow, W. G. . M. (1944). On the theory of systematic sampling. *Annals of Mathematical Statistics*, 15(15):1–24.
- Matérn, B. (1960). Spatial variation. *Medd. Statens Skogsforskningsintitu*, 49(5):100–35.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. National Bureau of Economic Research.
- Neyman, J. (1934). On the two different aspects of the representative method: the method of stratified sampling and the method of purposive selection. *Journal of the Royal Statistical Society*, 97(4):558–625.
- Rao, J. N. y Molina, I. (2015). *Small area estimation*. John Wiley & Sons.
- Rees, H. y Shah, A. (1995). Public-private sector wage differential in the uk. *The Manchester School*, 63(1):52–68.
- Rice, J. (2006). *Mathematical statistics and data analysis*. Nelson Education.

- Royall, R. M. (1971). Linear regression models in finite populations sampling theory. *Foundations of statistical inference*, pp. 259–279.
- Sarndal, C. Swensson, B. . W. J. (1992). *Model Assisted Survey Sampling*. Springer.
- Sarndal, C. E. . W. (1984). Cosmetic form of estimators in survey sampling. *Scandinavian Journal of Statistics*, 11(11):164–156.
- Schreuder, H. T., Wood, G. B., y Gregoire, T. G. (1993). *Sampling methods for multiresource forest inventory*. John Wiley & Sons.
- Smith, T. M. F. (1976). The foundations of survey sampling: a review (with discussion). *Journal of the Royal Statistical Society*, 139(2):183–204.
- Sterba, S. K. (2009). Alternative model-based and design-based frameworks for inference from samples to populations: From polarization to integration. *Multivariate behavioral research*, 44(6):711–740.
- Tippett, L. (1927). Random number tables. *Tracts for Computers*, (15).

ANEXO

A Anexo 1

Tabla 6: Estimaciones puntuales de las variables analizadas en las secciones 4.1 y 4.2. E. Sdt: Error estándar.

Variabes	Tipo	Media	E. Sdt						
Ingreso mensual	Muestra	370.756	5.983	294.531	7.427	279.555	6.575	328.263	10.357
	Factor	375.945	6.132	295.219	7.486	282.039	6.761	326.562	10.293
	Diseño	375.945	8.021	295.219	7.966	282.039	7.844	326.562	10.629
Horas de trabajo semanales	Muestra	47.772	0.249	41.974	0.482	40.402	0.276	44.348	0.642
	Factor	47.837	0.250	42.116	0.504	40.537	0.288	44.306	0.642
	Diseño	47.837	0.291	42.116	0.646	40.537	0.316	44.306	0.670
Salario horario	Muestra	2.059	0.034	1.797	0.048	1.748	0.042	1.926	0.065
	Factor	2.086	0.035	1.795	0.048	1.760	0.043	1.916	0.065
	Diseño	2.086	0.046	1.795	0.048	1.760	0.050	1.916	0.067
Mujer	Muestra	0.409	0.009	0.533	0.029	0.696	0.027	0.645	0.030
	Factor	0.408	0.009	0.539	0.029	0.694	0.027	0.649	0.030
	Diseño	0.408	0.010	0.539	0.027	0.694	0.026	0.649	0.030
Edad	Muestra	38.639	0.226	41.964	0.638	43.434	0.682	42.113	0.721
	Factor	38.736	0.227	41.989	0.650	43.390	0.670	42.155	0.727
	Diseño	38.736	0.242	41.989	0.695	43.390	0.705	42.155	0.780
Años de educación	Muestra	13.196	0.078	15.418	0.182	14.923	0.173	13.270	0.276
	Factor	13.261	0.077	15.475	0.182	15.038	0.170	13.349	0.271
	Diseño	13.261	0.105	15.475	0.201	15.038	0.181	13.349	0.297
Postgrado	Muestra	0.032	0.003	0.033	0.010	0.031	0.010	0.051	0.014

Tabla 6: (Continuación)

VARIABLES	Tipo	Media	E. Sdt						
Blanco	Factor	0.033	0.003	0.035	0.011	0.036	0.011	0.051	0.014
	Diseño	0.033	0.004	0.035	0.014	0.036	0.011	0.051	0.015
	Muestra	0.091	0.005	0.105	0.018	0.059	0.014	0.063	0.015
Indígena, negro o mulato	Factor	0.091	0.005	0.107	0.018	0.057	0.014	0.068	0.016
	Diseño	0.091	0.007	0.107	0.019	0.057	0.014	0.068	0.017
	Muestra	0.035	0.003	0.023	0.009	0.052	0.013	0.023	0.009
Casado	Factor	0.036	0.003	0.024	0.009	0.055	0.014	0.022	0.009
	Diseño	0.036	0.004	0.024	0.010	0.055	0.015	0.022	0.009
	Muestra	0.512	0.009	0.569	0.028	0.549	0.029	0.523	0.031
Sector público	Factor	0.511	0.009	0.561	0.029	0.541	0.030	0.521	0.031
	Diseño	0.511	0.011	0.561	0.028	0.541	0.032	0.521	0.033
	Muestra	0.514	0.009	0.625	0.028	0.703	0.027	0.668	0.029
Número de observaciones	Factor	0.511	0.009	0.619	0.028	0.706	0.027	0.665	0.030
	Diseño	0.511	0.011	0.619	0.031	0.706	0.027	0.665	0.030
			2812			304			286
									256

Elaborada por: autores
Fuente: EIGHU (2002-2003)

Analítica

Acerca de la teoría fiscal
del nivel de precios

Diego Hernán Oñate Goyes;
Pedro Romero Alemán



www.ecuadorencifras.gob.ec



Acerca de la teoría fiscal del nivel de precios

Diego Hernán Oñate Goyes; y Pedro Romero Alemán*

Escuela de Economía, Colegio de Administración y Economía, Universidad San Francisco de Quito, Quito, Ecuador

*promero@usfq.edu.ec

Resumen

La finalidad de este trabajo es el estudio de la teoría fiscal del nivel de precios, o FTPL por sus siglas en inglés. Esta teoría establece que los precios son determinados por el ratio existente entre la deuda nominal y el valor presente de los excedentes primarios reales, siendo este un tema relativamente moderno en macroeconomía. En este artículo, se estudian los sistemas planteados por Cochrane (2001) y Sims (1997), los cuales incluyen la variable deuda en el largo plazo y una política de compromiso a superávits fiscales en uniones monetarias. Mediante la resolución matemática de los modelos, se analiza a profundidad sus implicaciones y supuestos.

Palabras clave: teoría fiscal, política monetaria, modelo macroeconómico, sistema monetario

Abstract

The purpose of this work is the study of the fiscal theory of the price level (FTPL). A relatively new subject in macroeconomics, this theory states that prices are determined by the ratio between nominal debt and the present value of real primary surpluses. In this article, the systems proposed by Cochrane (2001) and Sims (1997) are studied, which include as variables long-term debt and a policy of commitment to fiscal surpluses in monetary unions. Through the mathematical resolution of the models, their assumptions and implications are analyzed in depth.

Keywords: fiscal theory, monetary policy, macroeconomic model, monetary system.

Clasificador JEL:: CO2, C67, E31, E42, E43, E44, E52, E58, H30

1 Introducción

Durante la década de 1990 se ha producido una considerable cantidad de literatura teórica que trata sobre el impacto de la política fiscal en la inflación. La teoría fiscal del nivel de precios (Fiscal Theory of the Price Level), desarrollada por Leeper (1991), Sims (1994) y Woodford (1994, 1995, 1996), es un claro ejemplo de ello. Esta teoría indica que la política fiscal juega un rol tan importante como la política monetaria, en la determinación del nivel de precios. El objetivo principal de la teoría fiscal del nivel de precios (FTPL, por sus siglas en inglés) se centra en la idea de que los precios se determinan a través de la restricción presupuestaria intertemporal del gobierno. Es decir, el nivel de precios se ajusta con el fin de asegurar que el valor nominal de la deuda pública, dividido por el nivel de precios, sea igual al valor real actual de los futuros excedentes presupuestarios. Esta ecuación se expresa de la siguiente manera:

$$\frac{B}{P} = \text{valor presente de los excedentes} \quad (1)$$

Donde B es la deuda nominal por pagar del gobierno, y P representa el nivel de precios.

La perspectiva convencional afirma que esta ecuación es una restricción sobre la política fiscal y el gasto del gobierno; esto significa que el modelo debe funcionar de modo que el lado derecho de la ecuación sea igual al izquierdo, sin importar cuál sea el valor de P. Por el otro lado, los expertos de la FTPL argumentan que ante una perturbación en esta ecuación, el mecanismo de equilibrio del mercado va a equilibrar el nivel de precios, P, para restablecer así la igualdad. Este supuesto indica que la política gubernamental no está calibrada para satisfacer ecuación presupuestaria intertemporal del gobierno para todos los precios.

Si bien la teoría tradicional refiere a la cantidad de dinero como el único factor determinante en el nivel de precios, la FTPL explica que si la política fiscal es libre de fijar excedentes primarios independientemente de la deuda del gobierno, las perturbaciones fiscales también pueden tener un impacto en el nivel de precios. Además, a diferencia de la conjetura tradicional, donde se asume que las autoridades fiscales ajustan los excedentes primarios para garantizar la solvencia del gobierno ante cualquier nivel de precios, la FTPL considera la posibilidad de que la política fiscal es capaz de establecer un superávit de forma independiente de la deuda pública acumulada. Como resultado, el nivel de precios se ajustará para que la restricción presupuestaria intertemporal del gobierno se mantenga en cualquier punto del tiempo.

Basándonos en los conceptos estipulados, tenemos que el nivel de precios está determinado por la relación entre pasivos nominales del gobierno y el valor actual real de futuros activos públicos (excedentes presupuestarios). Este es un tema importante, debido a que los bancos centrales toman una posición menos entusiasta en el uso de reglas monetarias para sus decisiones de política monetaria. La aplicación de dichas normas suele ser considerado como un intento de captar la relación histórica visible entre dinero y precios.

Dependiendo de las decisiones que tomen las autoridades fiscales y monetarias, se pueden dar dos tipos de comportamiento fiscal. Woodford (1995) decidió llamarlos como política “Ricardiana” y “No Ricardiana”. Si bien la política Ricardiana describe el caso en el que los excedentes primarios no se pueden ajustar de forma independiente de la deuda pública, No Ricardiano se refiere a lo contrario. En ambos argumentos, la restricción presupuestaria intertemporal se mantiene en equilibrio y la diferencia crucial entre estos dos escenarios se da en la relación causal entre los precios y los excedentes.

En un régimen en el que la política monetaria es independiente (activa), como es el caso Ricardiano, la autoridad monetaria determina la cantidad de dinero y el nivel de precios a través de una ecuación de demanda basado en la teoría cuantitativa del dinero. En este caso, el gobierno es el encargado de alcanzar excedentes presupuestarios primarios, con el objetivo de que su restricción presupuestaria sea coherente con el nivel de precios resultante de la ecuación de demanda de dinero. De acuerdo a Leeper (1991), esto significa una conducta pasiva por parte del tesoro del Estado, mientras que el banco central toma un comportamiento activo.

Para un sistema No Ricardiano, donde el tesoro decide de manera autónoma los valores del déficit presupuestario y de la deuda pública, el nivel de precios se puede determinar de forma independiente de la autoridad monetaria. En este caso, el banco central asume una actitud pasiva, la oferta de dinero es endógena, y el nivel de precios está determinado por la restricción presupuestaria del gobierno. La FTPL podría ser apropiado y plausible si el gobierno no elige una política fiscal pasiva, es decir, cuando los excedentes presupuestarios no están ajustados de forma endógena de manera que la restricción presupuestaria satisfaga el nivel de precios implícita en la función de demanda de dinero.

La siguiente tabla explica simplificadaamente las principales diferencias entre los dos regímenes fiscales que se caracterizan en la teoría fiscal del nivel de precios.

TABLA 1*		
	Autoridades monetarias optan por:	
	Tasa de interés nominal	Agregado monetario
Regimen Ricardiano, dominancia monetaria	Nivel de precios es indeterminado.	El nivel de precios es determinado, usando la relación cuantitativa de la moneda.
Régimen No-Ricardiano, dominancia fiscal	El nivel de precios puede ser determinado por la restricción presupuestaria del gobierno.	El nivel de precios es sobredeterminado.

*Afonso (2002)

2 Revisión de literatura

Una vez explicado el concepto bajo el cual se basa la teoría fiscal del nivel de precios, revisamos lo que varios autores han investigado y analizado a profundidad acerca de sus efectos e implicaciones en la economía.

En sus varios trabajos, Woodford (1996, 1998) menciona que los shocks fiscales afectan la demanda agregada en casos donde se da una política No Ricardiana. Esto ocurre gracias a que las familias consideran a la deuda pública como riqueza neta que afecta su consumo futuro, debido a la exogeneidad del déficit gubernamental.

Sims (1997) estipula que el compromiso del gobierno para establecer niveles de precios puede ser insostenible. Además, se indica que existen límites para los gobiernos respecto a los excedentes y los shocks impredecibles para el equilibrio fiscal, esto destaca la posibilidad de una ruta exógena para los déficits públicos. En caso de una unión monetaria, donde existe una política de vinculación de la tasa de interés entre los países, el autor concluye que solo puede funcionar si cada país, con un nivel inicial de deuda mayor que cero, se compromete a algún nivel positivo de excedente a futuro. Cada gobierno tiene un incentivo para desviarse de esta estrategia ya que así va a aumentar el bienestar de sus propios ciudadanos. El problema es que esto conlleva a un alza en el nivel de precios. Por tanto, los costos de esta política tienen que ser pagados por todos los miembros de la unión monetaria. Esto indica que una unión monetaria sólo puede tener éxito si los gobiernos participantes se comprometen a mantener excedentes a futuro.

En su publicación sobre las implicaciones de la FTPL, Christiano y Fitzgerald (2000) abordan la posibilidad de lograr una estabilidad de nivel precios mediante medidas fiscales. Ellos argumentan que el supuesto No Ricardiano no es una buena caracterización de la política para todo momento y lugar. Usualmente los gobiernos tienden a ajustar sus regímenes fiscales cuando la deuda aumenta desmedidamente, como ocurrió en Estados Unidos durante las décadas de 1980 y 1990. Si bien la teoría convencional afirma que el banco central puede reducir y estabilizar la inflación si así lo desean, el modelo FTPL propone que estas entidades no tienen la capacidad de hacerlo. Los autores concluyen que aún queda por responder cuáles son las limitaciones del poder de un banco central y sus inferencias fiscales. Además, aunque un banco central puede determinar la tasa promedio de la inflación, estos no pueden controlar las fluctuaciones inflacionarias per se. El problema ocurre puesto que no se puede eliminar el impacto de los shocks fiscales en el nivel de precios, es decir, un cambio relativo en los precios puede absorber una cantidad significativa de distorsiones en la política fiscal. Por tanto, en la práctica común, los modelos Ricardianos se imponen sobre las políticas de la FTPL.

Si bien varios autores apoyan las doctrinas de la teoría fiscal del nivel de precios, por su parte Buitter (2002) asevera que la FTPL es terriblemente defectuoso. El origen del problema se da por una falta de especificación económica fundamental. Lo estipulado por esta teoría confunde dos conceptos esenciales en modelos de una economía de mercado: las restricciones

presupuestarias y las condiciones de equilibrio. Específicamente, la restricción presupuestaria intertemporal del gobierno no debe mantenerse como una identidad es decir, para todos los valores admisibles de las variables que entran en la restricción presupuestaria. Por el contrario, se indica que esta restricción únicamente se satisface en equilibrio. Estos errores de índole conceptual tienen implicaciones de largo alcance para las propiedades matemáticas implícitas en la estructura de la FTPL. Esto produce una serie de contradicciones y anomalías económicas.

Teóricamente existe cierta evidencia de una relación causal entre la deuda pública y el nivel de precios, a pesar de que contribuciones como Buitter (2002) lo desacrediten. A continuación se va a indagar la evidencia empírica de la FTPL y sus hallazgos.

Cochrane (1998) estipula que la "FTPL per se no tiene repercusiones comprobables para las series de tiempo de deuda, excedente y nivel de precios". La restricción presupuestaria del gobierno escrita en términos nominales se mantiene en ambos regímenes Ricardiano y No Ricardiano. De manera que todo lo observado son puntos de equilibrio, pero no existen fundamentos suficientes para explicar estos. Woodford (1995) apoya esta perspectiva explicando que no tiene mucho sentido poner a prueba el FTPL en términos empíricos. Así, lo que realmente importa para la caracterización de la política fiscal es la incógnita sobre si los precios o futuros excedentes del gobierno se ajustan para conseguir que la restricción presupuestaria del gobierno se mantenga.

Siguiendo el mismo lineamiento, Buitter (1999) afirma que "la restricción presupuestaria intertemporal del gobierno es una limitación sobre los instrumentos gubernamentales que deben ser satisfechos para todos los valores admisibles de las variables endógenas de una economía". Por tanto, para la correcta caracterización del comportamiento de la política fiscal, es la cuestión de si los precios o futuros excedentes gubernamentales se ajustan para conseguir que la restricción presupuestaria del gobierno se mantenga.

Durante los últimos años se ha intentado medir empíricamente el efecto de la política fiscal en el nivel de precio. En 2001, Canzoneri et al. investigaron los datos de Estados Unidos durante el período 1951-1995, utilizando un modelo VAR, para medir el superávit frente al PIB y los pasivos respecto al PIB. Este modelo permite identificar si los precios o excedentes se ajustan con el fin mantener la restricción presupuestaria intertemporal del gobierno. Los autores concluyen que la política fiscal en Estados Unidos se la puede considerar como Ricardiana antes que No Ricardiana.

Como complemento a lo determinado por Canzoneri *et al.* (2001), Bohn (1998) encuentra que los superávit fiscales de Estados Unidos han respondido positivamente a la deuda. Aunque no se comenta directamente sobre la FTPL, esto proporciona evidencia de que la política fiscal se ha comportado de manera sostenible.

Cochrane (2001) busca expandir la teoría fiscal mediante la inclusión de deuda en el largo plazo. Con deuda a largo plazo, el valor nominal de la deuda pública ya no sería fijo y dependería de los precios de los bonos, los que a su vez dependen de nivel de precios futuros. Para el estudio de su modelo se adapta la ecuación (1) incluyendo excedentes primarios y

deuda pública, siendo estos actuales y esperados. Al resolver para el nivel de precios, el autor presenta ciertas soluciones que pueden ser aplicables en diferentes escenarios. Sin embargo, el problema ocurre ya que las políticas analizadas no son reales debido a que son muy exitosas y producen menos variaciones inflacionarias de lo esperado. Ante ello, se presentan dos respuestas a esta crítica donde se indica que se deben agregar variables o fricciones al modelo para que la economía sea más real y haya mayores variaciones inflacionarias, o que simplemente la tasa de inflación encontrada es un error.

Thams (2007) analiza el impacto de la política fiscal en el nivel de precios para Alemania y España. El autor investiga si la FTPL es capaz de ofrecer una explicación razonable para las diferentes evoluciones de los niveles de precios en estos dos países durante los últimos años. Sus resultados evidencian equilibrios No Ricardianos en España, mientras que en Alemania se observa la presencia de políticas Ricardianas. Las fluctuaciones inflacionarias en estos países europeos están inducidas en gran parte por perturbaciones existentes en la política fiscal.

Janssen *et al.* (2002) examinan los impactos de las políticas monetarias y fiscales en las fluctuaciones inflacionarias del Reino Unido. Este trabajo es especialmente trascendental porque se basa en casi 300 años de datos, empezando en 1705. Los autores concluyen que existe muy poca evidencia econométrica sobre la afectación de la política fiscal en el nivel de precios o la oferta monetaria total.

Davig *et al.* (2006) analizan cambios en los sistemas políticos, tanto fiscales como monetarios en Estados Unidos. Su principal objetivo es observar comportamientos activos y pasivos de las autoridades fiscales y monetarias. Este trabajo demuestra que los recortes de impuestos generan riqueza y tienen efectos No Ricardianos, siempre que haya una probabilidad de que se de una política fiscal activa en el próximo período. Por tanto, los autores contribuyen a favor de los mecanismos estipulados por la FTPL.

Otro trabajo que examina con detenimiento el comportamiento de políticas fiscales en la economía es el desarrollado por Favero y Monacelli (2005). Los autores investigan datos de Estados Unidos para el período 1960-2002, y llegan a conclusiones similares, demostrando que la política fiscal y monetaria ha variado entre regímenes activos y pasivos dependiendo de la situación del país.

Una perspectiva distinta acerca de regímenes fiscales se da en el estudio de la adopción del dólar estadounidense. Sims (2001) analiza las consecuencias fiscales de dolarizar en México. Basándose en el modelo desarrollado por Robert Barro, el autor concluye que claramente hay una necesidad de dolarización ya que constituye un componente esencial para incrementar la integración económica entre México y Estados Unidos. A pesar de ello, la dolarización, en el contexto de los sistemas bancarios separados y regulados por separado y la integración fiscal débil o ausente, conlleva altos costes y riesgos.

En caso de unión monetaria, está la investigación realizada por Claeys *et al.* (2008). Los autores aseveran que el problema de este sistema ocurre por “free riding” entre las distintas autoridades fiscales y un único banco central. Se utilizó un modelo desarrollado por

Canzoneri *et al.* (2001) para analizar las interacciones de gobiernos federales y regionales en Alemania durante el período 1970-2005. En concordancia a lo que indica Sims (1997), los gobiernos regionales no tienen incentivos para aplicar políticas fiscales sostenibles puesto que el gobierno federal siempre acudirá a su rescate. Esto tiene fuertes implicaciones en el nivel de precios debido al efecto contagio. Por tanto, la principal conclusión dice que los efectos provenientes de regiones donde se están ejecutando políticas fiscales insostenibles están contrarrestadas por el gobierno federal. El resultado de “free riding” entre los distintos gobiernos regionales con relación al gobierno general se mantiene.

Otro intento de examinar políticas fiscales en unión monetaria lo presenta Alfonso (2002). El autor demuestra que la FTPL no es compatible con los países que conforman la Unión Europea durante el período 1970-2001. Los gobiernos que forman parte de la Unión Monetaria Europea (UME) tienden a reaccionar con mayores excedentes futuros frente a los incrementos de los pasivos del gobierno. Por tanto, la política fiscal puede ser considerada como Ricardiana.

3 Análisis teórico

Como se explicó en la sección anterior, la característica clave que define a la teoría fiscal del nivel de precios es el supuesto No Ricardiano en la política fiscal. Si bien varios autores han desarrollado marcos teóricos macroeconómicos con el objetivo de medir el impacto de estos regímenes en la inflación, nos enfocaremos únicamente en el análisis y explicación de dos modelos en particular. Lo desarrollado por Cochrane (2001) incluye un modelo de teoría fiscal con deuda en el largo plazo, mientras que Sims (1997) se orienta hacia situaciones donde existen varias autoridades fiscales; su modelo se enfoca principalmente en uniones monetarias.

3.1 Teoría fiscal con deuda en el largo plazo

Cochrane (2001) afirma que la teoría fiscal del nivel de precios está determinada principalmente por el ratio entre la deuda nominal y el valor presente de excedentes primarios. El autor propone un modelo que incluye a la deuda pública en el largo plazo. Su objetivo es demostrar que la estructura de madurez del endeudamiento es importante ya que puede determinar si los déficits tienen alguna implicación en el nivel inflacionario, ya sea este actual o futuro. Cuando existe endeudamiento a largo plazo, el gobierno puede negociar la inflación actual por la futura mediante operaciones de deuda; sin embargo, esta compensación no ocurrirá si el gobierno refinancia deuda en el corto plazo. La estructura de madurez del endeudamiento pendiente actúa como una “restricción presupuestaria” puesto que determina en qué períodos los gobiernos pueden afectar el nivel de precios mediante variaciones de deuda.

Cochrane (2001) responde a cuatro especificaciones concretas, una solución exacta y dos soluciones aproximadas para situaciones puntuales. Estos resultados permiten entender de mejor manera cómo el nivel de precios reacciona ante fluctuaciones existentes en excedentes actuales y futuros.

El modelo consiste en una economía sin mayores fricciones, donde todo el dinero que se crea se consume el mismo día, es decir no hay acumulación de capital en el tiempo. Las transacciones se dan con dinero creado cada mañana y retirado cada noche mediante términos de recompra en lugar de intercambios directos de bonos. Cualquier cantidad de dinero fiat, bonos, notas bancarias, cuentas corrientes, etc., puede ser creada sin ningún efecto en las fórmulas que determinan el nivel de precios. Se asume una economía neutral al riesgo con una tasa de interés real bruta constante $1/\beta$; este supuesto simplifica las fórmulas sin mayor pérdida en la generalidad.

Se define que $B_t(j)$ es el valor nominal de bonos con cupón cero que se encuentran en circulación al final del tiempo t , y que vencen en el período j . El precio nominal de un bono en el tiempo t que madura en el período j se representa como $Q_t(j)$. Además, P_t denota el nivel de precios y s_t viene a ser el superávit primario real. El apéndice resume explícitamente la notación utilizada en el modelo.

El análisis se basa en dos condiciones de equilibrio. Primero está la *condición de flujo*, que indica que el excedente real primario s_t deben igualar a la amortización de bonos más las recompras netas. Es decir, tenemos que el ratio entre deuda y precio actual, menos la sumatoria de los flujos de deuda, en términos de precios futuros, traído a valor presente, será igual a los excedentes actuales.

$$\frac{B_{t-1}(t)}{P_t} - \sum_{j=1}^{\infty} \beta^j E_t \left(\frac{1}{P_{t+j}} \right) [B_t(t+j) - B_{t-1}(t+j)] = s_t \quad (2)$$

Por otro lado, la *condición de valor presente* indica que el valor real de la deuda pública pendiente es equivalente al valor presente de los excedentes reales; en otras palabras, la ecuación muestra que la deuda actual frente al nivel de precios, más la sumatoria de la deuda futura traída a valor presente, es igual a la sumatoria de los excedentes futuros por un factor de descuento.

$$\frac{B_{t-1}(t)}{P_t} + \sum_{j=1}^{\infty} \beta^j E_t \left(\frac{1}{P_{t+j}} \right) B_{t-1} = E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j s_{t+j} \quad (3)$$

Como se menciona anteriormente, los términos $\beta^j E_t(1/P_{t+j})$ brindan precios reales a los bonos en términos de niveles de precios futuros esperados.

Se define como equilibrio a una secuencia de precios P_t , excedentes s_t y vencimientos de deuda $B_t(t+j)$, $j = 1, 2, \dots, \infty$ de manera que las ecuaciones (2) y (3) se mantengan en cada estado y período. Por consiguiente, lo que se busca es un nivel de precios apropiado para las diversas políticas de endeudamiento y excedente. Una solución es el precio de equilibrio para

secuencias de deuda y excedentes dados; por ejemplo, una ecuación con en el lado izquierdo y otros valores en el derecho.

Una vez explicadas las condiciones, en la siguiente sección se procede al desarrollo matemático del modelo y la búsqueda de soluciones.

3.2 Teoría fiscal en sistemas de tipos de cambio fijos y uniones monetarias

El economista Christopher Sims argumenta que la teoría convencional macroeconómica no pone énfasis suficiente en los vínculos que se dan entre las instituciones y políticas fiscales y monetarias. La teoría tradicional expone modelos en los que el único stock de pasivos gubernamentales es dinero de alto poder adquisitivo que no devenga intereses. Asimismo la deuda gubernamental y la restricción presupuestaria intertemporal del gobierno a menudo se tratan como un apéndice recursivo de la teoría principal, o no es tomado en cuenta en lo absoluto. Es por ello que el autor se enfoca esencialmente en perfeccionar la teoría de FTPL, en donde la política fiscal adopta un papel igualitario a la política monetaria, en la determinación del nivel de precios. Sims (1997) establece un modelo aplicable a una situación en la que puede haber diferentes autoridades monetarias y fiscales. Por ejemplo, la Unión Monetaria Europea cuenta con un banco central único que opera en el contexto de distintas autoridades fiscales nacionales. Puesto que este sistema podría acarrear problemas económicos, los tratados de la UME plantean condiciones fiscales estrictas para entrar en el sistema y exigen que la política fiscal de los miembros sea supervisada por el Banco Central Europeo. Si bien ciertos modelos tradicionales pueden explicar por qué la coordinación fiscal podría crear problemas, lo que se busca es un modelo que explique con sensatez la coordinación de la política fiscal y monetaria en una unión monetaria.

La lógica de la determinación de precios a través de la política fiscal puede ser mejor apreciada en un modelo concreto. Lo propuesto por el autor corresponde a un país que mantiene solamente deuda gubernamental con intereses. Esto incluye el supuesto de que no existe dinero, tampoco hay acumulación de capital, y figuran ciertos elementos no estocásticos. Por el otro lado, si existe deuda nominal gubernamental, la cual es percibida por las familias como una opción de cambio en el consumo a través del tiempo. El nivel de precios se define como el número de unidades de bonos gubernamentales maduros que se requieren para comprar una unidad de cierto *commodity*. Aunque la ausencia de dinero es poco realista, esto ayuda a esclarecer la manera en la que se determinan los precios y cómo pueden estos llegar a ser inestable en ciertas situaciones en las que el rol del dinero en la economía es pequeño, o podría llegar a ser pequeño en presencia de una tasa inflacionaria alta.

Primero, se asume que un agente maximiza su utilidad:

$$\int_0^{\infty} \frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} e^{-\beta t} dt \tag{4}$$

Con respecto a B y C, y sujeto a la siguiente restricción:

$$C + \frac{\dot{B}}{P} + \pi = \frac{rB}{P} + Y \tag{5}$$

$$B \geq 0 \tag{6}$$

La ecuación (5) viene a ser una restricción presupuestaria habitual, que equipara el consumo, la acumulación de activos y los impuestos a los rendimientos sobre la riqueza y los ingresos no patrimoniales exógenos Y. La deuda, B, puede cambiar con el paso del tiempo, a través de una brecha entre ingresos y gastos. La condición (6) requiere que los individuos no adquieran préstamos del gobierno, por tanto B será mayor o igual que cero. Restricciones más débiles que (6) también funcionarían, pero algunas de estas condiciones impiden que las personas financien su consumo arbitrariamente, por lo que la refinanciación de deuda continua (es decir, mantener B es negativo) es siempre requerido.

La restricción presupuestaria del gobierno ocurre de la forma:

$$\dot{B} = rB - P\tau \tag{7}$$

Aquí, el gobierno puede elegir r, B τ sujeto a la ecuación (7), con el precio P como dado, o puede considerarse como la elección de todas las variables en el sistema sujeto a las restricciones (7), (5) y al comportamiento privado de optimización. Para concluir con la determinación del modelo, se necesitan dos ecuaciones más que caractericen la política gubernamental. Por ejemplo, una de estas puede ser una ecuación de fijación de impuestos o de política fiscal, mientras que otra sea una ecuación de política monetaria o de fijación de tasas de interés.

Las fórmulas (5) y (7) implican la restricción de recursos sociales, que simplemente se define como:

$$C = Y \tag{8}$$

Se define la tasa de interés como:

$$\rho = r - \frac{\hat{P}}{P} \tag{9}$$

Donde \hat{P} se refiere a la inflación esperada de ahora en adelante.

Una vez explicadas las características y los supuestos del modelo, se procede a la resolución numérica del mismo en la próxima sección.

4 Resultados

En esta sección nos enfocamos en resolver y presentar matemáticamente las soluciones expuestas por Cochrane (2001) y Sims (1997) en sus respectivos trabajos.

4.1 Teoría fiscal con deuda en el largo plazo

Cochrane (2001) presenta primero la derivación de las condiciones iniciales bajo las cuales se basa su modelo. Después se procede a la búsqueda de soluciones para los cuatro casos específicos presentados. Finalmente se encuentra una solución general que es aplicable para políticas de endeudamiento arbitrarias.

4.1.1 Ecuaciones básicas del modelo

Para encontrar las condiciones (2) y (3), se debe empezar con el concepto contable de que los excedentes primarios equivalen a compras menos ventas de bonos. Por tanto:

$$B_{t-1}(t) - \sum_{j=1}^{\infty} Q_t(t+j)[B_t(t+j) - B_{t-1}(t+j)] = p_t s_t \tag{10}$$

Para expresar los precios de bonos en términos de precios futuros, se denota la utilidad marginal de equilibrio por $\rho^t u'(c)$, y las expectativas condicionales por E_t^* . De manera que,

$$Q_t(t+j) = E_t^* \left(\rho^j \frac{u'(C_{t+j})}{u'(C_t)} \frac{p_t}{p_{t+j}} \right) = \beta^j E_t \left(\frac{p_t}{p_{t+j}} \right) \tag{11}$$

Para simplificar los términos, se establece que $\beta = E_t[\rho u'(C_{t+j})/u'(C_t)]$ y que E_t viene a ser la esperanza con respecto a un set de probabilidades con riesgo neutro. Al ser un modelo sin mayores fricciones, los cambios en la secuencia del nivel de precios no afectan al consumo en equilibrio ni la tasa de interés real.

Ahora se procede a sustituir la condición (11) en la definición (10),

$$B_{t-1}(t) - \sum_{j=1}^{\infty} \beta^j E_t \left(\frac{p_t}{p_{t+j}} \right) [B_t(t+j) - B_{t-1}(t+j)] = p_t s_t$$

Se procede a dividir para el precio P_t ,

$$\frac{B_{t-1}(t)}{P_t} - \frac{\sum_{j=1}^{\infty} \beta^j E_t \left(\frac{p_t}{p_{t+j}} \right) [B_t(t+j) - B_{t-1}(t+j)]}{p_t} = s_t$$

Se obtiene la condición de flujo (2):

$$\frac{B_{t-1}(t)}{P_t} - \sum_{j=1}^{\infty} \beta^j E_t \left(\frac{p_t}{p_{t+j}} \right) [B_t(t+j) - B_{t-1}(t+j)] = s_t$$

Por el otro lado, para encontrar la condición de valor presente (3) se debe escribir la ecuación (2) en notación de rezagos,

$$E_t(1 - \beta L^{-1})v_t = s_t$$

Donde,

$$v_t \equiv \sum_{j=1}^{\infty} \beta^j E_t \left(\frac{1}{p_{t+j}} \right) B_t(t+j)$$

Se aplica el término $E_t(1 - \beta L^{-1})^{-1}$ en ambos lados de la ecuación y resolvemos,

$$\frac{E_t(1 - \beta L^{-1})v_t}{E_t(1 - \beta L^{-1})} = \frac{s_t}{E_t(1 - \beta L^{-1})}$$

Al sustituir v_t por su definición,

$$\sum_{j=1}^{\infty} \beta^j E_t \left(\frac{1}{p_{t+j}} \right) B_t(t+j) = s_t E_t(1 - \beta L^{-1})^{-1}$$

Puesto que la sumatoria de deuda por pagar inicia en el período , necesitamos expresar el stock de deuda actual mediante el término . Con esto llegamos a la condición de valor presente (3),

$$\frac{B_{t-1}(t)}{P_t} + \sum_{j=1}^{\infty} \beta^j E_t \left(\frac{1}{p_{t+j}} \right) B_t(t+j) = E_t \sum_{j=1}^{\infty} \beta^j s_{t+j}$$

4.1.2 Solución general del modelo

Para encontrar una solución para precios en términos de deuda y excedente se debe iniciar ya sea con las condiciones de flujo o de valor presente, y sustituir recursivamente las mismas ecuaciones para futuros precios P_{t+j} . A continuación se resuelve para encontrar una solución exacta.

Para simplificar la notación, tenemos que $t = 0$. Como definición tenemos:

$$v_t = \sum_{j=1}^{\infty} \beta^j S_{t+j}$$

También se precisa la secuencia de X_j como:

$$X_0 = 1$$

$$X_1 = -\frac{B_{-1}(1)}{B_0(1)}$$

$$X_2 = -\frac{B_{-1}(2)+X_1B_0(2)}{B_1(2)}$$

$$X_3 = -\frac{B_{-1}(3)+X_1B_0(3)+X_2B_1(3)}{B_2(3)}$$

$$X_4 = -\frac{B_{-1}(4)+X_1B_0(4)+X_2B_1(4)+X_3B_2(4)}{B_3(4)}$$

Es decir,

$$X_j = -\sum_{k=0}^{j-1} \frac{B_{k-1}(j)}{B_{j-1}} X_k$$

Una vez que se han definido estos supuestos, procedemos con la condición de valor presente (3). Manteniendo el tiempo $t = 0$, substituyendo v_t y despejando para $\frac{B_{t-1}}{P_t}$, entonces tenemos lo siguiente:

$$\frac{B_{t-1}(t)}{P_t} = E_t \left\{ v_t - \sum_{j=1}^{\infty} \beta^j \frac{1}{P_{t+j}} B_{t-1}(t+j) \right\}$$

$$\frac{B_{-1}(0)}{P_0} = E_0 \left\{ v_0 - \beta \frac{1}{P_1} B_{-1}(1) - \beta^2 \frac{1}{P_2} B_{-1}(2) \dots \right\}$$

Para $t = 1$, ocurre lo siguiente:

$$\frac{B_0(1)}{P_1} = E_1 \left\{ v_1 - \beta \frac{1}{P_2} B_0(2) - \beta^2 \frac{1}{P_3} B_0(3) - \dots \right\}$$

Por notación, la ecuación se expresa:

$$\frac{1}{P_1} = \frac{1}{B_0(1)} E_1 \left\{ v_1 - \beta \frac{1}{P_2} B_0(2) - \beta^2 \frac{1}{P_3} B_0(3) - \dots \right\}$$

Ahora, substituyendo $t = 1$ en $t = 0$. Es decir, $\frac{1}{P_1}$ en $\frac{B_1(0)}{P_0}$

$$\frac{B_1(0)}{P_0} = E_0 \left\{ v_0 - \beta \left(\frac{B_1(1)}{B_0(1)} \right) \left[v_1 - \beta \left(\frac{1}{P_2} \right) B_0(2) - \dots \right] - \beta^2 \frac{1}{P_2} B_2(3) - \dots \right\}$$

Reconociendo la definición de X_1 :

$$\frac{B_1(0)}{P_0} = E_0 \left\{ v_0 - \beta X_1 v_1 + \beta^2 \left[-B_{-1}(2) + X_1 B_0(2) \left(\frac{1}{P_2} \right) v_1 - \beta \left(\frac{1}{P_2} \right) \right] + \beta^3 \right\}$$

$$\left[-B_{-1}(3) + X_1 B_0(3) \left(\frac{1}{P_3}\right)\right] + \dots\}$$

Resolviendo el problema para $t = 2$ y expresando en función de $\frac{1}{P_2}$, obtenemos lo siguiente:

$$\frac{1}{P_2} = \frac{1}{B_1(2)} E_2 \left\{ v_2 - \beta (1P_3) B_1(3) - \beta^2 \left(\frac{1}{P_4}\right) B_1(4) - \dots \right\}$$

Al asumir $\frac{1}{P_2}$ en $t = 0$:

$$\frac{B_1(0)}{P_0} = E_0 \left\{ v_0 - \beta X_1 v_1 + \beta^2 \left[\frac{-B_1(2) + X_1 B_0(2)}{B_1(2)} \left[v_2 - \beta \left(\frac{1}{P_3}\right) B_1(3) - \dots \right] \right] + \beta^3 \left[-B_{-1}(3) + X_1 B_0(3) \left(\frac{1}{P_3}\right)\right] + \dots \right\}$$

Denotamos la definición de X_2 :

$$\frac{B_1(0)}{P_0} = E_0 \left\{ v_0 - \beta X_1 v_1 + \beta^2 X_2 v_2 - \beta^3 \left([B_{-1}(3) + X_1 B_0(3) + X_2 B_1(3)] \left(\frac{1}{P_3}\right) \right) + \dots \right\}$$

Como se evidencia, la resolución continúa de la misma manera, por tanto, tenemos:

$$\frac{B_{-1}}{P_0} = E_0 \sum_{j=0}^{\infty} B^j X_j v_j 1$$

Esta expresión ya es una solución. Sin embargo, para simplificación se va a presentar en términos de en el lado derecho de la ecuación. Como resultado:

$$\frac{B_{-1}}{P_0} = E_0 \{ 1 + (1 + X_1)\beta S_1 + (1 + X_1 + X_2)\beta^2 S_2 + (1 + X_1 + X_2 + X_3)\beta^3 S_3 + \dots \}$$

Para definir W , se denota la fracción de deuda que vence en j y fue emitida en el período t :

$$A_t(t + j) = \frac{B_t(t+j) - B_{t-1}(t+j)}{B_{t+j-1}(t+j)}; j = 1, 2, \dots, 1$$

Ahora, se definen los pesos, W , de manera recursiva:

$$W_{t,0} = 1$$

$$W_{t,1} = A_t(t + 1)$$

$$W_{t,2} = A_{t+1}(t + 2)W_{t,1} + A_t(t + 2)$$

$$W_{t,3} = A_{t+2}(t + 3)W_{t,2} + A_{t+1}(t + 3)W_{t,1} + A_t(t + 3)$$

Es decir,

$$W_{t,j} = \sum_{k=0}^{j-1} A_{t+j}(t+k)W_{t,k}$$

Tenemos que $W_{t,j}$ captura los efectos de la política de endeudamiento (la estructura de madurez de la deuda actual y futura) en la relación entre el nivel de precios y las secuencias de excedentes.

Sustituyendo W , en la fórmula $\frac{B_1(0)}{P_0}$, llegamos a:

$$\frac{B_{-1}(0)}{P_0} = E_0 \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \left(\sum_{k=0}^j X_k \right) S_j \Rightarrow E_0 \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j W_j S_j$$

Nuevamente planteamos la condición valor presente y resolvemos para P_t :

$$\frac{B_{t-1}(t)}{P_t} = E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j W_j S_j$$

El precio, P_t , expresado a continuación es la solución exacta del modelo.

$$P_t = \frac{B_{t-1}(t)}{E_t[\sum_{j=0}^{\infty} \beta^j W_j S_j]} \quad (12)$$

4.2 Teoría fiscal en sistemas de tipos de cambio fijos y uniones monetarias

Sims (1997) plantea su modelo fiscal y caracteriza al mismo bajo ciertos supuestos. A continuación procedemos a la resolución del mismo enfocándonos en el problema del agente privado; seguido se encuentra la ponderación del superávit primario real y del tipo de interés nominal. Una vez definidos estos elementos, se determina una política de compromiso bajo la cual va a funcionar la economía.

4.2.1 Problema del agente privado

Para solventar el problema del agente privado, iniciamos encontrando las condiciones de primer orden de la función de utilidad sujeto a la restricción (5). Por tanto, para encontrar ∂C y ∂B ocurre lo siguiente:

$$\max_C \left[\frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} e^{-\beta t} dt \right] - \lambda \left(C + \frac{\dot{B}}{P} + \tau - \frac{rB}{P} - Y \right)$$

$$\partial C : \frac{(1-\gamma)C_t^{1-\gamma-1}(1-\gamma)-0}{(1-\gamma)^2} - \lambda(1) = 0$$

Igualando a cero y resolviendo para C_t tenemos:

$$C_t^{-\gamma} - \lambda = 0$$

$$C_t^{-\gamma} = \lambda \quad (13)$$

Para la derivación respecto a la variable B, se debe sustituir la condición (13) en la ecuación inicial y se obtiene:

$$\max_B \left[\frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} e^{-\beta t} dt \right] - \lambda \left(C + \frac{\dot{B}}{P} + \tau - \frac{rB}{P} - Y \right)$$

$$\partial B : -\frac{\hat{\lambda}}{P} + \frac{\lambda \hat{P}}{P} + \beta \frac{\lambda}{P} - r \frac{\lambda}{P} = 0$$

$$-\frac{\hat{\lambda}}{P} + \frac{\lambda \hat{P}}{P} + \beta \frac{\lambda}{P} = r \frac{\lambda}{P} \quad (14)$$

Resolviendo algebraicamente se consigue que:

$$-\frac{\hat{\lambda}}{P} = \frac{\lambda}{P} \left(r - \frac{\hat{P}}{P} - \beta \right)$$

$$-\frac{\hat{\lambda}}{\lambda} = \left(r - \frac{\hat{P}}{P} - \beta \right)$$

Si sustituimos la solución anterior en la expresión anterior, se obtiene:

$$-\frac{C_t^{-\gamma}}{C} = \left(r - \frac{\hat{P}}{P} - \beta \right)$$

Ahora, se agregan logaritmos naturales en ambos lados de la igualdad y se resuelve:

$$-\ln \frac{C_t^{-\gamma}}{C} = \ln \left(r - \frac{\hat{P}}{P} - \beta \right)$$

$$- \left[(-\gamma) \ln \hat{C} - \ln C \right] = \ln \left(r - \frac{\hat{P}}{P} - \beta \right)$$

$$\gamma \ln \frac{\hat{C}}{C} = \ln \left(r - \frac{\hat{P}}{P} - \beta \right)$$

Finalmente, llegamos a la siguiente respuesta:

$$\gamma \frac{\hat{C}}{C} = \left(r - \frac{\hat{P}}{P} - \beta \right) \quad (15)$$

Seguir asumiendo que Y, y por tanto C, son constantes implica que en las ecuaciones (9) y (15) se dará que $\rho = \beta$.

5 Conclusiones

La teoría fiscal sobre el nivel de precios confiere a la restricción presupuestaria del gobierno un papel clave en la determinación del nivel de precios, siendo este un tema relativamente moderno en macroeconomía. Los partidarios más activos de esta teoría (Woodford, Sims y Cochrane) sostienen que en un régimen fiscal No Ricardiano, el nivel de precios está determinado por la relación entre la deuda pública nominal (o los pasivos públicos) y el valor presente de los excedentes fiscales primarios.

Con respecto al modelo establecido por Cochrane (2001), el principal objetivo es observar los efectos de la deuda en el largo plazo en la política fiscal. Iniciamos con el análisis de la estática comparativa del sistema, cuyo objetivo es medir el efecto en el nivel de precios que genera un cambio en el superávit si se mantiene la deuda nominal constante y, asimismo, el resultado de una fluctuación en la deuda nominal manteniendo los excedentes primarios estáticos. Evidentemente los resultados son diferentes a comparación del caso estándar donde la deuda es de corto plazo. Por último, se obtiene una solución exacta que explica la relación entre la deuda nominal y la secuencia de los excedentes primarios y su afectación al nivel de precios.

Encontramos que dependiendo de la estructura de vencimiento de la política de endeudamiento, el nivel de precios actual puede ser determinado por el valor presente de todos los superávits futuros, actuales o una variedad de casos intermedios. Esto ocurre únicamente si la deuda a largo plazo está pendiente. Una venta de pasivos estatales puede deprimir el nivel de precios hoy, reduciendo así la deuda por pagar. Por tanto, la política de endeudamiento y excedentes son de vital importancia para los resultados.

Los supuestos en este modelo pueden considerarse irreales debido a que es un sistema sin fricciones donde no existe stock de capital y cualquier tipo de dinero financiero no incide en la economía. Esto se diferencia de la realidad donde evidentemente existe capital acumulado que afecta un nivel de precios. Asimismo, el ignorar las fricciones del mercado puede proporcionar resultados ficticios. Pero todos los modelos económicos, y en general en las ciencias, deben trabajar en base a supuestos más o menos reales.

En el modelo estipulado por Sims (1997) encontramos que una política de compromiso para mantener un excedente primario fijo y un tipo de interés nominal fijo, garantiza con firmeza un único nivel de precios. Por otra parte, una actitud más convencional, que implica el aumento del tipo de interés nominal en respuesta a la inflación e incremento del superávit primario en respuesta al aumento de la deuda real, no determina un verdadero nivel de precios.

Las políticas de compromiso para la determinación de un nivel de precios estable pueden resultar fácilmente insostenibles, y las dudas por parte del público respecto a su estabilidad acelerarán el desmoronamiento de la estrategia. Además, las restricciones existentes para los gobiernos, respecto a los excedentes primarios y las perturbaciones impredecibles del saldo fiscal, resaltan la posibilidad de una trayectoria exógena de déficit gubernamental.

En el caso de una unión monetaria, ocurre que generalmente una política de vinculación de intereses, que es lo que define a una unión monetaria, solamente puede funcionar si cada país, con un nivel inicial de deuda pública mayor de cero, se compromete a algún nivel positivo de excedente primario a futuro. Sin embargo, desde una perspectiva de teoría de juegos, el problema nace porque cada gobierno tiene un incentivo para desviarse de la estrategia de compromiso para aumentar el bienestar de sus propios ciudadanos, lo que conduce directamente a un incremento en el nivel de precios. Los costos por tales decisiones deben ser pagados por todos los miembros de la unión monetaria, lo que genera un problema de “free-riding”. De esta manera, los gobiernos siempre esperarán a que la autoridad monetaria acuda a su rescate creando una economía insostenible en el largo plazo. Esto implica que una unión monetaria sólo puede tener éxito si los gobiernos nacionales verdaderamente se basan en una política de déficit o superávit, es decir, a una limitación en los préstamos.

Si bien la teoría fiscal del nivel de precios plantea doctrinas fiscales y macroeconómicas coherentes, comprobarlas ha resultado un verdadero reto para los economistas. Probablemente la mayor contribución de la FTPL es discutir si el nivel de precios puede determinarse, en parte y bajo ciertas condiciones, por la política fiscal. Sin embargo, el distinguir entre si la oferta monetaria y la tasa de interés están determinadas por la política fiscal o se definen exógenamente, no es fácil de evaluar, ya sea de manera teórica o empírica. En conjunto, los supuestos teóricos requeridos para la existencia de regímenes No Ricardianos, donde la política fiscal está determinando activamente el nivel de precios, independientemente de la política monetaria, son bastante rigurosos.

Referencias

- Alfonso, A. (2002). Disturbing the fiscal theory of the price level: Can it fit the eu-15? *Department of Economics, Technical University of Lisbon*.
- Bohn, H. (1998). The behavior of u.s. public debt and deficits. *Quarterly Journal of Economics*, pp. 949–63.
- Buitter, W. (1999). The fallacy of the fiscal theory of the price level. *NBER Working Paper*.
- Buitter, W. (2002). The fiscal theory of the price level: A critique. *The Economic Journal*, pp. 459–480.
- Canzoneri, M., Cumby, R., y Diba, B. (2001). Is the price level determined by the need for fiscal solvency?. *National Bureau of Economic Research*.
- Christiano, L. y Fitzgerald, T. (2000). Understanding the fiscal theory of the price level. *National Bureau of Economic Research*.
- Claeys, P., Ramos, R., y Suriach, J. (2008). Testing the ftpl across government tiers. *Research Institute of Applied Economics*.
- Cochrane, J. (1998). A frictionless view of u.s. inflation. *National Bureau of Economic Research*.
- Cochrane, J. (2001). Long term debt and optimal policy in the fiscal theory of the price level. *Econometrica*, 69:69–116.
- Davig, T., Chung, H., y Leeper, E. (2006). Monetary and fiscal policy switching. *College of William and Mary and Indiana University*.
- Favero, C. y Monacelli, T. (2005). Fiscal policy rules and regime (in) stability: Evidence from the u.s. *IGIER, Bocconi University*.
- Janssen, N., Nolan, C., y Thomas, R. (2002). Money, debt and prices in the uk: 1705-1996. *Economica*, 69.
- Leeper, E. (1991). Equilibria under active and passive monetary and fiscal policies. *Journal of Monetary Economics*, 27.
- Sims, C. (1994). A simple model for study of the determination of the price level and the interaction of monetary and fiscal policy. *Economic Theory*.
- Sims, C. (1997). Fiscal foundations of price stability in open economies. *Yale University*.

- Sims, C. (2001). Fiscal consequences for Mexico adopting the dollar. *Journal of Money, Credit, and Banking*, pp. 597–616.
- Thams, A. (2007). The relevance of the fiscal theory of the price level revisited. *University Library of Munich, Germany*.
- Woodford, M. (1994). Monetary policy and price level determinacy in a cash-in-advance economy. *Economic Theory*.
- Woodford, M. (1995). Price level determinacy without control of a monetary aggregate. *National Bureau of Economic Research*.
- Woodford, M. (1996). Control of the public debt: A requirement for price stability?. *National Bureau of Economic Research*.
- Woodford, M. (1998). Public debt and the price level. *Woodford, M. (1998). Public Debt and the Price Level. Manuscript*.

Analítica

La revista Analítica invita a profesionales, investigadores, profesores y estudiantes que apliquen métodos cuantitativos al estudio de la economía, la política y, en general, todos los aspectos relativos al sistema social, a remitir sus artículos de investigación -tanto teórica como empírica- para ser evaluados y considerados para publicación en futuros números de la revista.

La recepción de artículos se encuentra abierta todo el año. Se garantiza un proceso justo y ágil de evaluación, con revisores de alto nivel académico bajo el sistema doble-ciego.

Los artículos deben enviarse a: analitika@inec.gob.ec

Más detalles para la presentación de artículos, en:
www.ecuadorencifras.gob.ec/documentos/web-inec/Revistas/Analitika/Normas_de_Presentacion.pdf

ISSN 1390 - 6208
e-ISSN 1390 - 7867
Número 2 - 2017
Julio a Diciembre

