ISSN 1390 - 6208
e-ISSN 1390 - 7867
Número 1 - 2017
Enero a Junio

Analítika

Volumen

13

Revista de Análisis Estadístico
Journal of Statistical Analysis

INEC
instituto nacional de estadística y censos

Analítika
Revista de Análisis Estadístico
Journal of Statistical Analysis
13

Analítika*Volumen 13*Número 1*Enero a Junio 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

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

Silviu Glavan, Ph.D.
IE University - España

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

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

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

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

Paúl Ernesto Carrillo, Ph.D.
George Washington University

Comité Editorial Nacional - Ecuador

Rolando Sáenz, Ph.D.
Universidad Central del Ecuador

Borys Álvarez, Ph.D.
Universidad Central del Ecuador

Petronio Álvarez, Ph.D.
Universidad Central del Ecuador

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

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

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

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

Edición en LaTeX : Carmen Granda
Nataly García

PRESENTACIÓN

Estimados lectores,

El Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC) en su 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 Analítika de manera semestral desde el 2011, convirtiéndose en un espacio de referencia para la difusión de la investigación científica.

En la edición número 13 de nuestra revista destacamos la inclusión de documentos que analizan temáticas de alta relevancia para política pública nacional priorizando temáticas socio-económicas como:

- Los factores asociados a la satisfacción laboral en Ecuador en 2007 y 2015 utilizando la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo
- Evolución de la desigualdad de ingresos en Ecuador, período 2007-2015
- Assessing the Effect of Conditional Cash Transfers in Children Chronic Stunting: The Human Development Bonus in Ecuador
- Análisis de la desigualdad en la distribución de la riqueza inmobiliaria en el Distrito Metropolitano de Quito

Le invitamos a seguir siendo parte de éste y de nuevos retos, a seguir construyendo juntos la historia de esta institución. Así, el Ecuador podrá ver fortalecido a un Instituto que maneja sus procesos bajo los más estrictos estándares de calidad internacionales que avalan un trabajo serio, riguroso y responsable, con el libre acceso a la información antes limitada, con la didáctica como norte en la liberación de bases de datos, metodologías, sintaxis y formularios, con la entrega de cifras oportunas, útiles y de calidad, con nuestros usuarios en general como principales aliados y críticos.

Jorge García Guerrero
Director Ejecutivo INEC

CONTENIDO

Los factores asociados a la satisfacción laboral en Ecuador en 2007 y 2015 utilizando la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo 5

Evolución de la desigualdad de ingresos en Ecuador, período 2007-2015 47

Assessing the Effect of Conditional Cash Transfers in Children Chronic Stunting: The Human Development Bonus in Ecuador 81

Análisis de la desigualdad en la distribución de la riqueza inmobiliaria en el Distrito Metropolitano de Quito 133

Analítika

Los factores asociados a la satisfacción laboral en Ecuador en 2007 y 2015 utilizando la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo

Ana M. Grijalva; Juan C. Palacios;
Carolina E. Patiño; Drichelmo A. Tamayo

www.ecuadorencifras.gob.ec

Los factores asociados a la satisfacción laboral en Ecuador en 2007 y 2015 utilizando la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo

Ana M. Grijalva; Juan C. Palacios;
Carolina E. Patiño; Drichelmo A. Tamayo

Laboratorio de Dinámica Laboral y Empresarial del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INEC)

amgrijalvaes@gmail.com / juan_c_p_m@hotmail.com / carolina_patino@inec.gob.ec / dri_tamayo@hotmail.com

Resumen

La satisfacción laboral de los trabajadores es un precursor de productividad y desarrollo de una sociedad. Apremia, entonces, indagar sobre los factores asociados a ésta, y su variación en el tiempo. Para el Ecuador, este análisis es un trabajo original al no tener estudios que lo precedan. Se utiliza como fuente de información la sección de satisfacción laboral de la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU), y se estima en qué magnitud los factores, es decir características personales y laborales, influencian en la probabilidad del trabajador de estar satisfecho con su trabajo. Se emplea un modelo logit ordenado utilizando información en 2007 y 2015 de la ENEMDU para medir el cambio temporal. Los resultados revelan que el ingreso (aunque con rendimientos decrecientes) es uno de los determinantes con mayor peso junto con los beneficios laborales recibidos. Asimismo, se constata que el cambio temporal en la satisfacción laboral entre 2007 y 2015 está principalmente explicado por los cambios estructurales del mercado laboral ecuatoriano (40,6 %) como el fortalecimiento del sistema de seguridad social y la formalización de los empleadores. Las mejoras en las condiciones laborales como el ingreso laboral, horas de trabajo, beneficios laborales, entre otras explican un 40,2 % de la variación intertemporal. Un 19,2 % de la variación no puede ser explicada por el modelo.

Abstract

Employee job satisfaction is fundamental in boosting labor productivity and personal fulfillment. Therefore, it is of major interest to investigate what determinants influence job satisfaction and observe how they have changed over time. Furthermore, this is a pioneer study for Ecuador considering that there are no previous studies in

this subject matter. The job satisfaction section in the Employment, Unemployment and Underemployment Survey (ENEMDU, in its Spanish acronym) was used to estimate which factors, personal and labor related, have an effect on the probability of workers being satisfied with their jobs. An ordered logit model was estimated, as the dependent variable is an ordinal ranking of satisfaction. Survey data from 2007 and 2015 is used in order to capture the variation over time. The findings indicate that the factors that most influence job satisfaction are labor income (although with decreasing marginal returns), followed by job benefits. In addition, the variation in job satisfaction over time is mainly influenced by changes in the labor market structure (40,6%) as the strengthening of the social security system and the formalization of employers. Other improvements in the working conditions as wage, workload, job benefits, among others explain 40,2% of the change in time. The inter-temporal change that could not be explained by the model is 19,2%

Key Words: Job satisfaction, Ordered logit model, Household surveys, Ecuador

Clasificador JEL: J28, C50, C35, H55, J32.

1 Introducción

La satisfacción laboral es inicialmente abordada como un tema de interés desde la rama de la psicología. Trabajos icónicos, como los de Locke (1969), son precursores en el tema de satisfacción laboral, al definir el término e investigar qué elementos influyen en este ámbito. Por otro lado, dado que la satisfacción laboral permite explicar varios fenómenos del mercado laboral y está asociada a temas de bienestar individual, también gana relevancia desde la economía laboral. Su importancia radica, principalmente, en su capacidad de impulsar la productividad laboral (McNeese-Smith, 1995), y promover el desarrollo personal de los trabajadores (Kalleberg, 1977).

Si bien el tema de satisfacción laboral puede ser abordado de diferentes aristas, el eje de este análisis se centra en saber, para el caso ecuatoriano, cuáles son los factores asociados a la satisfacción, y cómo estos han variado en el tiempo. Se utiliza como fuente de información la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU) que contiene un módulo exclusivo sobre el tema. Para realizar el análisis temporal se crea un *pool* de datos con los períodos de diciembre 2007 y diciembre 2015 que tienen representatividad a nivel nacional. En el Ecuador, el 63,4 % de los trabajadores reportan estar contentos en 2007 mientras que para el año 2015 esta cifra sube en 10 puntos. Por ende, resulta necesario entender qué factores inciden en mayor medida en el aumento de la satisfacción laboral en el tiempo.

La encuesta indaga sobre cómo se siente el individuo en su trabajo en función de cuatro respuestas: contento, poco contento, descontento pero conforme o totalmente descontento. Se asume que la respuesta ordinal observada se determina en función de una variable continua

latente de satisfacción laboral y de ciertos umbrales sobre esta variable que determinan en qué categoría de satisfacción se encuentra la persona. Para llevar a cabo el análisis, se utiliza un modelo logit ordenado. Este modelo calcula cómo incide cada factor asociado en la probabilidad de estar más satisfecho en el trabajo. Posteriormente, se analiza qué factores influencian en el cambio en satisfacción laboral entre 2007 y 2015. Esto se hace mediante la examinación de la evolución inter-temporal de cada factor, a la vez que se comprueba si su asociación cambió en el tiempo. Esto último se obtiene mediante la inclusión de interacciones entre los factores incluidos y una variable dicotómica que indica si el periodo de análisis es 2015.

La relevancia de este análisis reside en que permite conocer qué factores están relacionados con la satisfacción laboral de manera general en la población ocupada, y, por lo tanto, puede ser una herramienta para el diseño e implementación de políticas laborales. Además de la funcionalidad del análisis, es un aporte para el estado del arte en el tema de satisfacción laboral. Es uno de los primeros estudios sobre este tema en Ecuador y en la región latinoamericana.

El presente documento está compuesto por ocho apartados, en el primero se plantea la problemática general del estudio. En segundo lugar se describe la fuente de información utilizada en el estudio, así como la estrategia de identificación metodológica empleada. Posteriormente, se realiza un análisis descriptivo de la satisfacción laboral en Ecuador; seguido por una presentación de los principales resultados. Posteriormente, se muestra una descomposición de la variación inter-temporal. Lo sucede una revisión de la validez interna de la estimación. Finalmente, el último apartado cubre las conclusiones del estudio.

2 Revisión de la literatura y planteamiento del problema

La investigación en satisfacción laboral se ha realizado, en gran medida, de parte de la psicología organizacional. Entender qué es la satisfacción laboral tiene importantes implicaciones para el manejo de una organización. Por otro lado, existen muchos investigadores sociales que consideran que la satisfacción con el trabajo permite al individuo alcanzar su potencial y mejorar en su totalidad la experiencia laboral, además del vínculo que tiene con la calidad de vida del individuo, especialmente la salud física y mental (Kalleberg, 1977). Entender a la satisfacción laboral como un determinante de la calidad de vida del individuo es un tema de investigación de interés para el manejo de políticas laborales de un país. Es en este campo dentro del espectro de lo social en donde recae el presente análisis. Comprender qué aspectos laborales y personales se encuentran asociados a la satisfacción laboral permite determinar en qué lineamientos de política laboral se debe mejorar.

A nivel nacional, la Constitución de la República de 2008 reconoce al trabajo como una "fuente de felicidad y de realización personal necesaria en la consecución de una vida plena,

además de mecanismo de integración social" (SENPLADES, 2013, pág. 274). De este modo, la evaluación del trabajo no debe realizarse únicamente por la cantidad sino por la calidad del mismo (SENPLADES, 2013).

Primero es relevante concebir qué se entiende por satisfacción laboral. Locke (1969) define a la satisfacción laboral como un estado emocional positivo, resultado de la evaluación del trabajo del individuo o de la experiencia laboral en comparación con lo que espera o quiere de su trabajo. Por otro lado, la insatisfacción laboral es un estado emocional no placentero al considerar el trabajo como un obstáculo en la búsqueda de satisfacer sus valores laborales (Locke, 1969).

La satisfacción laboral es una combinación de circunstancias psicológicas, fisiológicas y ambientales que hacen que el individuo se sienta contento con su trabajo (Aziri, 2011); (Hoppock, 1935); (Dugguh y Dennis, 2014). Estos factores incluyen aspectos comunicacionales, reconocimiento al empleado, emociones, genética, personalidad y finalmente incluyen la vida personal del individuo, la familia y la comunidad (Dugguh y Dennis, 2014). La presente investigación se basa en categorías similares para estimar los factores asociados a la satisfacción laboral.

El estudio de la satisfacción laboral no ha sido ampliamente abordado en el Ecuador. Las investigaciones que existen tienen un enfoque administrativo y/o psicológico y los estudios existentes se han enfocado en empresas particulares. Sin embargo, no se ha abordado la satisfacción con el trabajo de manera general en la población ecuatoriana. Es aquí la mayor contribución de este estudio. A nivel regional, en el año 2008 el Banco Interamericano de Desarrollo publicó un estudio sobre la satisfacción de vida en América Latina y el Caribe. En este estudio presentan que para el año 2008 el 85 % de la población de la región se encontraban satisfechos con su trabajo (BID, 2008). Otro estudio a nivel mundial, revela que México es el país latinoamericano con mayor insatisfacción laboral en donde apenas el 12 % de sus empleados se encuentran totalmente satisfechos (GALLUP, 2013 citado en: López-García , *et. al.*, 2014).

Ravari *et al.* (2012) realizan una revisión sistemática de la literatura sobre satisfacción laboral utilizando 38 investigaciones. Concluyen que la satisfacción laboral es una construcción multidimensional compuesta por factores individuales y aspectos organizacionales del trabajo como interacción con compañeros de trabajo, remuneración, capacidad de crecimiento, reconocimiento, seguridad, autonomía, etc.

En una revisión de literatura se encuentran como factores con mayor asociación con la satisfacción laboral : edad y salario, liderazgo y flexibilidad en la empresa, clima laboral y el tipo de sector (privado o público) en el cual están empleados, ambiente laboral y las posibilidades de promoción (López-García *et al.* (2014); Clark (1996); Weaver (1978); Farooq y Ahmed (2007); Smerek y Peterson (2007)). En cuanto a la educación del individuo, se encuentra una relación significativa y negativa en muchas investigaciones (Clark (1996); Bender *et al.* (2005); Hodson (1989); Jurik y Halemba (1984)).

Por otro lado, el género es también un factor importante. En la mayoría de estudios

empíricos, las mujeres resultan estar más satisfechas con su trabajo que los hombres (Bos *et al.* (2009); Clark (1996); Clark (1997); Bender *et al.* (2005); Hodson (1989); Sánchez *et al.* (2007); Carrillo-García *et al.* (2013)). Las encuestas de calidad de vida laboral (2006-2010) realizadas anualmente en España respaldan también la existencia de mayor satisfacción laboral en las mujeres a pesar de la desigualdades de género presentes en el trabajo (López-García *et al.*, 2014).

Entre los aspectos laborales más importantes asociados a la satisfacción laboral se analiza el ingreso y el número de horas de trabajo. Se esperaría que el ingreso, siendo la recompensación directa que obtiene el trabajador de su empleo, tenga una relación fuerte y positiva con la satisfacción laboral como indica la literatura (Ellickson y Logsdon (2001); Saeed *et al.* (2013); Armentor y Forsyth (1995); E.O (2013); Weaver (1978); Farooq y Ahmed (2007); Hodson (1989)). Además, trabajos empíricos evidencian que las horas de trabajo del individuo tienen una relación fuerte y negativa con la satisfacción laboral del individuo (Clark (1996); Bender *et al.* (2005)).

Gamero Burón (2004) realiza un análisis similar al aquí planteado para los asalariados en España utilizando un modelo probabilístico ordenado, mediante el cual busca identificar los factores que explican el nivel de satisfacción laboral. En cuanto a edad, educación, salario y horas trabajadas, los hallazgos de Gamero Gamero Burón (2004) concuerdan con lo encontrado en la literatura y descrito anteriormente. Además, la estabilidad laboral y el atractivo de la tarea asignada al empleado son las dos características laborales que mayor influencia positiva tienen sobre satisfacción laboral (Gamero Burón, 2004). En contradicción a una gran parte de los estudios empíricos, el autor no encuentra una relación significativa entre género y satisfacción laboral. Esta conclusión de género se observa también en el trabajo de Smerek y Peterson (2007) al investigar los factores asociados a la satisfacción laboral en el personal administrativo de una universidad.

De este modo, basándose en la revisión de literatura que versa sobre los factores asociados a la satisfacción laboral e incorporando nuevas variables de análisis que pueden ser consideradas como factores asociados de la satisfacción laboral en Ecuador, se presenta en la Tabla 2 la selección de variables, agrupadas dentro cuatro grupos que engloban a las características personales, del trabajo y del entorno.

Tabla 1: Características a ser analizadas respecto a la satisfacción laboral

	Características	
Personales	**Trabajo**	**Entorno**
	Rama productiva	
Etnia	Tamaño de empresa	
	Lugar de trabajo	Área
Estado Civil	Categoría de trabajador	
	Estabilidad contractual	
	Seguro social	
Nivel de instrucción	Número de trabajos	
	Horas de trabajo	
Edad	Ingreso	Región
	Beneficios laborales	Natural
Género	Experiencia laboral	
Índice de Dependencia por edad	Sector formal/informal	

3 Fuente de información

Para el presente estudio de Satisfacción Laboral, se utilizó un *pool* de datos de la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU) de diciembre de los años 2007 y 2015. La ENEMDU tiene como finalidad proporcionar información sobre el mercado laboral ecuatoriano. Si bien el objetivo principal de la ENEMDU no consiste propiamente en analizar la satisfacción laboral de los individuos, sí se incluye un módulo exclusivo para este tema.

En diciembre de 2007 esta encuesta tuvo una cobertura nacional, siendo representativa a nivel provincial urbano/rural, además de contar con cinco ciudades auto-representadas. Para diciembre del 2015, se incorporó a la provincia de Galápagos como un dominio de estudio.

En diciembre de 2007 se encuestaron a 18.933 hogares y 76.922 personas a nivel nacional. 33.979 personas respondieron acerca de cómo se sienten en su trabajo. Por su parte, en diciembre de 2015 se encuestaron 30.033 hogares y 112.821 personas a nivel nacional. De este número de personas, 49.818 respondieron sobre cómo se sienten en su trabajo.

La muestra final con la que se trabaja corresponde a personas entre 15 y 65 años de edad que se encuentran ocupadas y reciben ingresos laborales. Con ello, el número final de observaciones con el que se trabajará es de 67.488; 27.201 en 2007 y 40.287 en 2015.

4 Estrategia de identificación econométrica

Para determinar la correcta identificación del modelo se debe considerar primordialmente dos condiciones:

- La distribución y comportamiento de la variable dependiente.
- La distribución del término de error (no observado).

En primer lugar, se tiene una variable dependiente de satisfacción laboral que toma los valores de 1 a 4 en sentido ordenado[1], siendo 4 el nivel más alto de satisfacción. De esta manera, se eligió una estrategia basada en un modelo de elección discreta ordenada. La idea central del modelo es que existe una variable latente (no observada) por detrás de la respuesta ordinal observada. En términos formales, la satisfacción laboral del individuo puede definirse como una variable latente que se conforma por una combinación lineal de ciertas características más un término de error. El rango de esta variable inobservada de satisfacción laboral puede, entonces, subdividirse en intervalos ordenados tales que, si la satisfacción laboral del individuo se sitúa en un determinado intervalo, el individuo responderá la opción del 1 al 4 a la que corresponde dicho intervalo.

El individuo reportaría la opción j si $k_{j-1} < y^*_{it} \leq k_j$. Donde y^*_{it} es la variable latente de satisfacción laboral y k los umbrales de esta variable. Estos umbrales son desconocidos a priori, siguen un sentido de orden, y se estiman conjuntamente con los demás parámetros del modelo. Al adoptar este enfoque, el modelo probabilístico tomará la distribución del término de error planteado, que para este ejercicio se asumirá como una distribución logística. Esto da lugar a un modelo logit ordenado.

En este análisis se busca observar el cambio en los niveles de satisfacción laboral dadas las variables explicativas definidas en la Tabla 2. Se puede analizar particularmente cada categoría de satisfacción, pero se enfocará el análisis en la categoría de mayor satisfacción.

De este modo, basándose en Cameron C. y Trivedi P. (2005), se asume la existencia de la variable latente y^*_{it}, que linealmente se define como:

$$y^*_{it} = \beta_0 + X'_{pit}\beta_p + X'_{wit}\beta_w + X'_{eit}\beta_e + t_{2015}\delta + X'_{Iit}\beta_1 + u_{it} \quad (1)$$

Dónde:

- y^*_{it} es una variable latente (inobservada) de satisfacción laboral para el individuo i en el tiempo t.
- X'_{pit} representa las características personales del individuo i en el tiempo t, tales como: sexo, etnia, estado civil, nivel de instrucción, edad e índice de dependencia económica del hogar.
- X'_{wit} representa las características del trabajo en el que labora el individuo i en el tiempo t: rama productiva, lugar de trabajo, categoría de trabajador, tipo de contrato, afiliación al seguro social, número de trabajos, horas de trabajo, ingreso, beneficios laborales y sector formal/informal.

[1] La variable original tenía un sentido inverso. Esto es mayor satisfacción era igual a 1 y menor igual a 4. No obstante, se revirtió el orden para que un coeficiente positivo, tenga una interpretación de mayor satisfacción laboral.

- X'_{eit} representa a las características del entorno del individuo i en el tiempo t: región y área.

- t_{2015} es una variable dicotómica que es igual a 1 si la observación pertenece al periodo 2015.

- X'_{Iit} es un vector de ciertas características de trabajo interactuadas con la variable dicotómica del año 2015. Las características interactuadas son: sector de la economía donde el empleador se desempeña y si el trabajador recibe afiliación a la seguridad social por parte de su empleador[2].

- $\beta_p, \beta_w, \beta_e$ representan vectores de parámetros que evidencian la asociación de cada una de las dimensiones analizadas con la variable latente de satisfacción laboral.

- β_I representa el cambio para el 2015 en la asociación para las variables interactuadas con la variable de tiempo. Así, si, por ejemplo, el coeficiente asociado a recibir seguridad social es 0.20 y el de la interacción es 0.08, la asociación entre recibir seguridad social y la variable latente de satisfacción es 0.20 en 2007 y 0.28 en 2015.

- δ representa el cambio promedio en la variable de satisfacción laboral latente entre 2007 y 2015 no explicada por los cambios en las demás variables incluidas en el modelo.

- u_{it} representa el residuo de la estimación y se asume que sigue una distribución logística.

El individuo reportaría la opción j si $k_{j-1} < y^*_{it} \leq k_j$. Donde k_j es un umbral desconocido de y^*_{it}. De este modo existen tres umbrales:

- Bajo el primer umbral se encuentran todas las personas que reportan estar totalmente descontentas.

- Entre el primer umbral y el segundo se encuentran todas las personas que reportan estar descontentas pero conformes.

- Entre el segundo umbral y el tercero se encuentran todas las personas que reportan estar poco contentas.

- Finalmente, sobre el tercer umbral se encuentran todas las personas que reportan estar contentas con su trabajo.

[2]Originalmente se interactuaron otras variables adicionales, pero sus coeficientes no fueron significativamente distintos de 0; demostrando así que la asociación entre la satisfacción laboral y esa variable no cambió en el tiempo.

De este modo, la probabilidad condicional de que se evidencie la opción j es equivalente a la probabilidad de que $k_{j-1} < y^*_{it} \leq k_j$, lo que equivale a:

$$Pr[y_{it} = j|x_{it}] = Pr[k_{j-1} < y^*_{it} \leq k_j]$$
$$Pr[y_{it} = j|x_{it}] = Pr[k_{j-1} < x'_{it}\beta + u_{it} \leq k_j]$$
$$Pr[y_{it} = j|x_{it}] = Pr[k_{j-1} - x'_{it}\beta < u_{it} \leq k_j - x'_{it}\beta]$$
$$Pr[y_{it} = j|x_{it}] = F(k_j - x'_{it}\beta) - F(k_{j-1} - x'_{it}\beta)$$

Donde $F(.)$ es la función de probabilidad acumulada logística. La estimación de los parámetros se la realiza mediante máxima verosimilitud.

De este modo, $F(k_j - x'_{it}\beta)$ luce como:

$$F(k_j - x'_{it}\beta) = \frac{e^{k_j - x'_{it}\beta}}{1 + e^{k_j - x'_{it}\beta}}$$

Dado que los parámetros estimados se relacionan directamente con la variable latente y^*, un coeficiente positivo está asociado con una mayor probabilidad de evidenciar una respuesta de mayor satisfacción laboral. No obstante, la magnitud de su asociación no puede ser interpretada directamente. Para esto, se estiman los efectos marginales sobre la probabilidad de ver la opción j como:

$$\frac{\partial Pr[y_{it} = j|x_{it}]}{\partial x_j} = F'(k_j - x'_{it}\beta)(-\beta_j) - F'(k_{j-1} - x'_{it}\beta)(-\beta_j)$$

$$\frac{\partial Pr[y_{it} = j|x_{it}]}{\partial x_j} = [F'(k_{j-1} - x'_{it}\beta) - F'(k_j - x'_{it}\beta)]\beta_j$$

Donde $F'(.)$ es la primera derivada de la función logística acumulada.

Dada la forma funcional del efecto marginal, la relación entre el efecto marginal de x_j y el de x_k es igual a β_j/β_k. Esto es, si bien los coeficientes no pueden interpretarse directamente, si un coeficiente es el doble que otro, se puede asegurar que su efecto marginal será el doble igualmente. Como se evidencia en la última ecuación descrita, el efecto marginal es una función de x_{it}. Por lo tanto, se requiere dar valores a x_{it} para poder estimar los efectos marginales. La selección de evaluación fue $\bar{x}_{it}$ (efectos marginales en la media).

Algo igualmente relevante para el presente estudio es que no todas las variables independientes son continuas y, por lo tanto, carece de validez un análisis de efectos marginales (cambios infinitesimales). Las variables referidas son variables dicotómicas que pueden tomar únicamente el valor de 0 o 1. De este modo, si x_{lit} es una variable dicotómica, se define el cambio discreto en la probabilidad como:

$$Pr[y_{it} = j|x^*_{it}, x_{lit} = 1] - Pr[y_{it} = j|x^*_{it}, x_{lit} = 0]$$

Donde x^*_{it} es el vector de x_{it} sin incluir x_{lit}.

Por lo tanto, para estimar el cambio discreto en la probabilidad de evidenciar la opción j dado un cambio en la variable dicotómica l, se evalúa la función de probabilidad para la opción j cuando la variable dicotómica toma el valor de 1, y se resta la evaluación de la misma función cuando la variable equivale a 0. Similar a la función de efecto marginal, sigue dependiendo del resto de variables independientes. Se toma el valor promedio de x^*_{it} para su evaluación.

5 Descripción general de la satisfacción laboral en Ecuador

Para definir la variable dependiente se utiliza la pregunta planteada en la encuesta a hogares sobre cómo se siente el individuo en su trabajo. Existen cuatro categorías de respuesta a esta pregunta: contento, poco contento, descontento pero conforme y totalmente descontento. Más de la mitad de la población ecuatoriana declara sentirse contenta con su trabajo. Como se observa en la Figura 1, durante los últimos años el porcentaje de población que se encuentra satisfecha con su trabajo ha incrementado casi 10 puntos porcentuales.

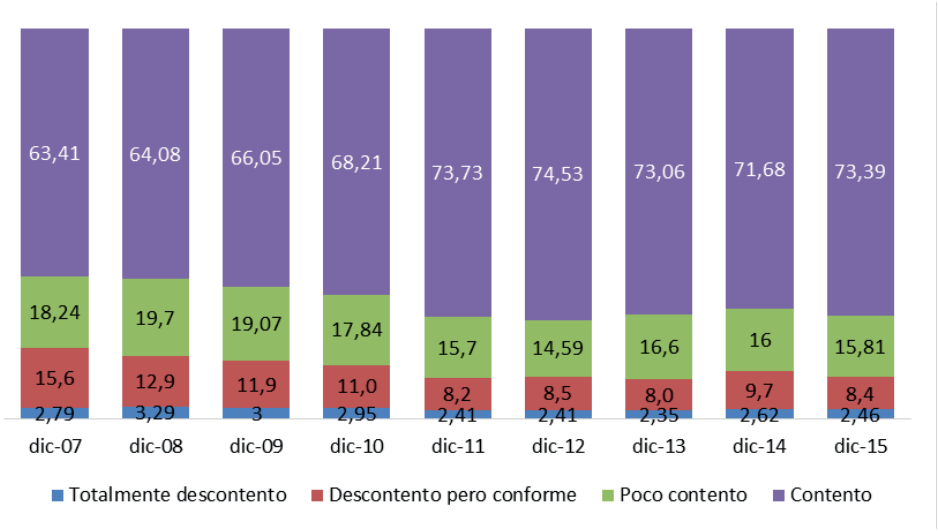


Figura 1: Evolución satisfacción laboral. 2007-2015
Fuente: Enemdu - Diciembres 2007-2015

Adicionalmente, a quienes responden estar poco contentos, descontentos pero conformes y totalmente descontentos se les pregunta el motivo del descontento. A diciembre 2015, la razón principal por la que la gente no se encuentra contenta con su trabajo es por bajos ingresos, seguido de pocas posibilidades de progreso y la falta de estabilidad.

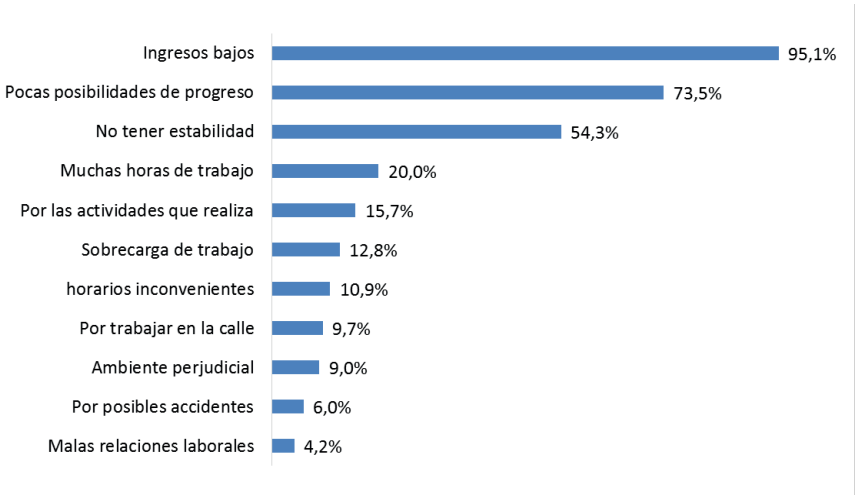


Figura 2: Razones por insatisfacción laboral en 2015
Fuente: Enemdu - Diciembre 2015

El ingreso laboral es un factor clave a la hora de comprender la satisfacción laboral. Al igual que los beneficios sociales, el ingreso estimula de manera positiva o negativa la percepción del trabajador sobre su empleo. En en la Figura 3 se muestra la relación incondicional entre el ingreso laboral y reportar estar contento con el trabajo. Lo primero que se nota es una relación positiva entre ambas variables, aunque con cambios en la pendiente a lo largo de la distribución del ingreso, demostrando rendimientos decrecientes, similar a lo encontrado por Canal (2013). Asi mismo, las mujeres se sienten más satisfechas con sus trabajos en relación a los hombres para un mismo nivel de ingreso.

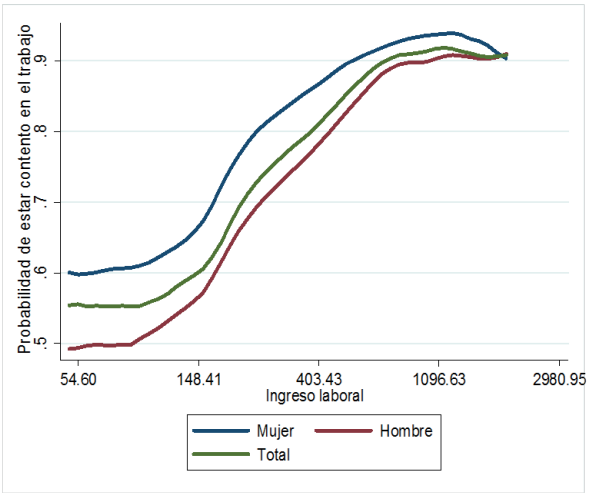


Figura 3: Relación no paramétrica entre género, ingreso laboral y satisfacción laboral en el año 2015
Fuente: Enemdu - Diciembre 2015

Otra característica relevante al momento de hablar de satisfacción laboral es la carga laboral, medida como horas dedicadas al trabajo. Una carga laboral insuficiente implica muy posiblemente poca remuneración, y por lo tanto insatisfacción laboral. Así, aumentar el número de horas trabajadas aumentaría la satisfacción laboral. No obstante, esto se mantiene hasta cierto punto, donde, por el contrario, una sobrecarga de trabajo limita la capacidad de los trabajadores de desenvolverse en su vida particular, causando nuevamente insatisfacción laboral. Como se observa en la Figura 4, existe una relación positiva entre satisfacción laboral y las horas de trabajo hasta antes de las 40 horas semanales[3], donde se evidencia un salto significativo. No obstante, a partir de las 45 a 50 horas semanales de trabajo, se empieza a notar un descenso rápido en la satisfacción laboral a la vez que aumenta la carga semanal de trabajo.

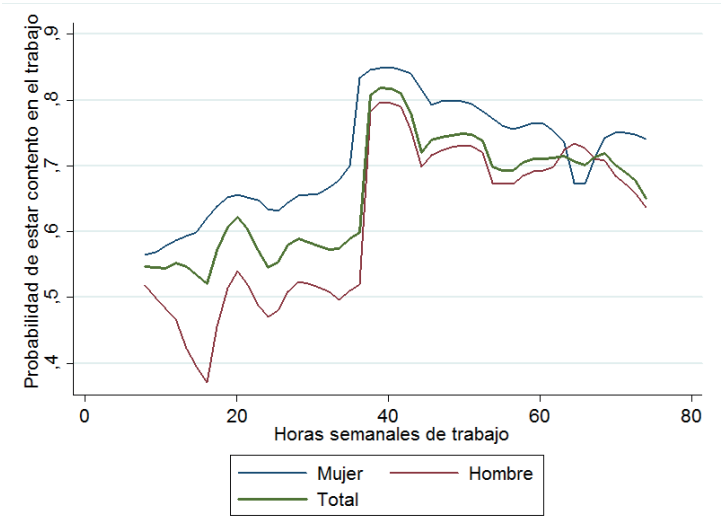


Figura 4: Regresión no paramétrica incondicional entre horas semanales de trabajo y la probabilidad de estar contento en el trabajo. Año 2015
Fuente: Enemdu - Diciembre 2015

Otro conjunto de características importantes en la satisfacción laboral son los beneficios laborales que reciben los trabajadores. Estos beneficios laborales son exclusivos para los trabajadores en relación de dependencia, por lo que esta sección se enfoca únicamente en los trabajadores asalariados. En Enemdu se pregunta sobre la recepción de los siguientes beneficios laborales: alimentación, vivienda, transporte, vacaciones, ropa de trabajo, afiliación a la seguridad social, seguro médico, capacitación, 13er sueldo (solo en 2015; no en 2007) y 14to sueldo (solo en 2015; no en 2007).

[3]Las 40 horas semanales corresponden a un trabajo a tiempo completo, y es donde existe la mayor probabilidad de estar contento con el trabajo.

Cabe destacar que no todos los beneficios laborales tienen la misma cobertura, por ejemplo, las vacaciones, seguridad social y los 13er y 14to sueldos tienen una cobertura superior al 50 % para 2015, mientras que el transporte y el seguro privado tienen una cobertura inferior al 10 % para el mismo año. Sin embargo, no solamente la distribución de los beneficios difiere, sino también los niveles de satisfacción asociada a estos beneficios. En la Figura 5 se presenta los "odds ratio"[4] para cada uno de los beneficios considerados en la investigación. Así, se estimó para cada beneficio la probabilidad de que alguien esté contento si recibe el beneficio dividida para la probabilidad de que alguien esté contento dado que no recibe el beneficio. La probabilidad de que alguien reporte estar contento con su trabajo dado que recibe vacaciones es 39,7 % mayor de si no las recibe. La vivienda y el transporte apenas crean diferencias en la satisfacción entre aquellos que lo tienen y aquellos trabajadores que no lo hacen. De modo contra-intuitivo, aquellos trabajadores que reciben alimentación están en promedio menos contentos con su trabajo que aquellos que no la reciben. Esto puede estar relacionado al tipo de trabajo en el que se recibe alimentación, antes que por el hecho de recibir alimentación como se describe más adelante.

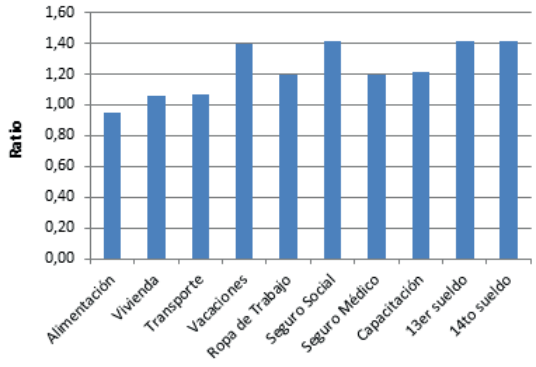


Figura 5: Ratio de probabilidad de reportar estar contento en el trabajo entre los que reciben y no reciben un beneficio laboral. Año 2015
Fuente: Enemdu - Diciembre 2015

El lugar de trabajo también es un factor relevante para la satisfacción laboral, pues un ambiente físico adecuado facilita un mejor desempeño laboral. Los empleados que realizan sus actividades en lugares de trabajo que no sean una obra en construcción o la calle, tienen mayor probabilidad de estar contentos (74,7 %). En la otra orilla, dados los riesgos inherentes asociados al trabajo en la calle (Navarra, 2010), la probabilidad de estar satisfecho en el trabajo se contrae al 58,2 %.

Respecto al género, la literatura indica que factores como la limitación en la autonomía laboral, elevada supervisión y menores oportunidades de ascenso, hacen que la calidad del

[4]Los odds ratio son ratios de probabilidades. Esto es, la probabilidad de que algún evento suceda dividido para la probabilidad de que no suceda.

trabajo de las mujeres sea inferior (Hodson, 1989). Existe otra corriente que habla sobre la discriminación negativa que enfrentan las mujeres y que se convierte en segregación ocupacional, menor nivel de remuneración, menos posibilidades de promoción, etc. (Gamero Burón, 2004). Con estas condiciones se podría esperar que las mujeres se declaren menos satisfechas con su trabajo. Sin embargo, muchos análisis empíricos muestran que, a pesar de lo anterior, las mujeres están más satisfechas con su trabajo que los hombres (Bos *et al.* (2009); Clark (1996); Clark (1997); Bender *et al.* (2005); Hodson (1989); López-García *et al.* (2014)).

Particularmente en Ecuador, para diciembre 2015 el promedio de los ingresos laborales de las mujeres fue USD 52 menor que el ingreso laboral promedio de los hombres. De los hombres empleados, el 60,74 % se encuentran en empleo adecuado mientras que esta cifra desciende a 48,25 % para las mujeres. Y una mayor proporción de mujeres se encuentran en condiciones de empleo inadecuado, ya sea por insuficiencia de horas de trabajo o de ingresos. A pesar de ello, se observa que las mujeres presentan una mayor probabilidad de sentirse satisfechas con su trabajo en comparación a los hombres.

En cuanto a la edad, la literatura no ha llegado a un consenso respecto a la relación existente entre esta variable y la satisfacción laboral. Por ejemplo, Clark (1996), Weaver (1978) y Farooq y Ahmed (2007) encuentran que, a mayor edad, los individuos tienden a estar más satisfechos con su trabajo; mientras que otros estudios como el de Ganzach (1998) encuentran una relación significativa y negativa entre edad y satisfacción laboral. En primer lugar, se realiza un análisis no condicionado tanto para hombres como mujeres, y se evidencia un pico en la satisfacción laboral alrededor de los 23 años de edad y luego se nota una caída para volver a incrementar alrededor de los 45 años. En todas las edades son las mujeres quienes son más probables de estar satisfechas con su trabajo.

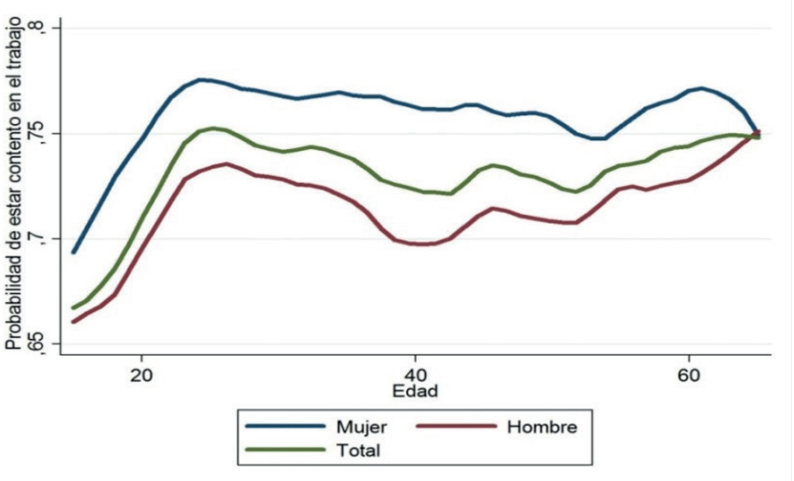


Figura 6: Satisfacción laboral por edad y sexo. Año 2015
Fuente: Enemdu - Diciembre 2015

Otra característica personal que influye sobre la satisfacción laboral es la carga familiar

que tienen las personas en su hogar. Por ejemplo, Hodson (1989) concluye que existe un efecto negativo entre el número de hijos y la satisfacción laboral, evidenciado únicamente en mujeres. El autor indica que esto se debe a que el cuidado de hijos recae mayor medida sobre la mujer. En la investigación de Idrovo y Leyva (2014) sobre éxito y la satisfacción laboral en mujeres encuentran que los hijos son percibidos como una limitación a su éxito profesional. La presencia de cónyuge y más personas a su cargo puede representar un peso sobre la satisfacción laboral y personal de las mujeres (Idrovo y Leyva, 2014). En esta investigación se utilizó la tasa de dependencia dentro del hogar para estimar el efecto de la estructura familiar sobre la satisfacción laboral. Ésta se calcula mediante el número de individuos en edad de 0 a 14 años y de 65 a 98, sobre la población de 15 a 64 años para medir la carga económica que representan aquellos que no están en edad de trabajar. Los individuos que reportan estar contentos reportan también una menor carga de dependencia en sus hogares. Aquellas personas que se encuentran contentos tienen en promedio una carga de 0,55, mientras que para los individuos que están totalmente descontentos esta carga asciende a 0,65.

Finalmente, se presenta la relación entre el nivel educativo y la satisfacción laboral. La proporción de personas contentas en su trabajo decrece para las personas con primaria incompleta y completa, tanto para el año 2007 como 2015. No obstante, para los niveles educativos más altos, la relación inversa entre satisfacción laboral y grados de instrucción superior, ya no es observada.

Tabla 2: Proporción de personas satisfechas en su trabajo según nivel educativo

Nivel de educación	2007	2015
Sin escolarización	61,1 %	67,7 %
Primaria Incompleta	57,2 %	62,1 %
Primaria Completa	58,6 %	67,0 %
Ciclo básico	59,0 %	68,9 %
Bachillerato	65,4 %	76,6 %
Superior	75,4 %	84,5 %

Fuente: Enemdu - Diciembre 2007 y Diciembre 2015

6 Estimación econométrica

Una vez descrita la estrategia de identificación y los principales estadísticos descriptivos de la variable de interés y ciertas variables explicativas, se analizan en esta sección los principales resultados del modelo econométrico planteado. Cabe mencionar que después de estimar el modelo sugerido en la ecuación 1 (Anexo 9), se estimaron los efectos marginales[5] de cada variable sobre la probabilidad de que alguien reporte estar contento con su trabajo (máximo

[5]Todos los efectos marginales fueron estimados en el promedio de las variables independientes.

nivel de satisfacción en la escala de la Enemdu). Se eligió esta medida puesto que es más intuitiva y su interpretación es más simple. Debido a la extensión de la tabla de resultados, ésta se presenta en el Anexo 9.

6.1 Ingresos laborales y sexo

En primer lugar, en promedio, los hombres son 7,3 % menos probables en reportar sentirse satisfechos con sus trabajos en comparación con las mujeres, con las mismas características laborales y del hogar. Este último resultado va en concordancia con otros ejercicios empíricos que encuentran que, en general, las mujeres son más contentas en sus trabajos a pesar de en general tener condiciones laborales inferiores (Clark (1996); Clark (1997); Bender *et al.* (2005); Sánchez *et al.* (2007); Carrillo-García *et al.* (2013); López-García *et al.* (2014)).

Algunas posibles explicaciones para esta paradoja se encuentran en Hodson (1989) y Gamero Burón (2004). Por un lado, Hodson (1989) argumenta que socialmente las mujeres tienden a ser más pasivas y menos propensas a expresar su descontento aun cuando se sientan insatisfechas. Gamero Burón (2004) refleja que las mujeres, en general, esperan menos de sus trabajos. Además, el autor plantea que el grupo de referencia para evaluar su satisfacción laboral es distinto, es decir, las mujeres posiblemente comparan su situación laboral con amas de casa y valoran el hecho de tener un trabajo con otro tipo de características. Hodson (1989) encuentra apoyo a esta hipótesis al determinar que mujeres cuyas madres trabajan tienden a estar menos satisfechas con su trabajo.

Al mismo tiempo nos planteamos identificar si esta brecha de género cambia a lo largo de la distribución del ingreso. Para entender esto, se estimó la asociación del ingreso laboral y la satisfacción, además de la interacción entre sexo e ingreso. El ingreso laboral, en el promedio, tiene un efecto marginal de 8,2 % en la probabilidad de reportar estar contento con el trabajo. El término de interacción entre ser hombre y el ingreso resultó ser significativo y positivo. Esto implica, por lo tanto, que ante un aumento del ingreso laboral el efecto marginal sobre la satisfacción laboral será mayor para los hombres que para las mujeres. El efecto marginal para los hombres es 26,2 % mayor que para las mujeres.

En la Figura 7 se evidencia como varía el efecto marginal del ingreso sobre la satisfacción laboral a lo largo de la distribución del ingreso laboral[6]. En el percentil 1, el efecto marginal es de 9,4 %, mientras en el percentil 99 el efecto marginal se estimó en 5,7 %, confirmando así la hipótesis de un desgaste en la asociación que tiene el ingreso en la parte alta de la distribución. Hasta el percentil 10 el efecto marginal se mantiene sobre el 9 %, pero luego se reduce aceleradamente. Por lo tanto, en la parte alta de la distribución del ingreso, se requiere de otro tipo de políticas laborales para incrementar la satisfacción laboral, mientras en la parte baja de la distribución del ingreso un aumento salarial tendrá un efecto alto y significativo sobre la probabilidad de estar contento con el trabajo. Al analizar la variación marginal del ingreso sobre la satisfacción laboral a lo largo de la distribución del ingreso

[6]Para la estimación de los efectos marginales, se las mantuvieron en el promedio a las demás variables.

tanto para hombres como para mujeres, la tendencia es similar al panorama general. No obstante, para todos los percentiles analizados, el efecto marginal es mayor en los hombres en comparación a las mujeres.

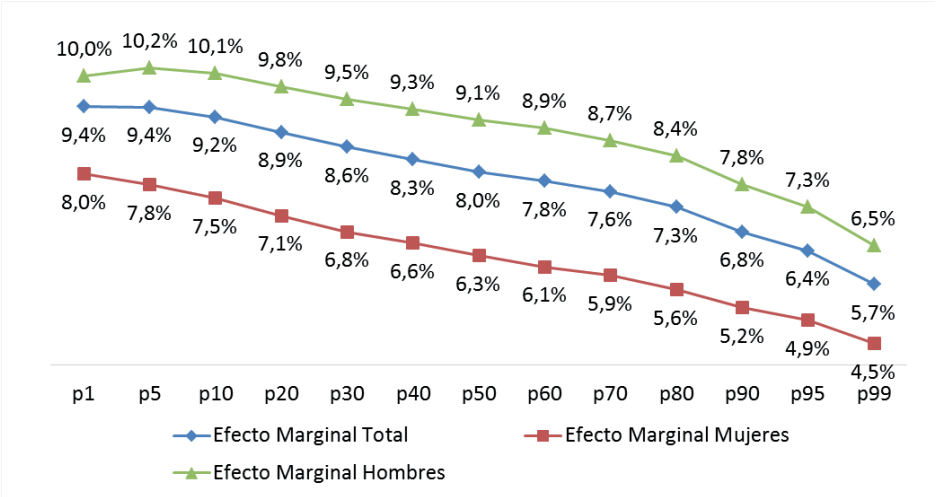


Figura 7: Efecto marginal del ingreso sobre la satisfacción laboral
Fuente: Enemdu - Diciembre 2007 y Diciembre 2015

Basados en la evidencia de la Figura 4, se crearon cuatro categorías de trabajadores según el número de horas trabajadas. La finalidad de estos grupos es permitir movimientos a lo largo de la distribución sin asumir una forma funcional estricta. Se obtuvo que aquellos que trabajan menos de 20 horas semanales, son los que menos probabilidad tienen de reportar estar contentos con su trabajo. En contraste a este grupo, los que trabajan entre 35 y 50 horas tienen una probabilidad 10,9 % mayor a reportar estar contentos. A su vez, aquellos que trabajan entre 20 y 34 horas tienen una probabilidad 3,0 % mayor a estar contentos en su trabajo que aquellos que trabajan menos de 20 horas semanales. En el otro extremo, aquellas personas que trabajan más de 50 horas tienen una probabilidad 5,5 % mayor de estar contentos que los que trabajan menos de 20 horas semanales.

Por lo tanto, se evidencian dos hechos estilizados. En primer lugar, aquellos que tienen un trabajo a tiempo completo, sin exceder las 50 horas de trabajo semanales, son aquellos que reportan mayor satisfacción laboral. En segundo lugar, causa más insatisfacción laboral trabajar pocas horas que una carga excesiva de trabajo[7].

[7]Las diferencias entre los coeficientes de los distintos grupos de horas trabajadas son estadísticamente significativas.

6.2 Beneficios laborales

Los resultados presentados en la Figura 5 son confirmados parcialmente por la estimación econométrica. En primer lugar, recibir seguro médico, guardería y transporte no demostraron tener una asociación significativa con la satisfacción laboral por lo que se los excluyeron del modelo[8]. Adicionalmente las recepciones de los 13er y 14to sueldos no se incluyeron porque no existía información para 2007. De este modo se incluyó en el modelo la recepción de alimentación, vivienda, vacaciones, ropa de trabajo y capacitación.

Como se vio en los resultados descriptivos, contrario a la intuición, existe una asociación negativa entre recibir alimentación y la probabilidad de estar contento con el trabajo. Un trabajador que reciba alimentación tiene una probabilidad 1,9 % menor de reportar estar contento con su trabajo frente a aquellos que no la reciben. Si bien esta estimación resulta contra-intuitiva, es necesario recordar que el modelo estimado es uno de correlaciones y no se puede interpretar los resultados directamente como efectos causales. Es, de este modo, que recibir alimentación puede estar asociado con empleos que ofrecen condiciones desfavorables y es el hecho de estar en ese tipo de trabajos lo que causa la insatisfacción laboral y no necesariamente el recibir alimentación. Al analizar por grupo de ocupación, el 34,7 % de los trabajadores que reciben alimentación son trabajadores no calificados, quienes a su vez conforman el grupo de ocupación que menor satisfacción laboral reporta. Entre aquellos que no reciben alimentación, solamente el 14,9 % de trabajadores son no calificados[9].

Los restantes beneficios probaron tener una asociación significativa y positiva con la satisfacción laboral. La recepción de vacaciones marca el mayor "efecto" marginal sobre la probabilidad de reportar estar contento en su empleo (7,3 %), mientras el resto de beneficios generan efectos similares. Estos resultados siguen en general la lógica mostrada en la Figura 5, con la excepción de que no se incluye aquí el análisis de la recepción de seguridad social que se analizará por separado más adelante.

Recordando la teoría, una de las características que hacen que un trabajador se sienta conforme con su trabajo, es la posibilidad de crecimiento dentro de la empresa (Andreassi *et al.*, 2012). Sin embargo, no se observa directamente esa dimensión, por lo que se propone analizarla mediante la recepción de capacitación por su empleador. El 20,6 % de asalariados declara que sí recibe cursos de capacitación en su lugar de trabajo. Entre los que reportan que sí reciben capacitación, el 88,3 % reportan estar contentos con su trabajo en contraste al 72,5 % entre aquellos que no reciben este beneficio. Los resultados econométricos mues-

[8] Si bien incondicionalmente las personas que reciben estos beneficios reportan mayor satisfacción laboral que aquellos que no lo reciben, por el bajo número de casos que los reciben, es posible que la estimación sea estadísticamente no significativa. No obstante, hace falta más evidencia para descartar que su relación con la satisfacción laboral sea realmente nula.

[9] Al controlar por grupo de ocupación, el coeficiente asociado a recibir alimentación fue menor en términos absolutos, aunque se mantuvo negativo y significativo. Esto muestra que parte del "efecto" de recibir alimentación realmente se explicaba por el grupo ocupacional. No obstante, pueden existir aún otras características inobservadas que pueden estar sesgando este resultado.

tran que existe una asociación positiva y significativa entre recibir cursos de capacitación y estar contento con el trabajo. Por su parte, para confirmar indirectamente la hipótesis de que recibir cursos de capacitación está asociado a la posibilidad de crecimiento dentro de la empresa, se estimó entre quienes reportan no estar contentos con su trabajo, qué proporción está descontenta por falta de posibilidades de progreso. En 2015, entre los que están descontentos y no reciben cursos de capacitación, el 76,5 % siente que tiene pocas probabilidades de progreso en su trabajo. Por su parte, entre aquellos que están descontentos, pero reciben cursos de capacitación, el 58,8 % reporta estar descontento por pocas posibilidades de progreso. De este modo indirecto, recibir cursos de capacitación está asociado con una mayor probabilidad de crecimiento laboral.

6.3 Seguridad Social

En los resultados descriptivos se evidenció que para 2015, recibir seguridad social está incondicional y fuertemente asociado con la satisfacción laboral. No obstante, se separó econométricamente el análisis de la seguridad social del resto de beneficios sociales por los cambios que ha evidenciado el sistema en los últimos ocho años. Por una parte, han existido políticas pro afiliación que han llevado a un aumento significativo de la cobertura. Entre 2007 y 2015, para la población analizada en este estudio, la afiliación pasó de 23,5 % a 42,4 %. Al considerar únicamente los asalariados, el 34,0 % recibían afiliación por parte de sus empleadores en 2007. Esta cifra aumentó a 58,7 % en 2015. Sin embargo, las políticas no solamente se han enfocado en la ampliación de la afiliación, sino también en la ampliación de los beneficios. Por una parte, se creó el Banco del IESS que amplió y facilitó el acceso a créditos a los afiliados, a la vez que la cobertura médica se amplió para los dependientes del afiliado.

Con estas consideraciones, en el modelo econométrico se interactuó la recepción de seguridad social con la variable de tiempo. Esto se hizo con el fin de entender si los cambios en la seguridad social también afectaron la asociación entre recibirla y la satisfacción laboral. El coeficiente asociado a recibir seguridad social en 2007 y su respectivo efecto marginal no son significativamente diferentes de cero. Sin embargo, recibir seguridad social en 2015 tiene tanto un coeficiente como un efecto marginal positivo y significativo sobre la posibilidad de reportar estar contento con el trabajo (3,9 % de salto discreto).

Es por esto que, en la búsqueda de condiciones laborales óptimas para el trabajador, es importante que el Estado genere incentivos tanto para que el empleado exija su derecho a la afiliación como para que el empleador cumpla con su deber de afiliación. Estos resultados indican que las reformas a la seguridad social son un avance en la consecución de incrementar la formalidad en el empleo en el país. Esto, a su vez, puede aumentar la satisfacción laboral y la calidad de vida. Sin embargo, aún queda un amplio grupo poblacional fuera de la cobertura de la seguridad social.

6.4 Estabilidad laboral

Una de las principales características que generan satisfacción laboral es la estabilidad. Teniendo en cuenta el tipo de contrato que tienen los asalariados con su patrono, se encuentra que aquellos con contrato permanente o nombramiento son los que más probabilidad tienen de reportar estar contentos con su trabajo. Adicionalmente, mientras más inestable es el tipo de contrato, la probabilidad de reportar estar contento cae. De este modo, al estimar la probabilidad de que alguien esté contento con su trabajo en función de su tipo de contrato, se evidencia una amplia brecha entre aquellos asalariados con contrato fijo o nombramiento y el resto de asalariados (Anexo 4). Mientras el 86,0 % de asalariados con contrato fijo reportan estar contentos con su trabajo, apenas el 54,3 % de los asalariados con contrato por hora reportan estarlo.

Estos resultados se confirman con la estimación econométrica, donde se obtiene que, en contraste a los asalariados con contrato fijo o nombramiento, el cambio discreto en la probabilidad de reportar estar contento con el trabajo es:

- Contrato temporal (6,1 % menos probabilidad de estar contento)
- Contrato por horas (7,9 % menos probabilidad de estar contento)
- Contrato por obra (9,3 % menos probabilidad de estar contento)
- Contrato por jornal (11,5 % menos probabilidad de estar contento)

En comparación al contrato permanente, todas las demás relaciones laborales tienen un efecto negativo y significativo al 1 % (Anexo 5) sobre la satisfacción laboral. Inclusive, entre algunas de las demás relaciones laborales existen diferencias significativas. Después del contrato fijo, el contrato temporal es el que mayor asociación tiene con satisfacción laboral. De manera similar, Gamero Burón (2004) encuentra que la estabilidad laboral tiene un importante efecto positivo sobre la probabilidad de encontrarse satisfecho con el trabajo.

6.5 Otros resultados

Adicionalmente, se identificó que ser empleado público está asociado con mayor satisfacción laboral que las otras categorías de trabajador. Asimismo, el lugar de trabajo impone condiciones que pueden conducir a la insatisfacción laboral. Así, aquellas personas que trabajan en la calle son 6,3 % menos probables de estar contentos con su lugar de trabajo en relación a las personas que laboran en lugares fijos y cerrados.

La edad mostró tener una relación cambiante a lo largo de su distribución. Hasta los 40 años, aproximadamente, la satisfacción laboral desciende con la edad. Sin embargo, al superar este umbral el efecto marginal es positivo (Anexo 1). Estos resultados replican lo

encontrado por Gamero Burón (2004) en donde partir de los 39 años la relación se revierte y se vuelve positiva y que fueron mostrados en la Figura 6 de la sección descriptiva.

La relación entre la estructura demográfica del hogar y la satisfacción laboral mostró ser negativa y significativa. Es decir, mientras más personas dependientes existan (menores de 15 o mayores de 64), la probabilidad de estar contento con el trabajo disminuye. Se incorporó una interacción entre género para verificar lo planteado por Hodson (1989) e Idrovo y Leyva (2014), que plantean que la estructura del hogar tiene una asociación de mayor magnitud para las mujeres. Sin embargo, para el caso ecuatoriano no se obtuvieron resultados significativos que indiquen una diferencia entre sexos.

Finalmente, al comparar con trabajadores sin educación, la gente con educación primaria o básica presenta una menor probabilidad de sentirse contento con su trabajo, lo que significaría una asociación negativa entre la educación y la satisfacción laboral. No obstante, los trabajadores con estudios de bachillerato y educación superior no presentan diferencias significativas con respecto a los trabajadores sin educación. Estos resultados van acorde a la literatura revisada (Hodson (1989); Clark (1996); Clark (1997); Bender *et al.* (2005)).

7 Cambio temporal en la satisfacción laboral

Entre 2007 y 2015, una mayor proporción de trabajadores reportan estar contentos con su trabajo. El objetivo de esta sección es identificar qué explica este cambio temporal.

De esta manera, según el modelo, las probabilidades de reportar estar contento con el trabajo fueron de 65,7 % y 71,2 % para 2007 y 2015, respectivamente[10].

Con el objetivo de descomponer el cambio en la probabilidad de reportar estar contento con el trabajo, se plantea entender la descomposición en la variable latente de satisfacción laboral a partir de la ecuación 1 del siguiente modo:

$$\begin{aligned} E[y^*_{it}|t=2015] - E[y^*_{it}|t=2007] \\ = E[X_{it}|t=2015]'\beta + \delta + E[X_{lit}|t=2015]'\beta_I 0 + E[X_{lit}|t=2015]'\beta_I \\ - E[X_{it}|t=2007]'\beta + E[X_{lit}|t=2007]'\beta_{I0} \end{aligned} \quad (2)$$

- X_{it} incluye todas las variables en $X'_{pit}, X'_{wit}, X'_{eit}$, con excepción de aquellas variables que son interactuadas con la variable dicotómica del año 2015.
- X_{lit} incluye las variables interactuadas con la variable dicotómica del año 2015. Esto es, el sector económico del empleador y si el individuo recibe seguridad social por parte de su empleador.

[10]Considerando la muestra ponderada por el diseño muestral, en 2007 el 63,4 % de trabajadores entre 15 y 65 años reportó estar contento con su trabajo, mientras que en 2015 fue 73,4 %. Dado que el modelo econométrico no considera las ponderaciones muestrales y se pierden ciertas observaciones por falta de información, las estimaciones de las proporciones de trabajadores contentos varían.

- β incluye todos los coeficientes de $\beta_p, \beta_w, \beta_e$, con excepción de aquellos asociados a las variables que son interactuadas con la variable dicotómica del año 2015.
- β_{I0} incluye a los coeficientes sin interacción de las variables de sector económico del empleador y si el individuo recibe seguridad social por parte de su empleador.
- β_I incluye a los coeficientes de interacción con la variable dicotómica de 2015 de las variables de sector económico del empleador y si el individuo recibe seguridad social por parte de su empleador.
- Se asume que $E[u_{it}|t = 2007] = E[u_{it}|t = 2015] = 0$

De este modo, reorganizando términos:

$$\begin{aligned} E[y^*_{it}|t = 2015] - E[y^*_{it}|t = 2007] \\ = (E[X_{it}|t = 2015] - E[X_{it}|t = 2007])'\beta + E[X_{lit}|t = 2015]' * (\beta_I + \beta_{I0}) \\ - E[X_{lit}|t = 2007]'\beta_{I0} + \delta \end{aligned} \quad (3)$$

Esto es, el cambio de la variable latente de satisfacción laboral puede descomponerse en:

- $(E[X_{it}|t = 2015] - E[X_{it}|t = 2007])'\beta$. El cambio inter-temporal en la esperanza de X_{it}, multiplicada por su coeficiente estimado para las características sin interacción. Esto es, para las características cuya asociación con la satisfacción laboral no cambió en el tiempo.
- $E[X_{lit}|t = 2015]' * (\beta_I + \beta_{I0}) - E[X_{lit}|t = 2007]'\beta_{I0}$. El cambio inter-temporal en la asociación con la satisfacción laboral, junto con el cambio inter-temporal de las esperanzas de aquellas variables con interacción con el tiempo.
- δ. El cambio inter-temporal no asociado a las demás variables.

Dado que, en términos de efectos marginales, el ratio de los coeficientes equivale al ratio de efectos marginales, se puede también extrapolar que la contribución porcentual al cambio inter-temporal de la variable latente de satisfacción laboral, equivale a la contribución porcentual en el cambio inter-temporal en la probabilidad de reportar estar contento en el trabajo.

Por este motivo, en el Anexo 6 se muestran si las variaciones inter-temporales en las esperanzas de X_{Iit} y X_{it} son significativas. En casi todas las dimensiones incluidas se encontraron cambios estadísticamente significativos, con excepción de:

- Proporción de trabajadores que trabajan en el sector comercial

- Proporción de trabajadores que trabajan en la calle
- Proporción de trabajadores independientes
- Proporción de trabajadores con contrato ocasional/temporal
- Proporción de trabajadores que trabajan entre 20 y 34 horas semanales

Adicionalmente, no se incluyó en la descomposición las dimensiones de sexo y etnia del trabajador, dado que la estructura demográfica se mantiene casi exacta entre ambos periodos de análisis.

Así, para todas las dimensiones con cambios significativos, se estimó lo propuesto en la ecuación 3.

Dado el cambio estructural en la relación entre la seguridad social y la satisfacción laboral, así como aquella entre pertenecer a un empleador formal y la satisfacción laboral, a estas dimensiones se las llama estructurales. El coeficiente que identifica al año 2015 (δ) mide el cambio promedio en la variable latente de satisfacción laboral no absorbida por las demás variables incluidas; por esto motivo a esta porción se la cataloga como otros. Finalmente, todas las demás variables analizadas se las cataloga como "características".

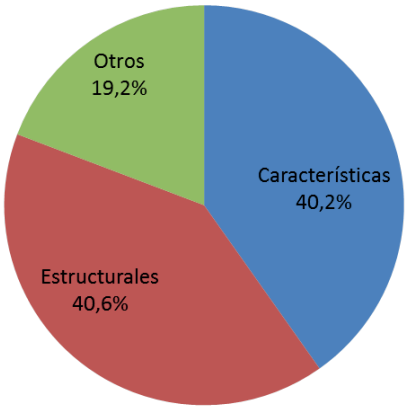


Figura 8: Descomposición del cambio en la probabilidad de reportar estar contento con el trabajo
Fuente: Enemdu - Diciembre 2007 y Diciembre 2015

De este modo, el 40,2 % del cambio en la probabilidad de reportar estar contento con el trabajo se debe a cambios en las características laborales y personales de los trabajadores. De estas características, la que mayor aporte generó fue el cambio en los ingresos laborales (Figura 8). Es relevante recordar que los ingresos laborales fueron deflactados de modo que sean comparables en ambos años. Dado que los ingresos están medidos en logaritmos, la resta

entre ambos se aproxima al crecimiento porcentual entre ambos periodos. Así, el crecimiento en el ingreso real promedio entre 2007 y 2015 fue aproximadamente de 33,0 %.

Asimismo, el aumento del número de personas que acceden al beneficio de vacaciones influyó fuertemente en la satisfacción laboral promedio. Del total del aumento en la satisfacción laboral (medido como el porcentaje de personas que reportan estar contentos con su trabajo), el 13,6 % fue motivado por la expansión de este beneficio. Entre el set de características personales y laborales, el tercer componente en importancia es el número de horas semanales de trabajo. Entre 2007 y 2015, aumentó en 13 p.p. la proporción de personas que trabajan entre 35 y 50 horas, aportando positivamente al cambio en la satisfacción laboral.

Un caso interesante proviene del cambio demográfico de la población con empleo. La edad promedio en la muestra aumentó en 0,7 años entre 2007 y 2015. Como se ve en el Anexo 1, la edad tiene un efecto marginal cambiante mientras la gente aumenta su edad. Dado que la edad promedio de la muestra utilizada aún está bajo el umbral sobre el cual el efecto marginal es positivo, el aumento de la edad promedio tuvo un efecto negativo sobre la satisfacción laboral entre 2007 y 2015. No obstante, prevalecen los cambios positivos en el efecto acumulado.

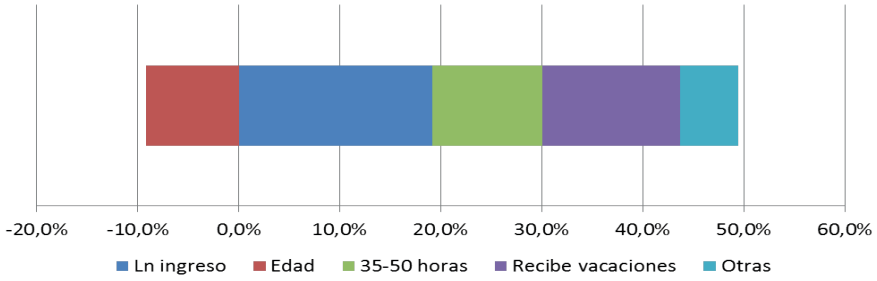


Figura 9: Descomposición del aporte de las características personales y laborales en el cambio inter-temporal de satisfacción laboral
Fuente: Enemdu - Diciembre 2007 y Diciembre 2015

Finalmente, el 40,6 % del cambio en satisfacción laboral entre 2007 y 2015 se explica por los cambios estructurales del mercado laboral. Son dos los cambios estructurales más relevantes. Por un lado, la seguridad social y en segundo lugar el aumento del empleo en el sector formal. El tercer componente de la Figura 9, es decir "Sector NC", únicamente representa el residuo de gente que no puede ser clasificada como en el sector formal o informal.

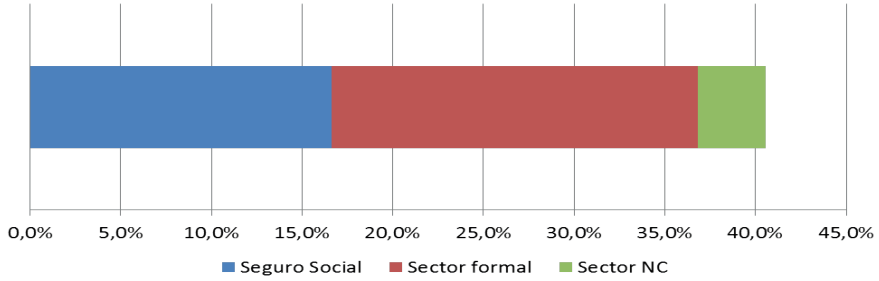


Figura 10: Descomposición del aporte de los cambios estructurales en el cambio inter-temporal de satisfacción laboral
Fuente: Enemdu - Diciembre 2007 y Diciembre 2015

De este modo, considerando únicamente la seguridad social y el trabajo en el sector formal, el primero aportó el 45,2 % del cambio asociado a los cambios estructurales, equivalente al 16,6 % del cambio total entre 2007 y 2015. El segundo aportó el restante 54,8 % que está asociado al 20,2 % del cambio total. Es importante entonces recordar que no solo la cobertura de la seguridad social ha aumentado significativamente en el periodo de análisis, sino que los beneficios asociados a ésta se expandieron. Por ejemplo, se amplió la posibilidad de acceder a créditos, se amplió la cobertura de salud tanto para el número de personas como las opciones de atención de los afiliados, entre otros cambios del sistema de seguridad social. Esto hizo que no solo exista un aumento en la satisfacción por ampliación de cobertura sino también porque la percepción asociada a la afiliación a la seguridad social cambió positivamente entre 2007 y 2015. Algo similar ocurrió con trabajar en el sector formal de la economía. Con el aumento del salario mínimo, la ampliación de beneficios y derechos laborales asociados al mercado formal de trabajo, la asociación de trabajar en este y la satisfacción laboral aumentó significativamente en el periodo de análisis.

8 Validez interna de la estimación

En primer lugar, es necesario recordar que la satisfacción laboral en la Enemdu se mide categóricamente y por eso fue necesario utilizar un modelo de respuestas ordenadas. Estas respuestas se evidencian, teóricamente, cuando la variable latente de satisfacción supera ciertos umbrales. De este modo, parte de la validez tanto de la escala como de la estimación requiere que los umbrales discriminen bien los distintos niveles de satisfacción laboral. En otras palabras, se requiere que los umbrales no se superpongan entre sí. Así, se estimaron pruebas de igualdad entre los tres umbrales estimados. Lo que se quiere evidenciar es que los umbrales sigan el orden establecido y que sean estadísticamente diferentes entre sí.

Tabla 3: Pruebas de Hipótesis de igualdad de umbrales. p-valor.

	Corte 1	Corte 2	Corte 3
Corte 1	.	.	.
Corte 2	0,0000	.	.
Corte 3	0,0000	0,0000	.

Fuente: Enemdu - Diciembre 2007 y Diciembre 2015

Todas las pruebas fueron rechazadas al 1 % de significancia, mostrando que los umbrales efectivamente son diferentes y por lo tanto discriminan distintos niveles de satisfacción.

Sobre la especificación del modelo, las condiciones de primer orden son (Cameron C. y Trivedi P., 2005):

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \beta} = \sum_j \sum_i \frac{y_{ij}}{p_{ij}} \frac{\partial p_{ij}}{\partial \beta} = 0 \tag{4}$$

Dónde:

- $\mathcal{L}$ es el logaritmo de la función de verosimilitud
- y_{ij} es igual 1 si la opción j fue elegida/reportada por el individuo i
- p_{ij} es la probabilidad de que el individuo i elija la opción j y se estableció que es igual a $F(k_j - x_i'\beta) - F(k_{j-i} - x_i'\beta)$
- β es un vector de coeficientes a estimar

Para que se cumplan las condiciones de primer orden y por lo tanto los resultados sean consistentes, se requiere que p_{ij} esté correctamente especificado. No existe un mecanismo de comprobación del supuesto de la forma funcional de la probabilidad, más en términos empíricos la elección entre un modelo asumiendo normalidad de los errores o una distribución logística tiene poca influencia en la estimación de efectos marginales. Si bien los coeficientes específicos varían entre los dos modelos, la estimación de efectos marginales apenas cambia (Cameron C. y Trivedi P., 2005).

Adicionalmente, la estimación de cualquier modelo por máxima verosimilitud basa su aproximación en teoría asintótica. Esto es, cuando la muestra tiende al infinito, las conclusiones sobre la distribución de los coeficientes son válidas. Esto influye directamente en la inferencia del modelo, y, por lo tanto, sobre las pruebas de hipótesis. La muestra final en la estimación del modelo fue de 61.410 observaciones. Dado ese tamaño de muestra, se puede confiar en las conclusiones sobre la distribución asintótica de los coeficientes.

Algo que, sin embargo, puede influir en los resultados presentados, es la posible presencia de endogeneidad. Esto es, la existencia de variables omitidas que puedan estar relacionadas con las variables incluidas y que potencialmente sobre o subestimen ciertas asociaciones. No

obstante, la mayoría de coeficientes siguen las hipótesis teóricas planteadas originalmente, confirmando la coherencia económica de los estimadores. Pese a esto, dadas las condiciones de los datos, no existe mecanismo de verificación de exogeneidad, ni existen ajustes adicionales que puedan realizarse y por lo tanto se vuelve un supuesto de identificación.

9 Conclusiones Generales

El presente artículo logra identificar los factores asociados la satisfacción laboral y su cambio temporal. La relevancia de este estudio reside en que presenta es un primer trabajo en realizar una exploración sobre la temática en el país a nivel general, del cual tengamos conocimiento. Principalmente muestra evidencia de una asociación entre el fortalecimiento del sistema de seguridad social, las mejoras de las condiciones laborales en el sector formal de la economía y el aumento del ingreso laboral (que en parte puede estar empujado por la política de salarios mínimos) con el incremento en la satisfacción laboral general.

Es posible clasificar a los factores asociados a la satisfacción laboral en dos grandes grupos; por un lado, características personales; y por otro, características laborales. En cuanto a las características personales, según el sexo, se evidencia que los hombres son 7,3 % menos probables de encontrarse contentos con su labor en relación a las mujeres, condicional en tener características laborales similares.

Este último resultado es relevante, considerando que las mujeres presentan condiciones de trabajo menos favorables. Apenas 48,2 % de ellas gozan de empleo adecuado, mientras 60,7 % de hombres gozan de este. Una posible explicación se da al suponer que las mujeres son menos propensas a expresar su descontento. Este es un primer análisis de satisfacción laboral con un enfoque temporal, sin embargo, sería interesante ampliar el análisis en torno al género para observar como varían los factores asociados a la satisfacción laboral.

El ingreso de los trabajadores que, en términos reales, creció un 33,0 % aproximadamente entre 2007 y 2015, presenta un efecto marginal en el promedio de 8,2 % en la probabilidad de estar contento con el trabajo. No obstante, el efecto marginal decrece a la vez que el ingreso aumenta, demostrando que los incrementos salariales tienen fuertes impactos en la parte baja de la distribución remunerativa. Por lo tanto, es relevante destacar la política de alza de los salarios mínimos, pues al afectar la cola izquierda de la distribución de ingresos, la política está asociada a amplios beneficios en cuanto a la satisfacción laboral. Adicionalmente, el efecto marginal del ingreso es estadísticamente diferente entre hombres y mujeres. Es mayor para los hombres. Por lo tanto, para los hombres, un aumento en el ingreso generará mayor satisfacción que la que le generará a una mujer de similares características.

Se evidencia en este estudio que la asociación entre la seguridad social y la satisfacción laboral aumentó significativamente entre 2007 y 2015. Periodo en el cual mejoró la cobertura de seguridad social, así como se ampliaron sus beneficios asociados. La cobertura creció entre 2007 y 2015 en 18,9 puntos porcentuales, y se garantizaron servicios de salud y financieros

como beneficios colaterales de la afiliación. En el año 2007, el coeficiente asociado a recibir seguridad social no era significativo, mientras que para el 2015 sí tiene una relación positiva y significativa con la satisfacción laboral. Quienes están afiliados a la seguridad social tienen 3,9 % más probabilidad de encontrarse satisfechos con el trabajo que quienes no están afiliados en 2015.

Entre las características laborales con mayor asociación e influencia sobre la satisfacción laboral están los beneficios laborales, las horas de trabajo y la estabilidad laboral. El análisis econométrico reveló que recibir por parte del empleador vivienda, vacaciones, ropa de trabajo y capacitación tiende a aumentar la probabilidad de estar contento con el trabajo en 2,7 %, 7,3 %, 2,9 % y 2,6 %.

Asimismo, se encontró que las personas con una carga semanal de trabajo entre 35 y 50 horas tienen el mayor nivel de satisfacción laboral. Sin embargo, igualmente relevante es que mayor insatisfacción causa una deficiente carga laboral (trabajar menos de 35 horas) que una excesiva carga laboral (más de 50 horas semanales). Paralelamente, se identificó que la estabilidad laboral, expresada como contrato fijo o nombramiento está asociada al mayor nivel de satisfacción laboral frente a otro tipo de relación laboral en dependencia.

Al análisis econométrico se agregó una descomposición del cambio inter-temporal. Vale mencionar que existe un cambio de 5,5 puntos porcentuales (10 aproximadamente al considerar los pesos muestrales) en la proporción de trabajadores que reportan estar contentos con su trabajo entre 2007 y 2015. El cambio temporal se descompone en tres dimensiones: *estructurales*, haciendo alusión a cambios del sistema laboral y económico; *características*, ilustrando las condiciones particulares de los individuos; y otros, recogiendo el resto de factores no incluidos en el modelo.

Se evidenció que la variación inter-temporal se explica en un 40,6 % por cambios estructurales, 40,2 % por características personales y laborales; y 19,2 % por otros factores.

Dentro de los cambios estructurales, el factor con mayor peso es el aumento del trabajo en el sector formal, aportando 20,2 % del cambio total. Dentro de los cambios estructurales también está la ampliación de cobertura de la seguridad social y el fortalecimiento del sistema de seguridad social. Esto último llevó a que las personas en 2015 asocien a la seguridad social con una mayor satisfacción laboral, mientras en 2007, este no era el caso. Este componente explicó el 16,6 % del cambio inter-temporal.

Desde las características personales y laborales, el aumento del ingreso laboral explica el 19,1 % del total de la variación en satisfacción laboral entre ambos periodos. El 10,9 % se explica por la mejora en la carga laboral y el 13,6 % por la expansión de la cobertura del beneficio de vacaciones. El resto de la variación, se explica por otros motivos. Estos resultados van de acuerdo con el análisis descriptivo general de la satisfacción laboral, dónde los trabajadores reportaron como principales causas de descontento ingresos bajos, pocas probabilidades de progreso y no tener estabilidad.

Los resultados presentados en este estudio, si bien no pueden entenderse como relaciones causales, muestran asociaciones relevantes entre los cambios que ha enfrentado el mercado

laboral ecuatoriano con la satisfacción laboral. Estos resultados, por lo tanto, pueden guiar y fortalecer decisiones de política laboral enfocadas en la satisfacción laboral como parte de los objetivos de desarrollo del país. Por otro lado, muestran relaciones demográficas interesantes como las diferencias entre sexos y grupos etarios que nos permiten tener una mayor comprensión del Ecuador como sociedad.

Referencias

Andreassi, J., Lawter, L., Brockerhoff, M., y Rutigliano, P. (2012). Job Satisfaction Determinants: A Global Study Across 48 countries. *Proceedings of 2012 Annual*.

Armentor, J. y Forsyth, C. (1995). Determinants of Job Satisfaction Among Social Workers. *International Review of Modern Sociology*, 25(2):51–63.

Aziri, B. (2011). Job Satisfaction: A Literature Review. *Management Research and Practice*, 3(4):77 – 86.

Bender, K., Donohue, S., y Heywood, J. (2005). Job Satisfaction and Gender Segregation. *Oxford Economic Papers*, 57(3):479–496.

BID (2008). Calidad de vida: Más allá de los hechos.

Bos, J., Donders, N., Bouwman-Brouwer, K., y Van der Gulden, J. (2009). Work characteristics and determinants of job satisfaction in four age groups: university employees' point of view. *International Archives of Occupational and Environmental Health*, (82):1249–1259. doi:10.1007/s00420-009-0451-4.

Canal, J. (2013). *Ingresos y satisfacción laboral de los trabajadores españoles con título de doctor*.

Carrillo-García, C., Solano-Ruíz, M., Martínez-Roche, M., y Gómez-García, C. (2013). Influencia del género y edad: satisfacción laboral de profesionales sanitarios. *Revista Latino-Americana de Enfermagem*, 21(6):1314– 1320.

Clark, A. (1996). Job Satisfaction in Britain. *British Journal of Industrial Relations*, 34(2):189–217. doi:10.1111/j.1467-8543.1996.tb00648.x.

Clark, A. (1997). Job satisfaction and gender: Why are women so happy at work? *Labour Economics*, pp. 341–372.

Dugguh, S. y Dennis, A. (2014). Job satisfaction theories: Traceability to employee performance in organizations. *Journal of Business and Management*, 16(5):11–18.

Ellickson, M. y Logsdon, K. (2001). Determinants of Job Satisfaction of Municipal Government Employees. *State & Local Government Review*, 33(3):173–184.

E.O, O. (2013). Job Satisfaction and its Predictive Measures on Job Satisfaction of Administrative Staff in South West Nigeria Universities. *European Scientific Journal*, 9(23):167–174.

Farooq, S. y Ahmed, U. (2007). Underemployment, Education, and Job Satisfaction. *The Pakistan Development Review*, 46(4):895 – 907.

Gamero Burón, C. (2004). Satisfacción laboral de los asalariados en España. Especial referencia a las diferencias por género. *Cuadernos de Economía*, 27:109–146.

Hodson, R. (1989). Gender Differences in Job Satisfaction: Why Aren't Women More Dissatisfied? *The Sociological Quarterly*, 30(3):385–399.

Idrovo, S. y Leyva, P. (2014). Éxito y satisfacción laboral y personal: Cómo lo perciben mujeres que trabajan en Bogotá. *Pensamiento & gestión*, pp. 155–183.

INEC (2016). Panorama Laboral y Empresarial 2016.

Jurik, N. y Halemba, G. (1984). Gender, Working Conditions and the Job Satisfaction of Women in a Nontraditional Occupation: Female Correctional Officers in Men's Prisons. *The Sociological Quarterly*, 25(4):551–566. Retrieved from http://www.jstor.org/stable/4106039.

Kalleberg, A. L. (1977). Work values and job rewards: a theory of job satisfaction. *American Sociological Review*, 42(1):124 –143.

Locke, E. (1969). What is Job Satisfaction? *Organizational Behavior and Human Performance*, 4:209–336.

López-García, M., Aguilera-Velasco, M., Delgado-García, D., Torres-López, T., Soltero-Avelar, R., y Acosta-Fernández, M. (2014). ¿cuáles son los avances empíricos en el estudio de la satisfacción laboral? *Revista Colombiana de Salud Ocupacional*, 4(3):8 – 11.

McNeese-Smith, D. (1995). Job satisfaction, Productivity and Organizational commitment. *Journal of nursing administration*, Vol. 25:17–26.

Miller, J. (1980). Individual and Occupational Determinants of Job Satisfaction: A Focus on Gender Differences. *Sociology of Work and Occupations*, 7(3):337–366.

Mincer, J. (1958). Investment in human capital and personal income distribution. *Journal of Political Economy*, 66(44):2818–302.

Navarra, S. (2010). *Trabajos en la vía pública urbana*.

Ravari, A., Mirzaei, T., y Kazemi, M. (2012). Job satisfaction as a multidimensional concept: A systematic review study. *Journal of Occupational Health and Epidemiology*, 1(2):95–102.

Saeed, R., Lodhi, R., Iqbal, A., Nayyab, H., Mussawar, S., y Yaseen, S. (2013). Factors Influencing Job Satisfaction of Employees in Telecom Sector of Pakistan. *Middle-East Journal of Scientific Research*, 16(11):1476–1482.

SENPLADES (2013). Plan Nacional para el Buen Vivir 2013 - 2017. Quito.

Smerek, R. y Peterson, M. (2007). Examining Herzberg's Theory: Improving Job Satisfaction among Non-Academic Employees at a University. *Research in Higher Education*, 48(2):229–250.

Sánchez, S., Fuentes, F., y Artacho, C. (2007). La perspectiva de género en el análisis de la satisfacción laboral: una aplicación empírica mediante modelos logit y probit. *Cuadernos de Gestión*, 7(2):56–67.

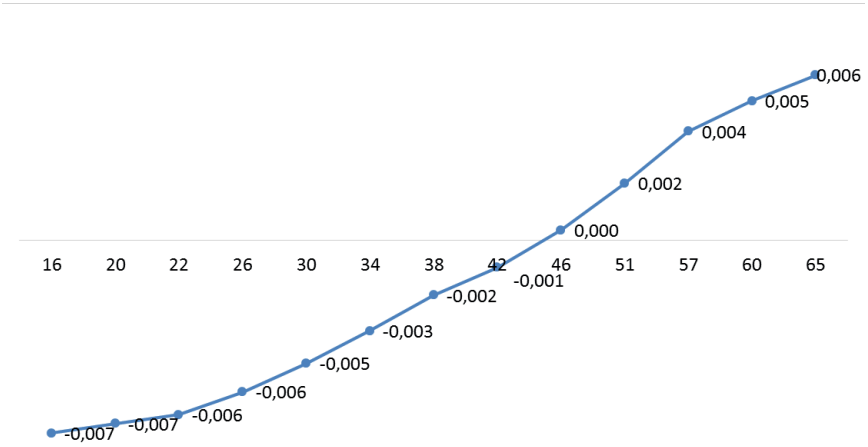
Spence Laschinger, H., Finegan, J., Shamian, J., y Wilk, P. (2004). A Longitudinal Analysis of the Impact of Workplace Empowerment on Work Satisfaction. *Journal of Organizational Behavior*, 25(4):527–545.

Weaver, C. (1978). *Sex Differences in the Determinants of Job Satisfaction*. San Antonio.

Weiss, H. M. (2002). Deconstructing job satisfaction: Separating evaluations, beliefs and affective experiences. *Human Resource Management Review*, 12:173–194.

Anexos

Anexo 1. Efectos marginales de la edad sobre satisfacción laboral



Fuente: Enemdu - Diciembre 2007 y Diciembre 2015

Anexo 2. Pruebas de Hipótesis de igualdad de efectos por condición de actividad p-valor.

	Asalariado público	Asalariado privado	Independiente	Empleo doméstico
Asalariado público	.	.	.	.
Asalariado privado	0,0000	.	.	.
Independiente	0,0025	0,0000	.	.
Empleo doméstico	0,0296	0,0029	0,7321	.

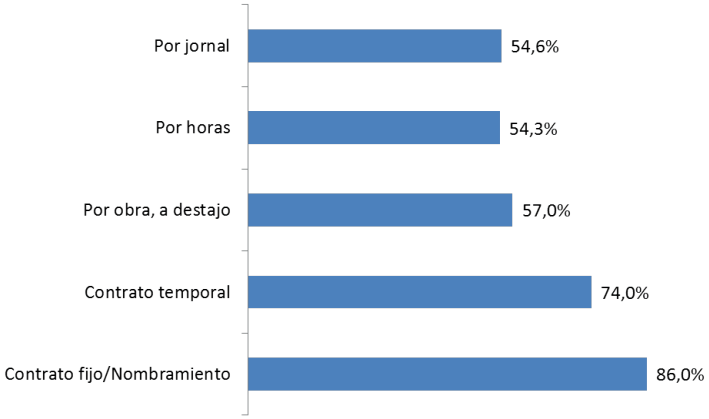
Fuente: Enemdu - Diciembre 2007 y Diciembre 2015

Anexo 3. Pruebas de Hipótesis de igualdad de efectos por lugar de trabajo p-valor.

	Obra en construcción	En la calle/kiosco en la calle	Otros
Obra en construcción	.	.	.
En la calle/kiosco en la calle	0,0001	.	.
Otros	0,2132	0,0001	.

Fuente: Enemdu - Diciembre 2007 y Diciembre 2015

Anexo 4. Probabilidad incondicional de reportar estar contento en el trabajo por tipo de contrato - Año 2015



Fuente: Enemdu - Diciembre 2015

Anexo 5. Estimación del modelo logístico ordenado

Autoidentificación Étnica	Indígena	0,159 (0,034)**
	Afroecuatoriano	0,045 (0,042)
	Blanco	0,063 (0,051)
	Otro	-0,066 (0,19)
Estado Civil	Casado	-0,002 (0,021)
Nivel de Educación	Primaria Incompleta	-0,154 (0,055)**
	Primaria Completa	-0,116 (0,053)*
	Ciclo Básico	-0,144 (0,058)*
	Bachillerato	-0,053 (0,057)
	Educación Superior	0,031 (0,061)
Número de trabajos	Más de un trabajo	-0,119 (0,037)**
Experiencia específica	Años en el mismo puesto	0,002 (0,001)
Rama de actividad	Agricultura	0,17 (0,034)**
	Minas	-0,125 (0,094)
	Manufactura	0,046 (0,035)
	Comercio	0,013 (0,03)
	Construcción	0,032 (0,07)

Lugar de trabajo	Obra de construcción	0,093
		(0,075)
	En la calle	-0,279
		(0,063)**
Categoría de trabajador	Asalariado privado	-0,352
		(0,052)**
	Independiente	-0,191
		(0,063)**
	Empleo doméstico	-0,169
		(0,078)*
Relación Laboral	Contrato temporal	-0,284
		(0,032)**
	Por obra	-0,42
		(0,071)**
	Por horas	-0,36
		(0,072)**
	Por jornal	-0,515
		(0,041)**
Horas trabajadas a la semana	20-34 horas	0,127
		(0,042)**
	35-50 horas	0,486
		(0,041)**
	más de 50 horas	0,235
		(0,046)**
Tamaño de empresa / institución	Pequeña empresa	-0,131
		(0,033)**
	Mediana empresa	-0,213
		(0,065)**
	Gran empresa	-0,106
		(0,043)*
Beneficios Laborales	Recibe Alimentación	-0,089
		(0,025)**
	Recibe Vivienda	0,126
		(0,055)*
	Recibe Vacaciones	0,349
		(0,040)**
	Recibe Ropa de trabajo	0,138
		(0,036)**
	Recibe capacitación	0,122
		(0,042)**
	Recibe IESS	-0,082
		(0,048)
	Recibe IESS x Año = 2015	0,269
		(0,054)**
Índice de dependencia	Índice de dependencia	-0,095
		(0,014)**
Región	Costa	0,027
		(0,021)
	Amazonía	-0,116
		(0,031)**
	Región insular	-0,316
		(0,131)*
Área	Área rural	0,067
		(0,023)**
Género	Hombre	-0,796
		(0,116)**

Ingreso	ln(ingreso)	0,324
		(0,020)**
	Hombre x ln(ingreso)	0,085
		(0,022)**
Sector de la economía	Sector formal	0,029
		(0,038)
	Sector sin clasificar	-0,151
		(0,042)**
	Sector formal x Año = 2015	0,203
		(0,045)**
	Sector s/c x Año = 2015	0,165
		(0,057)**
Edad	Edad	-0,069
		(0,005)**
	Edad $\hat{2}$	0,001
		(0,000)**
Año	Año = 2015	0,109
		(0,027)**
Umbral 1		-3,53
		(0,149)**
Umbral 2		-1,647
		(0,146)**
Umbral 3		-0,561
		(0,146)**
Log pseudolikehood		-51786,34
LR		1035752,68
Pseudo R2		0,0606
N		61.410

Fuente: Enemdu - Diciembre 2007 y Diciembre 2015
(Errores estándar robustos en paréntesis)
**1 % de significancia *5 % de significancia

Anexo 6. Efectos marginales en el promedio

Autoidentificación Étnica	Indígena	0,034 (0,007)**
	Afroecuatoriano	0 (0,009)
	Blanco	0,014 (0,011)
	Otro	-0,015 (0,042)
Estado Civil	Casado	0 (0,004)
Nivel de Educación	Primaria Incompleta	-0,033 (0,012)**
	Primaria Completa	-0,025 (0,011)*
	Ciclo Básico	-0,031 (0,012)*
	Bachillerato	-0,011 (0,012)
	Educación Superior	0,007 (0,013)
Número de trabajos	Más de un trabajo	-0,026 (0,008)**

Experiencia específica	Años en el mismo puesto	0 (0)
Rama de actividad	Agricultura	0,036 (0,007)**
	Minas	-0,028 -0,022
	Manufactura	0,01 (0,008)
	Comercio	0,003 (0,006)
	Construcción	0,007 (0,015)
Lugar de trabajo	Obra de construcción	0,02 (0,016)
	En la calle	-0,063 (0,015)**
Categoría de trabajador	Asalariado privado	-0,074 (0,010)**
	Independiente	-0,039 (0,013)**
	Empleo doméstico	-0,034 (0,016)*
Relación Laboral	Contrato temporal	-0,061 (0,007)**
	Por obra	-0,093 (0,016)**
	Por horas	-0,079 (0,017)**
	Por jornal	-0,115 (0,010)**
Horas trabajadas a la semana	20-34 horas	0,03 (0,010)**
	35-50 horas	0,109 (0,010)**
	más de 50 horas	0,055 (0,011)**
Tamaño de empresa / institución	Pequeña empresa	-0,028 (0,007)**
	Mediana empresa	-0,047 (0,015)**
	Gran empresa	-0,023 (0,010)*
Beneficios Laborales	Recibe Alimentación	-0,019 (0,005)**
	Recibe Vivienda	0,027 (0,011)*
	Recibe Vacaciones	0,073 (0,008)**
	Recibe Ropa de trabajo	0,029 (0,007)**
	Recibe capacitación	0,026 (0,009)**
Índice de dependencia	Índice de dependencia	-0,02 (0,003)**
Género	Hombre	-0,073 (0,005)**

Ingreso	ln(ingreso)	0,082
		(0,003)**
Edad	Edad	-0,002
		(0,000)**
	Seguridad Social en 2007	-0,02
Seguridad		-0,012
Social	Seguridad Social en 2015	0,036
		(0,008)**
	Sector formal * Año = 2007	0,007
		(0,009)
	Sector formal * Año = 2015	0,046
Sector de la		(0,007)**
economía	Sector n/c * Año = 2007	-0,036
		(0,010)**
	Sector n/c * Año = 2015	0,003
		(0,009)
	N	61410

Fuente: Enemdu - Diciembre 2007 y Diciembre 2015
(Errores estándar robustos en paréntesis)
**1 % de significancia *5 % de significancia

Anexo 7. Pruebas de diferencias de medias entre 2007 y 2015

		Promedio 2007	Promedio 2015	Diferencia	t-stat
	Ln ingreso	5,17	5,5	0,33	46,39
	Edad	37,85	38,62	0,77	7,36
	Seguro Social	0,22	0,41	0,19	52,95
	Índice de dependencia	0,66	0,60	-0,05	-9,50
Educación	Sin educación	0,04	0,02	-0,02	-14,43
	Primaria incompleta	0,15	0,08	-0,07	-24,97
	Primaria completa	0,34	0,30	-0,04	-9,74
	Educación básica	0,11	0,11	-0,01	-2,21
	Bachillerato	0,16	0,26	0,09	28,45
	Superior	0,19	0,23	0,04	11,85
Rama de actividad	Agricultura	0,31	0,25	-0,06	-15,65
	Minería	0,01	0,01	0,00	5,69
	Manufactura	0,1	0,10	-0,01	-2,43
	Comercio	0,16	0,16	-0,01	-1,68
	Construcción	0,08	0,08	0,01	3,48
	Servicios	0,35	0,40	0,06	14,32
Lugar del trabajo	Construcción	0,07	0,06	-0,01	-2,77
	En la calle	0,02	0,02	0,00	-1,22
	Otros lugares de trabajo	0,91	0,92	0,01	3,06
Categoría de trabajador	Empleado público	0,11	0,15	0,04	14,83
	Empleado privado	0,51	0,48	-0,04	-8,54
	Independiente	0,35	0,35	0,00	1,14
	Empleado doméstico	0,03	0,03	-0,01	-6,46
Tipo de contrato (solo asalariados)	Contrato fijo	0,38	0,45	0,07	13,33
	Contrato temporal	0,30	0,30	0,00	-0,80
	Contrato por obra	0,04	0,02	-0,02	-11,67
	Contrato por horas	0,03	0,02	-0,02	-11,55
	Contrato por jornal	0,24	0,22	-0,02	-5,69
Horas semanales de trabajo	menor a 20 horas	0,07	0,05	-0,02	-9,52
	20-34 horas	0,14	0,14	-0,01	-1,90
	35-50 horas	0,57	0,70	0,13	32,13
	más de 50 horas	0,22	0,12	-0,10	-32,99
Tamaño de empresa	Microempresa	0,66	0,63	-0,03	-7,76
	Pequeña empresa	0,12	0,09	-0,03	-11,48
	Mediana empresa	0,02	0,02	0,00	-2,74
	Gran empresa	0,19	0,25	0,06	18,98
Sector económico	Sector formal	0,42	0,55	0,13	31,27
	Sector informal	0,45	0,38	-0,07	-17,91
	Sector NC	0,13	0,08	-0,05	-21,31
Beneficios laborales	Recibe alimentación	0,35	0,33	-0,02	-4,25
	Recibe vivienda	0,07	0,04	-0,03	-14,09
	Recibe vacaciones	0,31	0,53	0,22	45,43
	Recibe ropa de trabajo	0,21	0,28	0,07	16,71
	Recibe capacitación	0,17	0,21	0,04	9,58

Fuente: Enemdu - Diciembre 2007 y Diciembre 2015

Analítika

Evolución de la desigualdad de ingresos en Ecuador, período 2007-2015

Santiago Sarmiento Moscoso

www.ecuadorencifras.gob.ec

Evolución de la desigualdad de ingresos en Ecuador, período 2007-2015

Santiago Sarmiento Moscoso

Grupo de Investigación en Economía Regional, Universidad de Cuenca, Ecuador.

santiago.sarmiento@ucuenca.edu.ec

Resumen

Históricamente Ecuador se ha ubicado entre los países con mayor desigualdad en la distribución de la renta en América Latina. El objetivo de este trabajo es analizar la evolución de la desigualdad de ingresos, a nivel nacional y regional, en el período 2007-2015 sobre la base de datos de la Encuesta Nacional de Empleo y Desempleo del Ecuador. Para ello se calcula el índice de Gini del ingreso de los hogares, utilizando la metodología de la OCDE, que es algo diferente a la comúnmente utilizada. Adicionalmente, mediante la descomposición de Larraz (2016), se mide el nivel de contribución de los territorios a la desigualdad total; se complementan los resultados con el cálculo del índice de Atkinson e índice de Theil. Por último, se analiza las brechas salariales existentes entre hombres y mujeres. Los resultados confirman que las diferencias salariales se justifican por la presencia de discriminación a la mujer en el sistema laboral ecuatoriano.

Palabras clave: Ingreso por hogar, desigualdad, coeficiente de Gini, brecha salarial.

Abstract

Historically Ecuador has been among the countries with the highest degree of income inequality in Latin America. The objective of this paper is to analyze the evolution of income inequality, at national and regional level, in the period 2007-2015 based on data from the National Survey of Employment and Unemployment in Ecuador. For this, the Gini index of household income is calculated using the OECD methodology, which is somewhat different from the one commonly used. In addition, through the decomposition of Larraz (2016), the level of contribution of the territories to the total inequality is measured. The results are complemented by the calculation of the Atkinson index and Theil index. Finally, the gap between men and women is analyzed. The results confirm that the wage differences are justified by the presence of discrimination

against women in the Ecuadorian labor system.

Key Words: Household income, inequality, Gini index, gender wage gap.

Clasificador JEL: C88, D31, D63.

1 Introducción

La desigualdad, uno de los mayores problemas de la sociedad ecuatoriana, se ha visto influenciada por la inestabilidad política existente hasta mediados de la década pasada y por políticas económicas poco vinculadas al interés social y a la realidad nacional. Una de las consecuencias de esta situación fue la migración internacional de aproximadamente dos millones de ecuatorianos (Serrano, 2008), así como el fortalecimiento del flujo migratorio interno a las pocas ciudades que aglomeran la mayor cantidad de población y concentran la actividad económica del país[1] (Royuela y Ordoñez, 2014).

En 2007 la desigualdad en el Ecuador se veía reflejada en algunas variables. En primer lugar, el 2 % de las familias poseían el 90 % de las grandes empresas (ENEMDU, 2007). En segundo lugar, el 10 % más rico acumulaba aproximadamente el 42 % de los ingresos totales, mientras que el 10 % más pobre recibía menos del 2 %. De igual manera, más de la mitad de la población no lograba satisfacer sus necesidades básicas y cuatro de cada diez ecuatorianos vivían en situación de pobreza (Ídem). En cuanto al índice de Gini, según el Banco Mundial se ubicaba en alrededor del 0,54 en 2007 (véase Tabla 1).

Además, la diferencia de ingresos salariales entre hombres y mujeres en el mercado ecuatoriano era de 15,2 % en 2007, a pesar de que la mujer tenía 4,2 % más años de educación en promedio que los hombres (Rivera, 2013).

Cabe mencionar que durante la década de los 90s e inicios del 2000 se suscitaron importantes acontecimientos que provocaron la caída de la economía ecuatoriana y el aumento de la desigualdad de ingresos entre 1995 y 2007. En 1995 se dio el conflicto bélico con Perú; en 1999 quebraron la mayor parte de los bancos privados del país. En 2000 se decretó la dolarización oficial de la economía eliminando la moneda nacional (Sucre) y durante los siguientes años hubo una fuerte inestabilidad política, asumiendo la presidencia Gustavo Noboa en 2000; Lucio Gutiérrez en 2003, quien fue derrocado en 2005 y sustituido por su vicepresidente Alfredo Palacio (Larrea, 2008).

En 2007, a nivel de América Latina, Ecuador se encontraba como uno de los países más desiguales (índice de Gini de 0,54), tan sólo superado por República Dominicana, Brasil y Bolivia (véase Figura 1).

[1]Ecuador está dividido territorialmente en provincias, de las cuales Pichincha, Guayas, Manabí y Azuay concentran el 62 % de la población total y el 70 % de la actividad económica (Censo de Población y Vivienda del Ecuador (2010); Banco Central del Ecuador, (2014)).

Tabla 1: Coeficiente de Gini en Ecuador.

Año	Coeficiente Gini
1990	0,45
1991	0,49
1992	0,50
1993	0,50
1994	0,50
1995	0,50
1996	0,48
1997	0,49
1998	0,49
1999	0,58
2000	0,56
2001	0,56
2002	0,55
2003	0,55
2004	0,50
2005	0,54
2006	0,53
2007	0,54

Fuente: Elaboración propia en base al Banco Mundial y al Sistema de Indicadores Sociales del Ecuador.

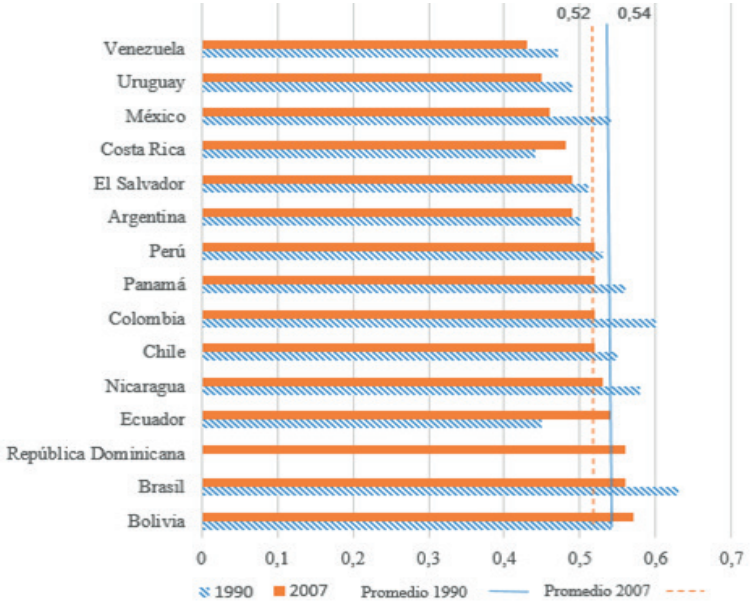


Figura 1: Índice de Gini en Latinoamérica (1990 y 2007).

Fuente: Elaboración en base a la CEPAL. Área de Políticas Presupuestarias y Gestión.

Rafael Correa, al iniciar su período de gobierno en 2007, tuvo como una de sus prioridades revertir la desigualdad de ingresos en el Ecuador (Plan de Gobierno, 2007, p.9), mediante políticas económicas y de redistribución que iban en la línea de su plan electoral. En la primera propuesta del período 2007-2011, se enfatizó en la igualdad distributiva intra e interterritorial que fomenten un "crecimiento sostenible y humano, sustentado en la igualdad, solidaridad y libertad" (Ídem, p.9). Adicionalmente, en el primer Plan de Desarrollo de 2007 se fijó como meta revertir la desigualdad al menos a los niveles de 1995 (0,50).

Para ello, se propuso disminuir la desigualdad de ingresos mediante la fijación de límites mínimos y máximos a los salarios públicos y la eliminación de la tercerización laboral.

Posteriormente, entre 2009 y 2013 se planificó las políticas económicas desde la perspectiva del concepto conocido como "Buen Vivir", poniendo énfasis en reducir la desigualdad inter territorial, disminuir la brecha salarial entre las zonas urbanas y rurales y promover incentivos económicos para las iniciativas productivas y de comercio, para mejorar los ingresos laborales.

Consecuentemente, dentro del actual Plan Nacional de Desarrollo del 2013-2017 se propuso como meta reducir la desigualdad de ingresos medida a través del índice de Gini a 0,44 para 2017, así como disminuir la brecha de ingresos entre el 10 % más rico y el 10 % más pobre a 20 veces. Además para el año 2030, se planificó tener un índice de Gini de 0,36.

En este contexto, el objetivo del presente trabajo es analizar si durante los últimos años ha disminuido la desigualdad de ingresos en el Ecuador. Consecuentemente, las principales aportaciones del documento son: en primer lugar, se calcula la desigualdad de ingresos por dominio territorial (regiones) y por zonas de planificación, medidos a través del índice de Gini. En segundo lugar, se obtiene el índice de Atkinson y el índice de Theil como medidas complementarias para medir la desigualdad. En tercer lugar, se determina qué parte de la desigualdad total observada es atribuida a cada uno de los segmentos territoriales de estudio mediante el método de descomposición de Larraz, datos que resultan interesantes debido a la escasa bibliografía en el uso de estos índices en Ecuador. Finalmente, se analizará la brecha salarial existente entre hombres y mujeres a nivel nacional y por zonas de planificación debido a que permitiría dar luces acerca de las políticas sociales y económicas a ejecutarse en la agenda de desarrollo actual.

El artículo está organizado como sigue. Tras esta introducción, la segunda sección resume la literatura revisada; en la tercera sección se describe la metodología de los índices y regresiones utilizadas, la base de datos y el procedimiento empleado para el análisis estadístico; en la cuarta sección se presenta los resultados obtenidos y; finalmente, en la quinta sección se recopila las principales conclusiones de la investigación.

2 El debate sobre la concentración del ingreso

El tema de la concentración del ingreso, y sus consecuencias macroeconómicas y sociales, ha ido ganando relevancia en los últimos años. Así, Stiglitz (2014) considera que la concentración de ingresos provoca un grave obstáculo para el crecimiento económico. Cummins y Ortiz (2013) analizan la distribución del ingreso a nivel mundial y encuentran que el 20 % más rico de la población disfruta de aproximadamente el 81 % del ingreso, mientras que el 20 % más pobre cuenta con sólo el 1 %, ubicando a Latinoamérica como la región más desigual del planeta medida a través del índice de Gini (0,48). Sin embargo, en términos de variación, Europa del Este y Asia Central aparecen como las regiones con los peores resultados en los últimos años, pues han incrementado la desigualdad en nueve y cuatro puntos, respectivamente, entre 1990 y 2008. En este sentido Balakrishnan *et al.* (2013) consideran clave establecer políticas que potencien la inversión en sectores como la educación y la salud, medidas que ayudarían a elevar los ingresos de los grupos más pobres y vulnerables de la sociedad.

De los países de la OCDE, Ruiz-Huerta (2013) menciona a España como un caso particular de estudio de la desigualdad de ingresos, pues en las tres últimas décadas anteriores a la crisis no ha habido un crecimiento tan marcado de la desigualdad en comparación con otros países de la Unión Europea. La crisis del 2008 puso en evidencia los problemas de un modelo económico caracterizado por empleos de baja productividad, elevada precariedad y temporalidad laboral, lo que ha provocado el empeoramiento progresivo de la distribución de la renta (Ochando, 2010) y con ello un descenso del ingreso disponible, especialmente en la población más pobre. El coeficiente de Gini español ha sido de 0,33, 0,36 y 0,34 para 2007, 2011 y 2014 respectivamente, superando al promedio de la OCDE que se ubica en 0,32[2] (Jurado y Pérez, 2014).

Asimismo, Larraz (2016) evalúa la desigualdad de ingresos en Castilla La Mancha (España) a través de la descomposición del Índice E, identificando el porcentaje de contribución de la desigualdad entre todos y dentro de cada grupo de trabajadores a la desigualdad total, clasificándolos por categorías como: edad, género, rama de actividad y categoría de ocupación. Sus principales resultados indican que hay un mayor grado de desigualdad entre el grupo de las mujeres que entre el grupo de los hombres y que a mayor edad del trabajador, mayor es la desigualdad de ingresos presente entre trabajadores del mismo grupo de edad. En este contexto, Hardoon (2015) demuestra que la discriminación salarial por razones de género es un promotor de los elevados índices de desigualdad presentes en muchos países.

Para el caso Latinoamericano, Jiménez (2015) mide el índice de Gini considerando el ingreso total de los hogares y destaca que en la década del 2000 mientras los países de Europa, Estados Unidos y China reflejaban una tendencia creciente respecto de la desigualdad, América Latina revierte esta tendencia con excepción de Costa Rica y República Domini-

[2]El índice de Gini es calculado a partir de la renta por adulto equivalente, utilizando la metodología de la OCDE modificada.

cana. A esto, Lustig (2015) considera que la distribución más igualitaria del ingreso laboral entre los asalariados dependientes y los trabajadores autónomos como uno de los factores más importantes que han fortalecido la disminución de la desigualdad en América Latina[3]. Martner y González (2010) destacan a Bolivia, Ecuador, Nicaragua y Argentina como los países que más han disminuido el índice de Gini debido a la mejora en la asignación de recursos fiscales a los sectores más vulnerables. Mac-clure *et al.* (2014) enfatizan en la importancia de estudiar la desigualdad entre regiones, lo que permitiría obtener resultados más representativos, pues destacan que las ciudades consideradas intermedias o pequeñas por el número de habitantes, reflejan una menor desigualdad en relación al promedio nacional, mientras que las ciudades y regiones más grandes concentran la mayor desigualdad de ingresos.

Velín y Medina (2010) analizan la desigualdad en el ingreso salarial ecuatoriano, medido a través del coeficiente de Gini, pero asociado a dos tipos de variables: heredadas y de esfuerzo propio[4]. Los resultados indican que la educación de los padres influye en los ingresos y por lo tanto en los estudios del individuo, mientras la migración laboral no es un factor que influya en la desigualdad, y que la concentración de ingresos podría disminuir notoriamente a través de la mejora del nivel de educación. Estos factores también resultan fundamentales para Contreras y Granda (2002), pero consideran otros componentes que afectan a la desigualdad de ingresos, como la informalidad en el sector laboral, los bajos salarios en el sector agrícola y la diferencia salarial existente entre hombres y mujeres.

En esta línea, Cóndor (2009) analiza la existencia de discriminación salarial por etnia en el mercado laboral ecuatoriano utilizando la encuesta de empleo y desempleo. Para ello estima ecuaciones de salarios de tipo Mincer, utilizando la técnica de corrección propuesta por Heckman para solucionar el sesgo de selección y finalmente con el método de Oaxaca - Ransom estima los modelos de discriminación salarial. Los resultados confirman que los indígenas perciben menos ingresos laborales con respecto a los no indígenas. En el año 2004, los indígenas percibieron un 49.1 % menos ingresos salariales que los no indígenas y en el 2009, la brecha fue de 49.6 %. El autor concluye (ídem, pág. 7) que: "... la política social debe estar destinada a igualar las dotaciones y la transmisión de capacidades a los trabajadores y trabajadoras que pertenecen a los grupos más vulnerables, con el fin de lograr la reducción de las brechas de los ingresos entre los trabajadores".

Rivera (2013) encuentra la existencia de discriminación en el mercado laboral ecuatoriano para los periodos de 2007 y 2012. En la estimación, usa una ecuación semi-logarítmica corregida por el método de Heckman en dos etapas, y se usa la descomposición de Oaxaca-Blinder para determinar las diferencias salariales atribuibles a factores observables y no observables. Las variables utilizadas para este análisis son los años de educación, experiencia,

[3]Según Lustig (2015), la distribución más igualitaria entre asalariados y trabajadores autónomos explica el 60 % de la disminución de la desigualdad en América Latina.

[4]Variables heredadas hace referencia a la información socioeconómica de los padres y el esfuerzo propio es la habilidad y las decisiones que por sí mismo toma el individuo para incrementar la productividad laboral y los ingresos.

área urbana, grupo minoritario (grupo étnico), sector público, MIPE (pertenece al sector de pequeñas y medianas empresas) y si tiene educación de postgrado. Los resultados indican que las brechas salariales entre hombres y mujeres se han reducido de 15.1 % para el año 2007 a 10.1 % para el año 2012. Además destaca que las brechas salariales hacia grupos minoritarios han disminuido de 6.0 % a 3.7 %.

Orellana *et al.* (2016) efectúa un análisis multinivel, que capta las peculiaridades regionales del Ecuador mediante la utilización de dos modelos; el primero, de nivel intercepto aleatorio y; el segundo, de pendiente aleatoria, con el objetivo de examinar el impacto de las características a nivel individual en el ingreso laboral, utilizando los datos de la Encuesta de Empleo y Desempleo del Ecuador en 2005 y 2015. Para ello utilizan variables de género, etnia, logros educativos, experiencia laboral y las características del trabajo (empleo público / privado) y sector económico. Dentro de las principales conclusiones indican que en 2015 los ingresos por hora de los estudiantes de posgrado son 1,2 % más altos que los de la educación terciaria y un 3 % más que la educación primaria. De esta manera determinan que la educación puede considerarse como una de las políticas más eficaces contra la pobreza y la desigualdad de ingresos. Además, mencionan que las remuneraciones más altas corresponden al sector de la intermediación financiera, mientras que las más bajas corresponden al sector de la agricultura, ganadería, pesca y caza. En cuanto a la brecha salarial entre hombres y mujeres aumentan a partir de 2005, pues en ese año, los hombres tenían un 21 % más de ingresos por hora que las mujeres y en 2015, los hombres tenían un 26,8 % más que los ingresos de las mujeres.

3 Índices de desigualdad

Un índice de desigualdad, es una medida que resume cómo se distribuye una variable entre un conjunto de individuos (Medina, 2001). Considerando la clasificación de Goerlich (1998) sobre los indicadores de desigualdad, en este trabajo se calcula el índice de Gini, el índice de Theil (tradicionales) y el índice de Atkinson (en referencia al concepto de bienestar social) para finalmente aplicar la descomposición de Larraz (2016) y de Oaxaca Blinder. En la tabla 2 se resumen las características principales de estos indicadores.

Tabla 2: Índices de desigualdad de ingresos.

	Índice de Gini	**Índice de Theil**	**Índice de Atkinson**	**Descomposición de Larraz.**
Definición	Cociente del área entre la curva Lorenz y la recta de igualdad perfecta. La curva de Lorenz representa la relación que existe entre las proporciones acumuladas de la población y de la renta.	Es una medida de desigualdad que se basa en los conceptos de la teoría de la información. Se considera como la entropía generada por un mayor grado de desigualdad de ingreso.	Mide el porcentaje de renta desperdiciada por la desigualdad existente. Se trata de definir para cada población el ingreso equivalente, permitiendo un bienestar similar para toda la población.	Permite determinar qué parte de la desigualdad total es atribuida según grupos de estudio, utilizando como base el índice E.
Fórmula	$\frac{\sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N}\lvert(X_i-X_j)\rvert}{2N^2u_x}$ x_i renta individuos, u_x: renta media, N: población.	$T(c=1)$ $=\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left[\frac{x_i}{u_x}ln(\frac{x_i}{u_x})\right]$ N: población, x_i renta, u_x: renta media. Conforme c aumenta el índice se centra más en las transferencias de los mayores ingresos.	$1-\left[\sum\frac{1}{N}(\frac{x_i}{u_x})^{1-\epsilon}\right]^{\frac{1}{1-\epsilon}}$ $\epsilon\neq 1$ Al aumentar ϵ, sube el grado de aversión a la desigualdad e incrementa el peso a las transferencias en la población más pobre.	$IE=IE_w+IE_{gb}$ IE_W Contribución de la desigualdad intragrupos a la desigualdad total y IE_{gb}: Contribución de desigualdad intergrupos al índice total de desigualdad.
Características	Basado en la Curva de Lorenz (no decreciente y convexa), que es una representación de una función de distribución acumulada. Es independiente de la escala, del tamaño de la población y debe satisfacer el principio de las transferencias de Pigou-Dalton (1920).	Cumple las propiedades mencionadas para el Gini, además del principio "fuerte" de transferencias y aplica el axioma de descomposición aditiva. Es decir permite conocer qué porcentaje de la desigualdad total se debe a la desigualdad entre grupos formados y al interior de los mismos.	Está vinculado a las características deseables para los indicadores de desigualdad indicados. Es decir; es independiente de la escala, del tamaño de la población y cumple el principio de transferencias "débil", es decir se esperaría que dada una transferencia de los ricos a los más pobres, disminuya la desigualdad.	Caso de n grupos: $IE_W: IE_{g1}\frac{N_{g1}-1}{N-1}*\frac{B_{g1}}{B}+\ldots$ $IE_{gb}: IE_{g1-gi}\left(\frac{N_{g1}}{N-1}*\frac{B_{g2}}{B}+\ldots\right)$ Dónde: $-g_1$ y g_i: Grupos. $-B=\sum_{i=1}^{n}x_in_i$, siendo n_i, individuos con ingresos de x_i unidades monetarias. $-IE_{gb}$ se descompone en desigualdad intergrupos neta (IE_{nb}) más índice de transvariación (IE_t que refleja la diferencia de ingresos entre los grupos.
Valor	Máxima igualdad: valor	0 y máxima desigualdad:	valor 1.	

Fuente: Elaboración propia en base a Cowell (2009), Goerlich (1998), Fuenmayor (2015) y Larraz (2016).

3.1 Metodología y Aplicación

Para el presente trabajo se utiliza la Encuesta Nacional de Empleo y Desempleo del Ecuador (ENEMDU) desde 2007 hasta 2015, publicada por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INEC) en diciembre, siendo la única encuesta que permite obtener los datos periódicos requeridos para este estudio.

El universo de la muestra de esta encuesta está conformado por hogares e individuos dentro de dominios autorepresentados[5]. Si bien Ecuador cuenta con 24 provincias, el INEC

[5]Dominios autorepresentados son agrupaciones de poblaciones cuyas características son similares para

ha establecido los siguientes dominios urbanos para elaborar la encuesta: Quito, Guayaquil, Cuenca, Machala y Ambato. Además: resto región Sierra, Costa y Amazonía (para estos tres la cobertura es urbano y rural). La región Insular (Provincia de Galápagos) es incorporada a la muestra por el Instituto de Estadísticas a partir de 2014. La técnica de muestreo para la encuesta es estratificada, probabilística y trietápica. Incorpora a 72.922 individuos en 2007 y 112.821 individuos en 2015 con representatividad nacional, urbana, rural y regional (ENEMDU, 2015).

Para analizar la discriminación salarial de género, se utiliza el estudio de Espinoza (2009) y Rivera (2013) quienes ejecutan un análisis de regresión (MCO), que les permiten analizar el promedio de las diferencias salariales entre hombres y mujeres en el Ecuador. Por lo que se aplica un modelo de dos etapas[6] de Heckman, donde incorpora a la función de Mincer una variable que corrige el sesgo de selección, usando el segundo modelo de *statistical discrimination*, para los datos disponibles. Además, se utiliza el método de Oaxaca - Blinder para determinar las diferencias salariales, que son ocasionadas por factores observables y no observables.

Para ello, en primer lugar se estima una ecuación semilogarítmica con el objetivo de analizar los determinantes del salario:

$$Ln(w_j) = B_0 + X_i\gamma + t_i\theta + \varepsilon_i \tag{1}$$

Donde: w_i es el salario por hora del trabajador; X_i es un vector con variables que determinan el salario, tales como: años de educación, experiencia[7], experiencia al cuadrado; γ es un vector de parámetros; t_i un vector de variables dicotómicas que incluyen área urbana, grupo minoritario y si trabaja en una pequeña o mediana empresa[8]; θ que es el vector de parámetros de las variables dicotómicas y ε_i es una variable aleatoria que incorpora todos los otros factores que influyen en el salario pero no son explicados por la variables independientes del modelo (Ídem, 2013).

La corrección del sesgo de selección se desarrolla estimando dos regresiones. En primer lugar, se estima la ecuación de participación, que es la probabilidad de que el individuo participe en el mercado laboral, el mismo que depende de variables tales como: si la persona es jefe del hogar, número de miembros del hogar menores a 10 años, número de personas,

los que se pretenden obtener estimaciones de la encuesta. Están compuestos por ciudades principales del Ecuador y por regiones. La auto representación implica que por diseño de la muestra son estadísticamente representativos.

[6]La primera etapa corresponde un modelo probabilístico, donde se construye lamba (λ) que equivale a la probabilidad ajustada de que un individuo participe en el mercado laboral. La segunda etapa, corresponde a estimar los ingresos por MCO, incluyendo a lamba, en el modelo de Mincer.

[7]La variable experiencia se estimó considerando la edad menos los años de educación y menos seis años de infancia.

[8]Para la variable de grupo minoritario se consideró si la persona es indígena, montubio, negro, mulato o afroecuatoriano. En cuanto a la variable MIPE, se estimó en función de que si la persona trabaja en una empresa de menos de 50 trabajadores (Rivera, 2013).

estado civil unipersonal (Ídem, 2013). La segunda estimación se efectúa nuevamente una ecuación de Mincer, pero incorporando la corrección de selección realizada por lambda, como inversa del ratio de Mills.

Finalmente para estimar la descomposición salarial, se utiliza la metodología de Oaxaca - Blinder, que consiste en una técnica para determinar la diferencia entre salarios. Al utilizar las variables antes mencionadas, al segmentar por hombres y mujeres, el salario viene determinado por:

$$\text{Hombre } W_h = X_h\gamma_h + \theta_h T_h \tag{2}$$

$$\text{Mujer } W_m = X_m\gamma_m + \theta_m T_m \tag{3}$$

Al aplicar, las diferencias promedios tendríamos:

$$\bar{W}_h - \bar{W}_m = (\bar{X}_h - \bar{X}_m)\bar{\gamma}_h + (\bar{\gamma}_h - \bar{\gamma}_m)\bar{X}_m + (\bar{X}_h - \bar{X}_m)(\bar{\gamma}_h - \bar{\gamma}_m) \tag{4}$$

En la ecuación 4, el primer término de la derecha corresponde diferencias en las características entre hombres y mujeres, el segundo término es la diferencia en los rendimientos de esas características (no es explicada por el modelo y se debe a factores no observables, es decir permitiría estimar la discriminación); y el tercero, es la interacción causada por una diferencia en las características y retornos (Willis, 1986) y (Rivera, 2013).

3.2 Selección de datos

Considerando la representatividad de los datos de la encuesta, este trabajo es a nivel nacional, por dominios y por zonas de planificación. Actualmente existen nueve zonas que están conformadas por provincias, de acuerdo a la proximidad geográfica, social y económica[9].

Por lo tanto, los índices de desigualdad se han obtenido por dominio de la encuesta y por zonas de planificación[10]. Para el cálculo del índice de Gini se ha considerado el ingreso total de los hogares, que es la información proporcionada por la encuesta. Se toma como referencia

[9]Se ha dividido el estudio por zonas de planificación debido a que la Secretaría Nacional de Planificación y Desarrollo del Ecuador en los últimos años ha establecido descentralizar el nivel gubernamental, con el objetivo de mejorar la política pública, identificando las necesidades por territorios (SENPLADES, 2009).

[10]Ecuador tiene establecido nueve zonas de planificación, compuestas por las siguientes provincias: *Zona 1*: Esmeraldas, Imbabura, Carchi, Sucumbíos. *Zona 2*: Napo, Orellana y Pichincha (exceptúa cantón Quito, este forma parte de la Zona 9), *Zona 3*: Cotopaxi, Tungurahua, Chimborazo, Pastaza. *Zona 4*: Manabí, Santo Domingo de los Tsáchilas. *Zona 5*: Santa Elena, Bolívar, Los Ríos, Guayas (exceptúa los cantones de Guayaquil, Samborondón y Durán, estos tres forman parte de la *Zona 8*) y Galápagos (debido a que fue incorporado en la muestra censal a partir del 2014 y para no sesgar la comparación de resultados entre zonas respecto a los años anteriores, Galápagos se considerará como una zona adicional). *Zona 6*: Cañar, Azuay y Morona Santiago y finalmente está la *Zona 7* conformada por las provincias del Oro, Loja y Zamora Chinchipe.

todos los que registraron tener ingresos monetarios mensuales y que son recibidos por cada uno de los miembros del hogar como: los ingresos laborales, los ingresos por capital, por donaciones, ingresos del exterior, por jubilación, el Bono de Desarrollo Humano y el Bono por discapacidad[11].

Con el fin de aplicar una metodología diferente a la comúnmente utilizada en Ecuador (ingreso per cápita), se trata de considerar las diferencias en el tamaño y la composición de los hogares. Para ello se obtiene el número de "adultos equivalentes" utilizando la "escala modificada de la OCDE", que asigna un peso de 1 al primer adulto del hogar, un peso de 0,5 a los otros miembros del hogar mayores de 14 años y un peso de 0,3 a los menores de 14 años. El ingreso total equivalente del hogar que es la unidad de análisis de este trabajo, se calcula a partir del ingreso total de cada hogar dividido entre el tamaño o escala equivalente correspondiente[12] (OCDE, 2015).

Para el índice de Atkinson se ha considerado un valor de 1,5 para el parámetro ε y 1 para el parámetro c del índice de Theil[13], tomando como referencia la misma variable ingreso del hogar equivalente antes descrita. Además, para determinar qué parte de la desigualdad total observada es atribuida a los dominios y zonas, se aplica la metodología de descomposición de Larraz (2016). Esto para los años 2007 y 2015. Adicionalmente se utilizaron los programas *Stata* y *R* para representar los valores mediante georeferenciación (caso del índice de Gini).

Dado que la Organización Internacional del Trabajo (OIT), considera que "...las variaciones de la distribución salarial y del empleo remunerado han sido los determinantes fundamentales de las tendencias recientes de la desigualdad" (p. 17), se va a analizar la brecha salarial entre hombres y mujeres, considerando las personas en edad de trabajar[14] y el ingreso salarial de la actividad principal.

3.3 Análisis descriptivo

Con el fin de sistematizar esta sección, para calcular los indicadores de desigualdad se ha tomado como referencia el año 2007 y el año 2015. Respecto al número de hogares por dominios autorepresentados en la Encuesta (18.558 hogares en 2007 y 29.676 en 2015).

[11]El Bono de Desarrollo Humano es un subsidio monetario a las personas consideradas en extrema pobreza del Ecuador que fue implementado en 1998. Su objetivo inicial fue la compensación a la eliminación parcial de los subsidios en gas y electricidad, pero ahora es considerado como un impulso al desarrollo. En 2015, 444.562 personas accedieron a este bono. el valor del BDH es de 50 dólares mensuales. Mientras que el bono por Capacidades Especiales "Joaquín Gallegos Lara" establecido en 2010 es una retribución mensual de 240 dólares a los padres o familiares de las personas con discapacidad intelectual o física severa en situación de extrema pobreza (Ministerio de Inclusión Económica y Social, 2015).

[12]Todo el procedimiento detallado fue codificado por el autor y posteriormente calculado mediante el programa *Stata*.

[13]Los valores de los parámetros se consideraron según la metodología aplicada por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censo del Ecuador (ENEMDU, 2015) para el cálculo de estos indicadores.

[14]Se considera las personas entre 24 y 65 años de edad, pues a partir de esa edad, se estima han concluido sus estudios de nivel superior (Rivera, 2013).

Con el objetivo de conocer qué ciudades aglomeran la mayor cantidad de población en este estudio, se puede evidenciar que Guayaquil urbano es la ciudad con mayor número de hogares del total (16 % y 15,40 % para el 2007 y 2015 respectivamente). De las regiones, la que destaca es el resto de la Costa y de la Sierra, mientras que la región Amazónica y la Insular representan el menor porcentaje (alrededor de 5,50 %). Analizando por zonas territoriales y para el periodo estudiado, la zona 8 es la que más hogares representan en la muestra de la encuesta (18,30 %) y el menor peso tiene la zona 2, representando un 6,50 % respecto al total nacional.

Considerando el ingreso total mensual obtenido por los hogares, Guayaquil y Quito son las ciudades que acumulan el mayor porcentaje de ingresos respecto al ingreso nacional, la ciudad costera acumula el 20,61 % del total, mientras que la capital el 20,44 %, reduciendo las dos ciudades este porcentaje en 2015. El resto de la Costa, Sierra y Amazonía aumentan su contribución al total de ingresos para ese año.

Respecto a las zonas de planificación, las zonas 8 y 9 acumulan el 23,26 % y 25,60 % de los ingresos totales respectivamente, mientras que para 2015 reducen su contribución al ingreso nacional pero aumenta el porcentaje de contribución del resto de zonas.

En cuanto al análisis de la brecha salarial por zonas de planificación, se consideró 26.135 observaciones para el año 2007 y 40.528 observaciones para el 2015. El salario promedio por hora en el año 2007 se encontraba en $1,59 a nivel nacional, siendo la Zona 9 (Quito) y la Zona 6 (Azuay, Cañar y Morona Santiago), quienes registran el mayor salario promedio por hora de $2,21 y de $1,83 respectivamente. Sin embargo la Zona 4, representada por las provincias de Manabì y Santo Domingo de los Tsàchilas en 2007 registraban el menor salario promedio con un valor de $1,29, tal como se muestra en la Tabla 3. Para el año 2015, Quito mantiene el mayor salario promedio por hora, con un valor de $3,40. Esto se ve contrastado con los años de educación que registran un valor alto respecto a las demás variables, siendo el Distrito Metropolitano de Quito, nuevamente el territorio con un mayor valor que el promedio nacional, ya que en 2007 se ubicaba en 11,53 y en 2015 con un valor de 12,65 años promedio de educación. Los años de experiencia a nivel nacional, ha incrementado el promedio de 26 en 2007 a 26,66 en 2015.

El análisis de los datos estadísticos por género, se evidencia que el salario promedio por hora y la experiencia laboral en los hombres es mayor que el de las mujeres en el 2007 y en el 2015, tal como se observa en la Tabla A1. Sin embargo los años promedio de educación es mayor en las mujeres (10,90) que en los hombres (10,53) al final del periodo analizado. La mayor diferencia en salarios por hora se evidencia en la Zona 8 (Guayaquil); en años de educación la mayor brecha promedio entre hombres y mujeres se registra en la Zona 4 y finalmente en cuanto a la experiencia se registra una mayor disparidad en la Zona 6 respecto al resto de zonas de planificación.

Tabla 3: Promedios de las principales variables utilizadas en el modelo de descomposición salarial.

	Salario por hora ($)		Años de educación		Años de Experiencia		Observaciones	
	2007	2015	2007	2015	2007	2015	2007	2015
Zona 1	1,39	2,73	8,82	10,38	26,63	25,58	4.414	7.326
Zona 2	1,67	2,94	9,04	10,26	25,68	25,94	673	3.283
Zona 3	1,78	2,69	9,54	10,47	26,27	25,83	4.464	7.932
Zona 4	1,29	2,68	8,72	10,47	26,54	25,52	2.017	3.093
Zona 5	1,31	2,41	8,47	9,75	24,59	26,60	4.395	4.786
Zona 6	1,83	3,16	9,62	10,86	25,72	26,01	3.042	4.558
Zona 7	1,47	3,11	9,35	10,37	25,94	25,26	3.442	4.870
Zona 8	1,77	3,14	9,89	10,03	22,95	26,43	1.900	2.459
Zona 9	2,21	3,40	11,53	12,65	23,19	26,82	1.788	2.221
NACIONAL	1,59	3,03	9,46	10,69	26,00	26,66	26.135	40.528

Fuente: Elaboración propia en base a la Encuesta Nacional de Empleo y Desempleo del Ecuador.

4 Resultados

Al calcular el índice de Gini para Ecuador[15], se registra que a nivel nacional en 2007 se ubicó en 0,54, mientras que para el 2015 representó un valor de 0,46. La concentración de ingresos a nivel urbano y rural varía ligeramente entre sí, se aproximan a 0,51 en 2007, sin embargo en 2015, la desigualdad rural supera a la urbana (véase Figura 2).

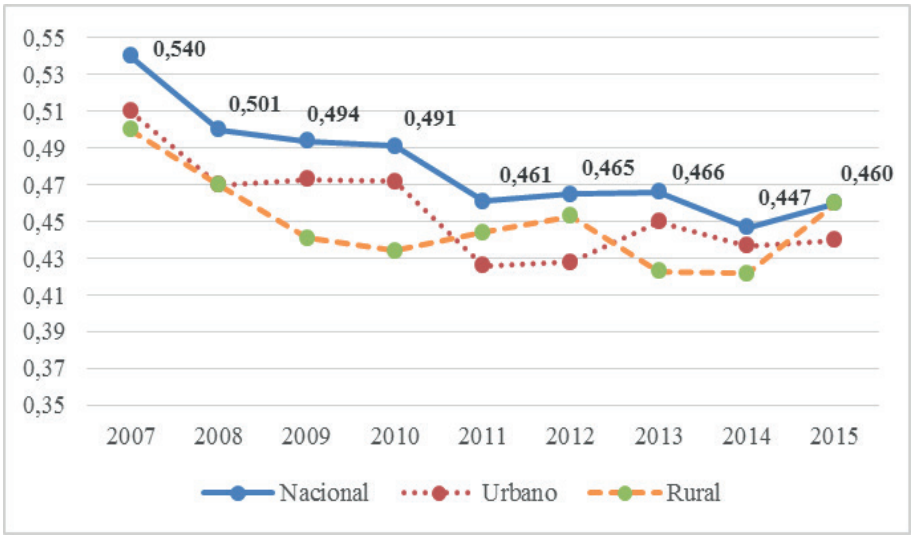


Figura 2: Índice de Gini en Ecuador a nivel nacional, urbano y rural.
Fuente: Elaboración propia en base a la ENEMDU.

Respecto a los dominios, todos han disminuido el nivel de desigualdad. Guayaquil es la

[15]Para el cálculo de los diferentes índices obtenidos en este trabajo se utilizó un nivel de confianza del 95 %. Las desviaciones estándares se ubican en valores cercanos a cero (de 0,001 a 0,008 aproximadamente) para los diferentes territorios estudiados, lo que respaldan los resultados obtenidos.

ciudad que más ha reducido el índice de Gini, de tal manera que para el 2007 tenía la mayor concentración de las ciudades consideradas en la encuesta (0,51), mientras que en 2015 pasa a ser una de las más igualitarias junto a Cuenca y Galápagos con un Gini de 0,37. Por otra parte, la región Amazónica si bien ha reducido la concentración de ingresos, se mantiene como el territorio más desigual del Ecuador (0,51) (véase Tabla A2 y A3).

Considerando las zonas de planificación, en 2015, la zona 8 y Galápagos (región Insular) registran el menor índice de Gini (0,39), mientras que la zona 1, conformada por las provincias de Esmeraldas, Carchi y Sucumbíos, posee el mayor nivel de desigualdad (0,50). Cabe destacar que todas las zonas de planificación han disminuido la desigualdad respecto al período de referencia analizado. La zona 5, destaca por haber sido la zona que más puntos ha descendido en cuanto a la concentración, pasando de 0,54 en 2007 a 0,42 en 2015, según se observa en la Figura 3.

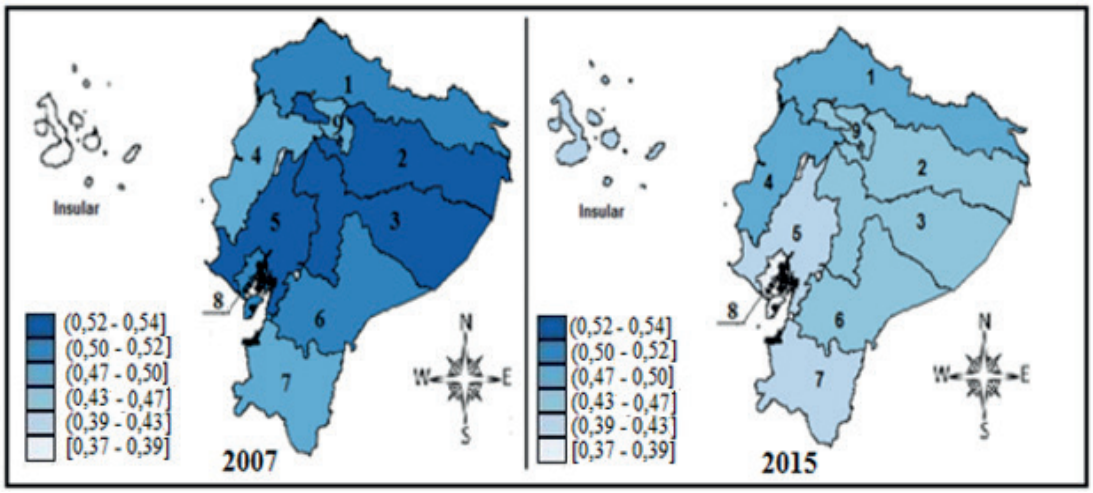


Figura 3: Índice de Gini por zonas de planificación 2007 - 2015.
Fuente: Elaboración propia en base a la ENEMDU.
Nota: Datos no disponibles en 2007 para Galápagos (Región Insular).

Al analizar la contribución de los dominios a la desigualdad nacional utilizando la descomposición de Larraz (2016), se evidencia que para el 2007 el 20 % aproximadamente de la desigualdad total (IE = 0,54) se debió a la inequidad existente dentro de cada dominio IE_W, siendo los territorios del resto de la Costa y de la Sierra, en conjunto con las ciudades de Guayaquil y Quito las que más afectaban a aquello; mientras que alrededor del 80 % de la disparidad de ingresos estaba motivada por la desigualdad entre todos los dominios (IE_{gb}). La mayor contribución del índice de transvariación ($IE_t = 0,27$) a la desigualdad, refleja la importancia de los ingresos de dominios como Cuenca, Machala y Ambato respecto a territorios considerados como los más ricos (Quito y Guayaquil). Por lo tanto, nos permite tener luces de que la desigualdad a nivel nacional, fundamentalmente es atribuída a la diferencia

de ingresos entre territorios.

Para 2015 la situación varía levemente a nivel nacional, aportando más la desigualad dentro de cada dominio a la desigualdad total en relación al 2007. Además resulta interesante lo sucedido con Guayaquil, su contribución a la desigualdad descendió en 2015 en 5 puntos porcentuales aproximadamente, siendo el resto de territorios de la región Costa y de la Sierra quienes contribuyen en mayor medida a la desigualdad nacional. Por lo tanto, la contribución a la desigualdad nacional se reduce en todos los dominios urbanos con excepción de Machala e incrementa en el resto de territorios analizados. (véase Tabla 4).

Tabla 4: Índice E: Descomposición de Larraz por dominios.

	2007			**2015**	
	Desigualdad Intragrupos (*) (0-1)	**% Contribución a la Desigualdad**		**Desigualdad Intragrupos (*) (0-1)**	**% Contribución a la Desigualdad**
Cuenca	0,0004	0,396	**Cuenca**	0,0003	0,294
Machala	0,0001	0,120	**Machala**	0,0001	0,121
Guayaquil	0,0167	15,690	**Guayaquil**	0,0094	9,557
Quito	0,0140	12,738	**Quito**	0,0098	9,988
Ambato	0,0001	0,141	**Ambato**	0,0001	0,089
Resto Sierra	0,0372	34,953	**Resto Sierra**	0,0384	39,315
Resto Costa	0,0375	35,230	**Resto Costa**	0,0388	39,665
Amazonía	0,0008	0,746	**Amazonía**	0,0009	0,965
Insular	ND	ND	**Insular**	0,00001	0,010
IE:	**0,5406**	100 %	**IE:**	**0,4601**	100 %
IE(w):	0,1066	19,72 %	**IE(w):**	0,0978	21,26 %
IE(gb):	0,4340	80,28 %	**IE(gb)**	0,3623	78,74 %
IE(nb)	0,1581		**IE(nb)**	0,11	
IE(t)	0,2769		**IE(t)**	0,25	

Fuente: Elaboración propia en base a la ENEMDU.
ND: Datos no disponibles.
Nota (*): Los valores de desigualdad intragrupos son obtenidos según las ponderaciones aplicadas, que dependen del número de hogares y del ingreso total equivalente de cada territorio.

Respecto a las zonas de planificación, en 2007 sólo el 13,06 % de la desigualdad total se debió a la concentración existente dentro de cada zona, siendo los territorios de Guayaquil, Samborondón, Durán y el Distrito Metropolitano de Quito (zonas 8 y 9) las de mayor peso. Por otro lado, el 87 % aproximadamente de la disparidad de ingresos estaba motivada por la desigualdad entre todas las zonas. Sin embargo para 2015 disminuye la influencia de la desigualdad de los territorios antes mencionados y aumenta el porcentaje de contribución del resto de zonas a la desigualdad total, especialmente de las zonas 1, 2, 3 y 4, territorios ubicados en la zona centro y norte del país (véase Tabla 5).

Tabla 5: Índice E: Descomposición de Larraz por zonas de planificación.

	2007			2015	
	Desigualdad Intragrupos	**% Contribución a la Desigualdad**		**Desigualdad Intragrupos**	**% Contribución a la Desigualdad**
	(0-1)			**(0-1)**	
Zona 1	0,0025	3,762	**Zona 1**	0,0028	5,149
Zona 2	0,0005	0,847	**Zona 2**	0,0015	2,868
Zona 3	0,0046	6,575	**Zona 3**	0,0039	7,152
Zona 4	0,0045	6,491	**Zona 4**	0,0052	9,444
Zona 5	0,0085	12,165	**Zona 5**	0,0072	13,056
Zona 6	0,0024	3,394	**Zona 6**	0,0024	4,367
Zona 7	0,0027	3,825	**Zona 7**	0,0025	4,638
Zona 8	0,0210	30,095	**Zona 8**	0,0148	26,901
Zona 9	0,0232	32,839	**Zona 9**	0,0146	26,414
Insular	ND	ND	**Insular**	0,00001	0,018
IE:	**0,5406**	100 %	**IE:**	**0,4601**	100 %
IE(w)	0,0706	13,06 %	**IE(w)**	0,0553	12,02 %
IE(gb)	0,4700	86,94 %	**IE(gb)**	0,4048	87,98 %
IE(nb)	0,1767		**IE(nb)**	0,1162	
IE(t)	0,2933		**IE (t)**	0,2886	

Fuente: Elaboración propia en base a la ENEMDU.
ND: Datos no disponibles.

Con el objetivo de comparar los resultados obtenidos con el índice de Gini, se calculan los Ìndices de Theil y de Atkinson. En cuanto, al índice de Theil calculado a nivel nacional, urbano, rural, por dominios y zonas de planificación respaldan la tendencia de la disminución de la desigualdad en todos los territorios. Este índice registra la desigualdad de ingresos a nivel nacional en un 0,6 en 2007, mientras que en 2015 reflejó un valor de 0,4 (Véase Tabla A4 Y A5).

Respecto al Índice de Atkinson, nos indica que si la renta estuviera distribuida de forma igualitaria se necesitaba el 46 % del volumen total de la renta para alcanzar el mismo nivel de bienestar social. Sin embargo para el año 2015, mejora dicha situación, ya que el índice de Atkinson fue de 0,44. Para los dominios y zonas de planificación se respalda la tendencia de los resultados anteriores, ya que las zonas 1, 2 ,3 y 4 representan son las más inequitativas, cuyos territorios pertenecen al sector centro-norte del país y sobre todo a la Amazonía (véase Tabla A6 y A7).

Respecto al estudio de la desigualdad salarial por género se tiene por objetivo analizar la descomposición salarial por zonas de planificación; para ello se efectúan dos estimaciones. Primero, la estimación de la participación en el sistema laboral[16] y segundo, la ecuación de Mincer que incluye como variable dependiente el logaritmo del salario por hora.

En cuanto a las variables dependientes utilizadas para explicar la participación laboral; el ser jefe fe hogar en 2015 para los hombres tiene un 35,03 % más de probabilidad de participar

[16]Se utilizó la corrección de sesgo de selección de Heckman en la ecuación de Mincer. El coeficiente lambda resulta significativo en las estimaciones, por lo que se evidencia la necesidad de corregir el sesgo.

en el sistema laboral y para las mujeres un 19,47 % (Ver Tabla 6). El número de personas en el hogar influye negativamente en la participación en el sistema laboral de los hombres tanto en 2007 y en 2015. La presencia de niños menores de 10 años en las mujeres tiene un efecto negativo, ya que el 2015 afectaba en un 5 % la posibilidad de incorporarse al mercado laboral. Finalmente el estado civil unipersonal de los hombres influye negativamente en un 20 % en su participación en el sistema laboral, pero tiene un efecto contrario en las mujeres durante el periodo de estudio.

Tabla 6: Regresión de ecuación de Participación en el sistema laboral.

	2015		2007	
	Hombres	**Mujeres**	**Hombres**	**Mujeres**
Jefe del hogar	0,3503	0,19472	0,4690	0,349
	(0,000)**	(0,000)**	(0,000)**	(0,000)**
Número de niños menores de 10 años	0,0954	-0.05198	0,08104	-0,0368
	(0,000)**	(0,0093)**	(0,0021)**	(0,0321)*
Número de personas	-0,0180	0,02700	-0,0076	0,01621
	(0,0015)*	(0,000) **	(0,023) *	(0,0423) *
Estado civil unipersonal	-0,2004	0,2075	-0,1166	0,0276
	(0,000)**	(0,000)**	(0,0034)**	(0,0274)*
Constante	1,3489	0,8733	1,4456	0,7740
	(0,000)**	(0,000)**	(0,000)**	(0,000)**

Fuente: Elaboración propia en base a la ENEMDU.
*Significativo al 5 %.
**Significativo al 1 %.

Considerando la ecuación de Mincer a nivel nacional, en 2015 el estudiar un año adicional incrementa la probabilidad de un mejor salario en 4,5 % para los hombres y en un 5,2 % para las mujeres, cuyo retorno disminuye en 2015 respecto al 2007. Un año más de experiencia afecta positivamente en hombres y en mujeres, pero con mayor impacto en las mujeres para el 2007 y 2015. Residir en el área urbana tiene un efecto positivo en el salario por hora tanto en hombres como en mujeres. Pertenecer a un grupo minoritario afecta negativamente en la posibilidad de un mejor retorno salarial, especialmente en las mujeres (12 % en 2015, frente a un 6 % aproximadamente en 2007). Y aquellos que trabajan en una pequeña empresa tienen un efecto negativo en la posibilidad de incrementar el salario por hora para hombres y mujeres considerando los dos periodos analizados, tal como se observa en la Tabla 7. Por último, el valor de lambda resulta significativo en 2007 y en 2015, evidenciando que fue necesaria la corrección de Heckman efectuada por los problemas de selección.

Las estimaciones salariales en general se muestran en la Tabla A8. Considerando 2015, se evidencia que un año más de educación incrementa la probabilidad de mejores ingresos en un 5 % aproximadamente; por otro lado, se evidencia una mejora considerable de la probabilidad de que la mujer acceda a mejores salarios respecto al 2007. Vivir en el área urbana incrementa la probabilidad de mejorar los salarios por hora en 8,73 %; pertenecer a un grupo minoritario (negro, montubio, o afroecuatoriano) reduce la probabilidad de tener un mayor salario en

Tabla 7: Regresión de ecuación de participación en el sistema laboral.

	2015		2007	
	Hombres	**Mujeres**	**Hombres**	**Mujeres**
Escolaridad	0,0458	0,0528	0,0543	0,0787
	(0,000)**	(0,000)**	(0,000)**	(0,000)**
Experiencia	0,0134	0,0162	0,0111	0,0157
	(0,000)**	(0,015)*	(0,002)**	(0,000)**
Experiencia2	-0,0001	-0,00002	-0,0001	-0,0001
	(0,000)**	(0,005)**	(0,003)**	(0,011)*
Área	0,0703	0,1346	0,1920	0,1266
	(0,000)**	(0,000)**	(0,000)**	(0,000)**
Grupo minoritario	-0,0724	-0,1200	-0,0537	-0,0583
	(0,000)**	(0,000)**	(0,04)*	(0,019)*
MIPE	-0,3048	-0,3154	-0,1244	-0,3275
	(0,000)**	(0,000)**	(0,001)**	(0,000)**
Constante	0,5561	0,2099	-0,4469	-0,9483
	(0,000)**	(0,015)*	(0,000)**	(0,000)**
Lambda	-0,8725	0,2152	-0,9411	0,2411
	(0,034)*	(0,014)*	(0,031)*	(0,023)*

Fuente: Elaboración propia en base a la ENEMDU.
*Significativo al 5 %.
**Significativo al 1 %.

8,51 %; pertenecer a una MIPE disminuye la posibilidad de incrementar el salario en 18 % aproximadamente. Ser jefe del hogar incrementa la probabilidad de participar en el sistema laboral en un 39,42 %; tener niños menores de 10 años, aumenta la posibilidad en un 4 %, y tener un estado civil unipersonal, reduce la probabilidad de participar en el sistema laboral en un 20 %.

Finalmente, para analizar la brecha salarial entre hombres y mujeres se ha procedido a desarrollar la descomposición de Oaxaca Blinder que a nivel nacional se indica en la Tabla 8, así como la variación por zonas de planificación. Los resultados son similares a los de Espinoza (2009), Rivera (2013) y Cóndor (2009).

Se puede observar que la diferencia del logaritmo de ingresos salarial por hora, es significativo y positivo para los dos años de estudio, lo cual confirma la existencia de una diferencia salarial a favor delos hombres. Sin embargo es importante resaltar la disminución de la brecha salarial de cuatro puntos aproximadamente. Ahora, si se considera los tres elementos que forman parte de la descomposición salarial, podemos observar; primero, que las diferencias salariales existentes entre hombres y mujeres debidas a las diferencias en las características socioeconómicas según el género son significativas, lo que nos indica que las mujeres deberían recibir un salario superior al de los hombres.

En cuanto al valor de los coeficientes nos indica la diferencia justificada por los retornos de las características incorporadas en el modelo y que a su vez representa la discriminación salarial de género, como se observa es positiva y significativa, pero decreciente en los dos años de estudio. Estos valores muestran la existencia de factores no observables (discriminación)

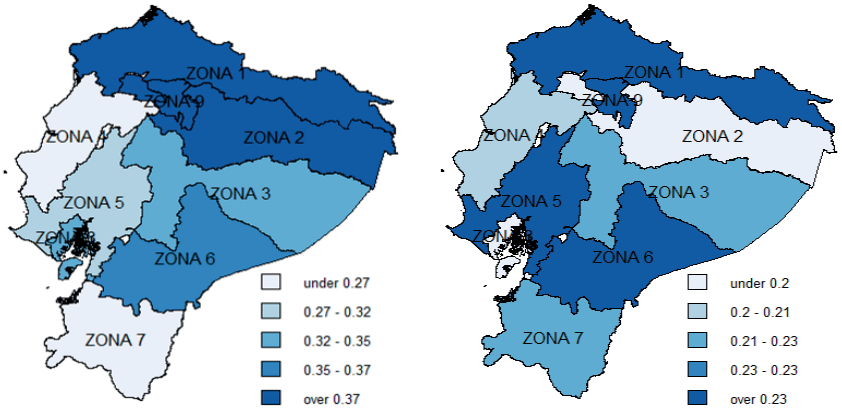
que determinan el salario entre hombres y mujeres. Y finalmente los últimos valores representan la interacción de las características y los rendimientos, el cual también son significativos y positivos, de tal manera que evalúa la diferencia salarial que existiría si las características de los hombres tuvieran los rendimientos de las mujeres; y al contrario, si las características de las mujeres tuvieran los mismos rendimientos que los hombres.

Tabla 8: Resultados regresión de la ecuación de Participación en el sistema laboral.

	2007	**2015**
Diferencia	0.1937	0.1576
	(0,000)**	(0,000)**
Características	-0.1261	-0.0949
	(0,002)**	(0,000)**
Coeficientes	0.3076	0.2308
	(0,000)**	(0,012)*
Interacción.	0.01225	0.02175
	(0,020)*	(0,000)**

Fuente: Elaboración propia en base a la ENEMDU.
*Significativo al 5 %.
**Significativo al 1 %.

Considerando las zonas de planificación, se puede observar en el Figura 4 y en la Tabla A9 los valores correspondientes a los coeficientes de descomposición Oaxaca Blinder, que representarían la discriminación salarial entre hombres y mujeres explicados por factores no observables.



(a) 2007 **(b)** 2015

Figura 4: Descomposición Oaxaca Blinder por Zonas de Planificación.
Fuente: Elaboración propia en base a la ENEMDU.

Se evidencia un decrecimiento de dichos coeficientes para todas las zonas de planificación, a excepción de la Zona 4 conformada por las provincias de Manabí y Santo Domingo de los

Tsáchilas. En 2007, los valores más altos se encontraban en las zonas de planificación 1, 2 y 9. Sin embargo para el 2015, si bien los valores que registraron una mayor disminución son las zonas 1, 6 y 9, son estos territorios que junto a la zona 5 evidencia los mayores coeficientes de desigualdad salarial respecto al resto de zonas.

5 Conclusiones

En el presente trabajo se verifica que la desigualdad de ingresos ha disminuido a nivel nacional, urbano y rural, así como en todos los dominios y zonas territoriales dentro del período analizado. La concentración de ingresos nacional ha disminuido en 8 puntos desde 2007 al 2015, período donde las políticas económicas y de redistribución empleadas podrían haber dado sus primeros resultados.

Un elemento interesante a destacar es que Ecuador, junto a Bolivia y Uruguay es el país donde más ha disminuido la concentración de ingresos en América Latina en los últimos años, siendo parte del grupo de países con menos desigualdad de ingresos en la región y cuyo coeficiente de Gini se encuentra por debajo de la media regional de 0,49 (CEPAL, 2015).

En 2015, la desigualdad existente entre las zonas territoriales explica el 88 % aproximadamente de la desigualdad total, mientras que el 12 % está en función de la desigualdad dentro de cada territorio. Tal situación evidencia la necesidad de fortalecer políticas de carácter nacional que ayuden a converger a unas provincias o zonas entre sí, ya sea mediante el acceso y la descentralización de los medios de producción en los distintos territorios y mediante políticas tributarias de carácter progresivo cuyo destino de inversión sea enfocado para todos los territorios, esto considerando que el 80 % aproximadamente de los impuestos son recaudados en las dos ciudades más grandes del país, tales como Guayaquil y Quito (Servicio de Rentas Internas del Ecuador, 2015).

Consecuentemente, es posible recomendar ciertas políticas económicas que favorezcan la redistribución de ingresos de la población, así como impulsar la mejora de los ingresos existentes y el futuro de los habitantes especialmente en las zonas marcadas por la desigualdad.

En primer lugar, surge la necesidad de fortalecer el empleo formal y disminuir la precariedad en el sector laboral[17] mediante la mejora en la educación de los habitantes, la inversión en tecnología por parte de las industrias, impulsando de esta manera el cambio del modelo económico y productivo descentralizado.

En segundo lugar, es necesario continuar con la aplicación de medidas de regulación y fijación de máximos y mínimos a los salarios públicos y sobretodo privados, controlando excesivas rentabilidades empresariales que impulsan la concentración de los ingresos. Por ejemplo, mediante impuestos a las utilidades de los bancos privados y de las telefónicas,

[17]El empleo formal en 2007 se ubicaba en una tasa del 50 % y en 2015 fue del 53 %. El empleo informal, se mantiene aún en porcentajes altos; para 2007 el valor fue de 45 % y para 2015 fue del 40 % (ENEMDU, 2015)

enfocándose especialmente en algunas zonas territoriales cuya brecha es alta respecto al resto de regiones tales como las ciudades de Quito, Guayaquil y en las zonas ubicadas en el centro, norte y litoral del país.

En tercer lugar, se debe impulsar el acceso al crédito a mayor plazo y con menor tasa de interés para el desarrollo de actividades productivas, tecnificación y cualificación de los empleados, tanto en el área urbana como rural y de manera descentralizada en las distintas zonas de planificación. La inversión pública y privada que se lleve a cabo en estos aspectos permitiría incentivar y mejoraría la producción a nivel nacional[18].

En cuarto lugar, cabe la necesidad de disminuir la desigualdad en la región de la Amazonía, pues registran un elevado nivel de concentración de ingresos respecto al resto del país.

En quinto lugar, se debería mejorar la participación de los trabajadores en las empresas privadas, por ejemplo mediante deducciones tributarias a empresas particulares que promuevan la igualdad salarial entre hombres y mujeres. Además, resultaría interesante aplicar las experiencias de Alemania, Luxemburgo y Suiza, que han desarrollado herramientas tecnológicas que permiten a las empresas analizar las estructuras de pagos y de personal y comprobar si los empleados de ambos sexos reciben los mismos salarios (Comisión Europea, 2015), función que estaría regulada por el Ministerio de Trabajo ecuatoriano, permitiendo analizar la igualdad en el acceso al empleo, la igualdad salarial, la seguridad, la salud en el trabajo y analizar la política de despidos.

Estas medidas podrían ser enfatizadas en territorios como Quito y las zonas territoriales 1, 5 y 6, donde se evidenciarían las mayores brechas salariales entre hombres y mujeres. Sin embargo no existen los elementos suficientes para confirmar la evolución de esta variable, siendo un punto pendiente para futuros estudios. Además, resulta fundamental según los datos obtenidos, impulsar el acceso de las mujeres al trabajo a tiempo completo, incorporándolas al mercado laboral formal, combinando las actividades profesionales y cuidado familiar, lo que Rubery (2015) lo denomina programa dual, que en conjunto con el aumento del salario mínimo y la promoción de la contratación indefinida permitiría garantizarles una mayor estabilidad laboral.

Finalmente, resultaría interesante estudiar otra estructura impositiva que pudiese disminuir la desigualdad de manera más eficaz y en un menor tiempo, tal como la posible aplicación del impuesto negativo sobre la renta en Ecuador[19], de tal forma que remplazaría los subsidios estatales como el Bono de Desarrollo Humano, tema que sin lugar a duda podría

[18]El 20 % más pobre de la población ecuatoriana concentra tan solo el 6 % del total del volumen de crédito productivo, mientras que el 20 % más rico concentra el 52 % Banco Central del Ecuador (2016).

[19]Granell y Fuenmayor (2016), mencionan que el impuesto negativo consiste en que en lugar de un sistema con un conjunto de prestaciones gestionado por distintas administraciones, se garantice una renta básica a todos los ciudadanos. Dicha renta podría recibirse en forma de prestación monetaria, pero también a través de una deducción en el impuesto sobre la renta. Si bien los resultados simulados por los autores son negativos en cuanto a recaudación, el beneficio principal es la contundente mejora que produciría en términos de disminución de la pobreza y de la desigualdad.

ser abarcado en investigaciones futuras y que en conjunto con las medidas enunciadas previamente permitirían impulsar la igualdad de ingresos, la equidad social y; sobretodo, mejorar el bienestar de la población ecuatoriana.

Referencias

Balakrishnan, R., Steinberg, C., y Syed, M. (2013). The Elusive Quest for Inclusive Growth: Growth, Poverty, and Inequality in Asia. *Serie IMF Working Papers*, 13(152). ISBN: 9781475531169.

Banco Central del Ecuador (2016). Recuperado de: www.bce.fin.ec.

Banco Mundial Database (2016). Datos Estadísticos Macroeconómicos e informes de Metodologías de Cálculo. http://datos.bancomundial.org/indicador/SI.POV.GINI.

Berumen, S. y Pérez, L. (2015). El papel de la desigualdad de ingresos en el proceso de crecimiento en Europa. Instituto Universitario de Análisis Económico y Social. ISSN 2172-7856.

Censo de Población y Vivienda del Ecuador (2010). Informes Estadísticos. Recuperado de: ecuadorencifras.gob.ec.

CEPAL (2016). Banco de Información. http://www.cepal.org/es/datosyestadisticas.

Cóndor, J. (2009). Discriminación salarial en el mercado laboral por etnia. *Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales (FLACSO).*

Comisión Europea (2015). ¿Cómo combatir la brecha salarial entre hombres y mujeres?. Estrategia de Empleo. *Oficina de publicaciones de la Unión Europea*, Luxemburgo. ISBN 978-92-79-36069-5. Recuperado de: http://ec.europa.eu/social/main.jspcatId¯101&langIdēs.

Constitución de la República del Ecuador (2008). http://www.asambleanacional.gob.ec.

Contreras, D. y Granda, M. (2002). Crisis, ingresos y mercado de trabajo en Ecuador. Departamento de Economía. Universidad de Chile. *Bulletin de l'Institut français d'études andines*, 31(3):621–654.

Cowell, F. (2009). *Measuring Inequality. LSE Perspectives in Economic Analysis.* Recuperado de: darp.lse.ac.uk/papersDB/Cowell_measuringinequality3.pdf.

Cummins, M. y Ortiz, I. (2013). Desigualdad global: La distribución del ingreso en 141 países. *Documento de Trabajo Política Económica y Social*, UNICEF. Recuperado de: http://www.unicef.org/socialpolicy/files/Desigualdad_Global.pdf.

ENEMDU (2015). Informes de desigualdad y pobreza y Metodologías de Trabajo 2007 al 2015. Recuperado de: http:/www.ecuadorencifras.gob.ec.

Espinoza, N. (2009). Estimación de la Brecha salarial entre hombre y mujeres: Un análisis por cuantiles para el Ecuador. *Económicas Escuela Superior del Litoral*, (ESPOL), 2-20.

Ferranti, D., Perry, G., Ferreira, F., y Walton, M. (2010). Desigualdad en América Latina y El Caribe. ¿Ruptura con la Historia?. *Estudios del Banco Mundial.* http://web.worldbank.org/archive/website00894A/WEB/PDF/INEQU13.PDF.

Fuenmayor, A. (2015). Conceptos e Indicadores de Desigualdad. *Universidad de Valencia.*

Goerlich, F. (1998). Desigualdad, diversidad y convergencia: Instrumentos de medida. Primera Edición. *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.* ISBN: 84-482-1936-8.

Granell, R. y Fuenmayor, A. (2016). El Impuesto Negativo sobre la Renta: Una propuesta de transición. *Estudios de Economía Aplicada*, 34(288). ISSN 1133-3197.

Hardoon, D. (2015). Europa para la mayoría, no para las élites. *Informe de Investigación Oxfam.* Recuperado en: www.oxfam.org.

Jiménez, J. (2015). Desigualdad, concentración del ingreso y tributación sobre las altas rentas en América Latina. Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). *Centro de Estudios Fiscales.* ISBN: 978-92-1-121883-1.

Jurado, A. y Pérez, J. (2014). Disparidades entre las comunidades autónomas españolas en el período 2007-2012. *VII informe de Exclusión en España FOESSA 2.9.* Recuperado de: http://www.foessa2014.es/informe/uploaded/documentos_trabajo/15102014141722_6189.pdf.

Larraz, B. (2016). Descomposición del grado de concentración salarial desde una perspectiva de género. El caso de Castilla-La Mancha. *Praxis Sociológica*, 20, 201-218. ISSN: 1575-08-17.

Larrea, C. (2008). Dolarización, Crisis y Pobreza en Ecuador. *Programa CLACSO-CROP de América Latina y el Caribe.* Recuperado de: http:http://www.uasb.edu.ec.

Lustig, N. (2015). La mayor desigualdad del Mundo. *Serie IMF Working Papers.* Recuperado de: https://www.imf.org/external/pubs/ft/fandd/spa/2015/09/pdf/lustig.pdf.

Mac-clure, O., Barozet, E., y Marurana, V. (2014). Desigualdad, clase media y territorio en Chile: ¿Clase media global o múltiples mesocracias según territorios? Universidad de Chile, 40(121):163–183.

Martner, R. y González, I. (2010). Del Síndrome del Casillero Vacío al Desarrollo Inclusivo: América Latina. *Área de Políticas Presupuestarias y Gestión Pública.*, CEPAL.

Medina, F. (2001). Consideraciones sobre el índice de Gini para medir la concentración del ingreso. *Estadísticos Prospectivos CEPAL*. ISBN: 92-1-321793-5.

Milanovic, B. (2014). Las cifras de la desigualdad mundial en las rentas: Historia y presente. Una visión general. *Revista Globalización y Desarrollo*, ICE, 880(1).

OCDE (2015). Income distribution and poverty database. Recuperado de: ec.europa.eu/eurostat/statisticsexplained/index.php/Income_distribution_statistics/es.

Ochando, C. (2010). La distribución de la renta en España en el período de crecimiento económico: 1998-2005. *Estudios de Economía Aplicada*, 29(3): 1-22. ISBN 1133-3197.

Orellana, M., Raileanu, M., y Argudo, D. (2016). A multinivel Analysis of the returns to Education in Ecuador. The Multifaceted Impact of Human Capital. Scientific Annals of Economics and Business. Volume 63.

Organización Internacional del Trabajo (2015). Informe Mundial sobre salarios 2014-2015. Ginebra. Recuperado de: http://www.ilo.org/global/research/global-reports/globalwage-report/2014/lang-es/index.htm.

Piketty, T. (2014). Capital en el siglo XXI. Madrid, España: Fondo de la Cultura Económica de España. ISBN 9786071624161.

Plan Nacional de Desarrollo. 2007-2010, 2009-2013, 2013-2017 (2013). Informes Secretaría Nacional de Planificación y Desarrollo. www.planificacion.gob.ec.

Propuestas electorales de Rafael Correa (2013). 2007, 2009 y 2013. www.ucm.es/data/cont/media/www/17360/Texto20120Plan_de_Gobierno_Alianza_PAIS.pdf.

Rivera, J. (2013). Teoría y Práctica de la Discriminación en el Mercado Laboral Ecuatoriano (2007-2012). *Analítika, Revista de Análisis Estadístico*, 3 (2013), Vol. 5(1):7–22.

Royuela, V. y Ordoñez, J. (2014). Determinantes de la migración interna en Ecuador (1980 -2010). Un análisis de datos de Panel. Universidad de Zaragoza. Recuperado de: http://www.reunionesdeestudiosregionales.org/Zaragoza2014/htdocs/pdf/p1119.pdf.

Rubery, J. (2015). Regulating for Gender Equality: A Policy Framework to Support the Universal Caregiver Vision. *Oxford University Press Social Politics,*, 22(4):513–538.

Ruiz - Huerta, J. (2005). Políticas públicas y distribución de la renta. Fundación BBVA. Bilbao, España: Grupo Antártida. ISBN 84 88562241.

Ruiz-Huerta, J. (2013). Primer Informe sobre la Desigualdad en España. Fundación Alternativas. ISBN 9788415860006. Recuperado de: http://www.gadeso.org/sesiones/gadeso/web/14_paginas_opinionsp_10000704.pdf.

Sapelli, C. (2003). Ecuaciones de Mincer y las tasas de retorno a la educación en Chile: 1990-1998. Pontificia Universidad Católica de Chile, 2-29. .

Serrano, A. (2008). Perfil Migratorio del Ecuador. Organización Internacional para las Migraciones. Suiza. ISBN - 978-92-9068-528-9. Recuperado de: http://publications.iom.int.

Servicio de Rentas Internas del Ecuador (2015). Informes de Recaudación de Impuestos. Recuperado de: http://www.sri.gob.ec.

Sistemas de Indicadores Sociales del Ecuador SIISE (2016). http://www.siise.gob.ec/siiseweb/siiseweb.htmlsistema=1.

Stiglitz, J. (2014). Democracy in the Twenty-First Century. *Project Syndicate 31*. Recuperado de: https://www.socialeurope.eu/2014/09/democracy.

Velín, M. y Medina, P. (2010). Study over earnings inequality in Ecuador considering personal effort and social inheritance. *Analítika*, 1(1):59–90. ISSN 1390–6208.

Willis, R. (1986). Wage determinants: A survey and reinterpretation of human capital earning funtions. *O. Ashenfelter y R. Layard Handbook of Labor Economics*, Elsevier Science:525–602.

World Bank (2016). Global Economics Prospects. International Bank for reconstruction and development. *Publishing and Knowledge Division*. ISBN 978-1-4648-0675-9.

Anexos

Tabla A1. Estadísticos descriptivos de las principales variables utilizadas en la Descomposición de Oaxaca Blinder.

	Salario por hora ($)				Años de educación				Años de experiencia			
	2007	2015	2007	2015	2007	2015	2007	2015	2007	2015	2007	2015
	Hombre		Mujer		Hombre		Mujer		Hombre		Mujer	
Zona 1	1,38	2,76	1,36	2,69	8,52	10,09	9,29	10,78	26,07	26,15	22,96	23,82
Zona 2	1,71	2,90	1,59	2,85	9,21	10,19	8,78	10,35	24,59	25,16	22,82	23,64
Zona 3	1,86	2,73	1,65	2,65	9,87	10,8	9,21	10,13	23,34	26,64	23,21	25,04
Zona 4	1,21	2,64	1,19	2,53	8,27	9,98	9,67	11,27	25,80	26,32	23,19	23,24
Zona 5	1,21	2,32	1,64	2,62	8,09	9,38	9,14	10,41	25,48	26,07	24,69	24,75
Zona 6	1,89	3,24	1,72	3,19	9,94	11,07	9,30	10,62	26,87	27,67	24,27	24,40
Zona 7	1,42	3,13	1,41	3,10	9,31	10,55	9,26	11,56	24,01	25,81	23,35	23,47
Zona 8	1,88	3,36	1,59	3,14	10,14	10,95	10,52	11,03	23,63	24,69	22,09	22,10
Zona 9	2,30	4,20	2,08	3,52	11,70	12,66	11,34	12,64	23,62	23,88	21,62	21,75
NACIONAL	1,56	3,05	1,52	3,03	9,27	10,53	9,71	10,90	26,47	26,64	25,35	25,83

Fuente: Elaboración propia en base a la Encuesta Nacional de Empleo y Desempleo del Ecuador.

Tabla A2. Índice de Gini por dominios.

Dominios	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Cuenca	0,421	0,401	0,402	0,387	0,403	0,382	0,393	0,413	0,371
Machala	0,450	0,460	0,427	0,449	0,367	0,352	0,441	0,486	0,380
Guayaquil	0,511	0,401	0,434	0,403	0,397	0,350	0,415	0,357	0,371
Quito	0,481	0,420	0,491	0,488	0,353	0,440	0,419	0,434	0,442
Ambato	0,492	0,481	0,441	0,429	0,415	0,445	0,418	0,423	0,401
Resto Sierra	0,541	0,531	0,496	0,491	0,505	0,496	0,472	0,449	0,470
Resto Costa	0,530	0,490	0,448	0,462	0,448	0,448	0,466	0,433	0,462
Amazonía	0,561	0,552	0,525	0,487	0,51	0,520	0,460	0,499	0,512
Insular (Galápagos)	ND	ND	ND	ND	ND	ND	ND	0,359	0,371
Total Nacional	0,540	0,501	0,494	0,491	0,461	0,465	0,466	0,447	0,461

Fuente: Elaboración propia en base a la ENEMDU.
ND: Datos no disponibles.

Tabla A3. Índice de Gini por zonas de planificación.

Zonas de Planificación	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Zona 1	0,511	0,541	0,509	0,508	0,507	0,478	0,484	0,476	0,5011
Zona 2	0,541	0,572	0,502	0,485	0,469	0,456	0,467	0,495	0,470
Zona 3	0,530	0,510	0,515	0,495	0,533	0,539	0,453	0,474	0,471
Zona 4	0,502	0,450	0,447	0,452	0,448	0,407	0,427	0,408	0,481
Zona 5	0,540	0,502	0,428	0,468	0,451	0,482	0,426	0,405	0,420
Zona 6	0,510	0,501	0,482	0,476	0,492	0,483	0,451	0,429	0,441
Zona 7	0,491	0,502	0,476	0,466	0,475	0,455	0,463	0,464	0,430
Zona 8	0,510	0,410	0,441	0,411	0,401	0,366	0,455	0,383	0,391
Zona 9	0,502	0,451	0,492	0,488	0,373	0,448	0,427	0,428	0,450
Insular (Galápagos)	ND	ND	ND	ND	ND	ND	ND	0,359	0,371
Total Nacional	0,54	0,501	0,494	0,491	0,461	0,465	0,466	0,447	0,461

Fuente: Elaboración propia en base a la ENEMDU.
ND: Datos no disponibles.

Tabla A4. Índice de Theil por dominios (c=1).

Dominio	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Cuenca	0,310	0,271	0,297	0,247	0,285	0,252	0,273	0,381	0,230
Machala	0,370	0,412	0,361	0,384	0,233	0,211	0,410	0,688	0,271
Guayaquil	0,501	0,292	0,455	0,302	0,296	0,212	0,343	0,237	0,243
Quito	0,440	0,311	0,452	0,446	0,209	0,415	0,321	0,341	0,340
Ambato	0,461	0,510	0,354	0,326	0,299	0,429	0,317	0,332	0,291
Resto Sierra	0,631	0,580	0,477	0,468	0,505	0,457	0,416	0,401	0,431
Resto Costa	0,690	0,563	0,384	0,476	0,391	0,431	0,481	0,364	0,471
Amazonía	0,662	0,601	0,493	0,407	0,464	0,482	0,358	0,473	0,472
Insular	ND	ND	ND	ND	ND	ND	ND	0,227	0,22
Urbano	0,520	0,420	0,421	0,436	0,334	0,356	0,385	0,377	0,370
Rural	0,651	0,481	0,394	0,381	0,389	0,420	0,373	0,330	0,420
Total Nacional	0,601	0,491	0,488	0,477	0,392	0,419	0,419	0,389	0,401

Fuente: Elaboración propia en base a la ENEMDU.
ND: Datos no disponibles.

Tabla A5. Índice de Theil por zonas de planificación (c=1).

Zonas de Planificación	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Zona 1	0,491	0,591	0,515	0,508	0,527	0,422	0,450	0,420	0,481
Zona 2	0,601	0,712	0,487	0,420	0,411	0,361	0,385	0,506	0,401
Zona 3	0,560	0,522	0,516	0,444	0,532	0,568	0,374	0,442	0,420
Zona 4	0,562	0,390	0,371	0,401	0,371	0,295	0,332	0,305	0,501
Zona 5	0,573	0,691	0,355	0,548	0,437	0,548	0,413	0,295	0,380
Zona 6	0,481	0,441	0,421	0,465	0,433	0,417	0,358	0,366	0,341
Zona 7	0,470	0,490	0,425	0,409	0,408	0,391	0,412	0,485	0,342
Zona 8	0,510	0,302	0,458	0,313	0,298	0,238	0,437	0,292	0,301
Zona 9	0,511	0,371	0,451	0,448	0,241	0,426	0,331	0,336	0,380
Insular (Galápagos)	ND	ND	ND	ND	ND	ND	ND	0,227	0,221
Total Nacional	0,601	0,491	0,488	0,477	0,392	0,419	0,419	0,389	0,401

Fuente: Elaboración propia en base a la ENEMDU.
ND: Datos no disponibles.

Tabla A6. Índice de Atkinson por dominios (α=1,5).

Dominio	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Cuenca	0,380	0,341	0,374	0,344	0,332	0,319	0,327	0,349	0,291
Machala	0,390	0,392	0,357	0,39	0,294	0,255	0,363	0,418	0,332
Guayaquil	0,471	0,321	0,366	0,326	0,32	0,259	0,34	0,272	0,281
Quito	0,452	0,380	0,469	0,484	0,303	0,412	0,371	0,383	0,390
Ambato	0,501	0,430	0,381	0,375	0,358	0,383	0,365	0,365	0,340
Resto Sierra	0,562	0,552	0,486	0,487	0,497	0,509	0,445	0,412	0,471
Resto Costa	0,502	0,452	0,396	0,411	0,406	0,397	0,405	0,376	0,432
Amazonía	0,591	0,601	0,573	0,503	0,52	0,541	0,484	0,521	0,561
Insular (Galápagos)	ND	ND	ND	ND	ND	ND	ND	0,252	0,290
Total Nacional	0,540	0,501	0,479	0,474	0,446	0,459	0,428	0,405	0,440
Urbano	0,486	0,441	0,442	0,440	0,388	0,388	0,402	0,385	0,401
Rural	0,496	0,449	0,409	0,399	0,410	0,435	0,373	0,375	0,440
Nacional	0,540	0,501	0,479	0,474	0,446	0,459	0,428	0,405	0,440

Fuente: Elaboración propia en base a la ENEMDU.
ND: Datos no disponibles.

Tabla A7. Índice de Atkinson por zonas de planificación (α=1,5).

Zonas de Planificación	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Zona 1	0,521	0,572	0,508	0,509	0,507	0,464	0,459	0,458	0,521
Zona 2	0,580	0,631	0,536	0,498	0,436	0,445	0,469	0,478	0,490
Zona 3	0,550	0,521	0,513	0,496	0,529	0,566	0,42	0,456	0,491
Zona 4	0,462	0,393	0,404	0,401	0,396	0,344	0,364	0,341	0,462
Zona 5	0,521	0,462	0,369	0,416	0,422	0,446	0,355	0,341	0,361
Zona 6	0,560	0,531	0,507	0,472	0,501	0,513	0,441	0,393	0,420
Zona 7	0,492	0,490	0,449	0,442	0,467	0,441	0,425	0,424	0,401
Zona 8	0,481	0,342	0,378	0,337	0,329	0,289	0,387	0,303	0,310
Zona 9	0,481	0,421	0,469	0,489	0,331	0,422	0,383	0,368	0,421
Insular (Galápagos)	ND	ND	ND	ND	ND	ND	ND	0,252	0,290
Total Nacional	0,540	0,501	0,479	0,474	0,446	0,459	0,428	0,405	0,440

Fuente: Elaboración propia en base a la ENEMDU.
ND: Datos no disponibles.

Tabla A8. Resultados estimaciones generales de Ecuación de Mincer corregida por sesgo de selección en dos etapas.

	2007	**2015**
Ecuación de Mincer		
Escolaridad	0,0624	0,0487
	(0,000)**	(0,000)**
Experiencia	0,0126	0,0096
	(0,000)**	(0,000)**
Experiencia2	-0,00013	-0,0001
	(0,000)**	(0,000)**
Mujer	-0,1889	-0,0719
	(0,000)**	(0,000)**
Area	0,1675	0,0873
	(0,000)**	(0,000)**
Grupo minoritario	-0,0927	-0,0851
	(0,010)*	(0,000)**
MIPE	-0,1855	-0,1782
	(0,000)**	(0,000)**
Constante	-0,5325	-0,3059
	(0,05)*	(0,000)**
Ecuación de participación salarial		
Jefe del hogar	0,7209	0,3942
	(0,000)**	(0,000)**
Número de niños menores a 10 años	0,0064	0,0411
	(0,047)*	(0,009)**
Número de personas	0,032	0,0188
	(0,013)*	(0,003)**
Estado civil	-0,1121	-0,2016
	(0,043) *	(0,000)**
Constante	0,8674	1,011
	(0,042)**	(0,000)**
Lambda	-0,3041	-0,5787
	(0,021)**	(0,023)**

Fuente: Elaboración propia en base a resultados obtenidos con la ENEMDU.
* Significativo al 5 %.
**Significativo al 1 %.

Tabla A9. Resultados estimaciones Descomposición Oaxaca Blinder por Zonas de Planificación.

	2007	2015	2007	2015	2007	2015	2007	2015
Zona	**Diferencia Salarial**		**Características**		**Coeficientes**		**Interacción**	
Zona 1	0,2727	0,31042	-0,1194	-0,0795	0,3707	0,3674	0,0214	0,0224
	(0,000)**	(0,000) **	(0,000) **	(0,000) **	(0,000) **	(0,000) **	(0,002) **	(0,013)*
Zona 2	0,3175	-0,1070	0,02247	-0,0640	0,4103	0,1924	-0,1152	0,0494
	(0,022) *	(0,017)*	(0,019)*	(0,023)*	(0,011)*	(0,0232)*	(0,000) **	(0,014)*
Zona 3	0,2678	0,1786	-0,0508	-0,0730	0,3156	0,2177	0,0030	0,0339
	(0,000) **	(0,000) **	(0,006) **	(0,000) **	(0,000) **	(0,000) **	(0,017)*	(0,001) **
Zona 4	0,0280	0,0778	-0,2779	-0,2095	0,1943	0,2047	0,1115	0,0827
	(0,000) **	(0,022)*	(0,000) **	(0,000) **	(0,009) **	(0,000) **	(0,002) **	(0,032)*
Zona 5	0,2210	0,2053	-0,0573	-0,0397	0,2902	0,2391	-0,0118	0,0059
	(0,000) **	(0,001) *	(0,023)*	(0,003)**	(0,000) **	(0,000) **	(0,016)*	(0,006)**
Zona 6	0,2496	0,1673	-0,1087	-0,0922	0,3540	0,2321	0,0043	0,0274
	(0,006) **	(0,001) **	(0,000) **	(0,003)**	(0,000) **	(0,000) **	(0,008) **	(0,047)*
Zona 7	0,1766	0,1182	-0,1360	-0,1212	0,2471	0,2145	0,0655	0,02495
	(0,018)*	(0,013)*	(0,000) **	(0,000)**	(0,002) **	(0,000) **	(0,029)*	(0,001) **
Zona 8	0,2365	0,0525	-0,0636	-0,0819	0,3323	0,1307	-0,0321	0,0037
	(0,013)*	(0,004) **	(0,019)*	(0,007)**	(0,034)*	(0,000) **	(0,048)*	(0,008)**
Zona 9	0,3296	0,1855	-0,0178	-0,0405	0,3697	0,2323	-0,0223	-0,0061
	(0,001) **	(0,002) **	(0,005)**	(0,006)**	(0,008) **	(0,003) **	(0,002) **	(0,005)**

Fuente: Elaboración propia en base a resultados obtenidos con la ENEMDU.
*Significativo al 5 %.
**Significativo al 1 %.

Analítika

Assessing the Effect of Conditional Cash Transfers in Children Chronic Stunting: The Human Development Bonus in Ecuador

Lorena Moreno

www.ecuadorencifras.gob.ec

Assessing the Effect of Conditional Cash Transfers in Children Chronic Stunting: The Human Development Bonus in Ecuador

Lorena Moreno

Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), London School of Economics and Political Science, Reino Unido

lorena_moreno@inec.gob.ec / Lorena_Moreno@alumni.lse.ac.uk*

Resumen

Las políticas de erradicación de la pobreza basadas en Transferencias Monetarias Condicionadas (TMCs) son ampliamente utilizadas en los países en desarrollo, siendo la desnutrición crónica uno de los indicadores de resultado más estudiados. Sin embargo, los escasos análisis empíricos para Ecuador no concuerdan sobre los efectos de las TMCs en esta variable. En este contexto, y en base a una encuesta de gran escala, en este artículo propongo una estrategia de dos etapas para evaluar el efecto del programa Bono de Desarrollo Humano en la desnutrición crónica infantil. Primero, replico el índice de elegibilidad, a través de Análisis de Componentes Principales y, posteriormente, implemento un diseño de Regresión Discontinua Difusa. Los resultados principales muestran que existe un efecto estadísticamente significativo de entre 18 % y 24 % del estatus de elegibilidad sobre la probabilidad de tratamiento; un efecto de la intención del tratamiento estadísticamente no significativo de -0,5 a -0,3 desviaciones estándar; y, finalmente, un efecto local promedio del tratamiento de -2,1 a -1,6 desviaciones estándar no distinto de 0, dependiendo del enfoque y la especificación. A pesar de que los test de falsificación sustentan el cumplimiento del supuesto de identificación del diseño de evaluación, las conclusiones deben interpretarse con cautela debido al periodo de levantamiento de la encuesta, los cambios implementados en el programa y, finalmente, la muestra analizada.

Palabras clave: desarrollo social, Transferencias Monetarias Condicionadas, desnutrición crónica, análisis de componentes principales, regresión discontinua.

*I gratefully acknowledge the London School of Economics and Political Science and it's Methodology Department for the opportunity to develop the present research formerly as a dissertation. Also, my sincere gratitude to Professor Dominik Hangartner for his valuable comments.

Abstract

Poverty eradication policies based on Conditional Cash Transfers (CCTs) are widely used in developing countries, being chronic stunting one of the outcome indicators most studied. However, the few empirical analyses for Ecuador do not agree on the effects of CCTs on this variable. In this context, and based on a large-scale survey, in this article I propose a two-stage strategy to evaluate the effect of the Human Development Bonus programme on children chronic stunting. First, I replicate the eligibility status index through Categorical Principal Component Analysis, and then implement a Fuzzy Regression Discontinuity Design. Main results show that there is a statistically significant effect of 18% to 24% of the eligibility status on the probability of treatment; a non-significant estimate of the intention-to-treat effect going from -0,5 to -0,3 standard deviations; and, a local average treatment effect ranging from -2,1 to -1,6 standard deviations not significantly different from 0, depending on the approach and the specification. Although, falsification tests support compliance with the identification assumption of the evaluation design, conclusions should be interpreted with caution given the surveying period, the changes implemented in the programme and, finally, the sample analysed.

Key Words: social development, Conditional Cash Transfers, stunting, principal component analysis, regression discontinuity design.

JEL Codes: I31, I38, I12, C38, C31

1 Introduction

A vast number of empirical questions about poverty tackling in developing countries depend on causal effects of government programmes. One widely implemented version of this type of intervention are the Conditional Cash Transfers (CCT). These transfers aim to achieve generalised social well-being by allowing vulnerable groups be responsible for their own development. In order to attain this objective, the strategy incentivises social investments through beneficiaries' co-responsibilities. Namely, school assistance, and health checks of the children pertaining to the recipients' households.

In Latin American these programmes became popular in the late nineties, and since then, several studies focused their attention on measuring the expected benefits. In between the most recognisable are the Mexican *PROGRESA*, The Brasilian *Bolsa Familia*, an the Colombian *Familias en Acción*. These and others programmes have been evaluated in the light of their aligned objectives, being the most commonly studied outcomes, school enrolment and assistance, chronic stunting and vaccine preventable diseases prevalence. The educational outcomes have evidenced stable and positive effects (Ponce and Bedi, 2010), while, conclusions on children health are more heterogeneous, particularly when focusing in malnutrition (Paxson and Schady, 2007). This, added to the fact that stunting (measured as the deviation

of the ratio of height for age from a distribution of well-nourished children) can be paired to an indicator of structural poverty, evidences room for prioritised empirical research.

One particular interesting case is the Ecuadorian programme *Bono de Desarrollo Humano* (BDH) or Human Development Bonus, launched in 2003. Similar to others, this CCT allocates the transfer depending on a score that determines household eligibility status. The BDH has been evaluated on several outcomes, being stunting one of the more understudied mainly due to the lack of anthropometric information associated to recipient's registries. Indeed, even when stunting prevalence is an indicator of particular concern for Ecuador, only two important studies can be reported. This evidenced gap, and a recent story of intricate methodological and political transfer scheme changes, are strong indicatives of the need of research.

In this context, and relying on a recent large-scale household living conditions survey data, I outline a two-stage empirical strategy, attempting to answer if there is an effect to the BDH in chronic stunting for children under 5 years. The first stage recurs to a multivariate analysis method, Categorical Principal Component Analysis (PCA), to replicate the original eligibility index in the survey. Afterwards, and exploiting the discontinuities in the administration of the programme, the second stage implements a Regression Discontinuity in its fuzzy version, to estimate the effect.

This document is structured as follows; Section 2 reviews the main theoretical relations between poverty, CCTs and children nutritional outcomes, and evidences Latin American and Caribbean case studies results. Section 3 contextualizes the Ecuadorian BDH and specifies the motivation. Section 4 details data, methodological approach and implementation. Then, Section 5 reports the main estimates and finally Section 6 outlines conclusions, discusses their validity and suggests further research.

2 Literature review

2.1 Poverty, malnutrition and Conditional Cash Transfers

Multiple causes have been cited as the root of the poverty-trap, being one of the more largely documented an insufficient bad-quality diet. The first formal attempt to study the relationship between poverty and malnutrition was made in 1957 by Leibenstein, and since then, several theorisations have been developed (Dasgupta and Ray, 1987). The transversal idea to these theories is that poor people eat on a surviving basis because of their constrained budget; therefore, they cannot fully develop their capacities which makes them less productive, resulting in underpaid jobs, if hired at all. This diminished labour market participation traduces in less resources to bring back home, perpetuating the cycle (Banarjee and Duflo, 2011).

Regardless of the apparent simplicity, the underlying intricate issues are constantly studied on the hopes of stablishing strategies that can effectively tackle poverty by placing individuals well-being as the ultimate objective. The theorization that best represents this aim is Sen's capability approach, which understands poverty as the lack of expansion of the peoples' freedoms seen both as primary ends and principal means not just as the simple process of accumulation and economic growth. In other words, development is only achieved when substantive freedoms as health and education satisfy both their constitutive and instrumental roles. The author mentions five types of instrumental freedoms, from which two are more accurately related to the design of policy interventions concerned with nutritional status, a) social opportunities and b) protective security. The former referring to the need of societal arrangements to secure healthy living and the later to the importance of providing safety nets to reduce the probability of extreme vulnerability (Sen, 1999).

Governments of developing countries have acted as catalysers of these instrumental freedoms for many years, by designing focalised tools, being one of the most widely and recently used the cash transfers. For the present research, the schemes that require co-responsibilities from the beneficiaries are of interest, namely the CCTs. The existing literature on these matter concludes that there are two main purposes for implementing CCTs, equity in the short run by redistributing resources to the poorer households and efficiency in the long run by restoring the mismatch between parents' preferences and social benefits from human capital investment (i.e. alleviating transactional, imperfect information and opportunity costs) (De Janvry and Sadoulet, 2006). These two elements are meant to be achieved by the transfer, though, due to trade-offs they depend on the success of the alignment between programmes objectives and the good that is conditioned (Das et al., 2005).

The CCTs have the premise that while the supply side is met by services and goods offered, there is a need to promote demand through conditions to attain social investment. Therefore, it is not enough to incentive the demand through an income effect (increasing households available budget), but also via a price effect (the behaviours households ought to change to receive the benefit) (Bourguignon et al., 2002). The usual beneficiaries are households and the stimulated changes are regular school attendance and periodical health checks for the children. These co-responsibilities embody the substantive freedoms of this poverty cycle breakage strategy, education and health/nutrition (Rawlings and Rubio, 2003).

2.2 Children anthropometric status and well-being

Malnutrition is a dangerous phenomenon that has constantly affected vulnerable population in developing countries, since it's evident short-term physical consequences have been proved to perpetuate into the long-run on such deep levels that reversibility is hard to accomplish. Because of this, childhood is considered to be the stage where intervention can be most rewarding (Behrman and Hoddinott, 2005). Therefore, it is primordial to review both the determinants and the consequences of malnutrition to understand how programmes as CCTs

are hypothesised to meddle this problem.

In general, the nutritional status is the product of the balance between the needs and the uses of food energy and other essential nutrients; but also the result of multiple physical, biological, cultural, psychosocial, economic and environmental elements (Figueroa, 2004). Given that it is a multidimensional problem the range of outcomes under study is broad, though children stunting (measured as height-for-age z-scores compared to WHO 2006 standards) is of major concern since it is considered an indicator useful to assess capabilities acquirement (Banarjee and Duflo, 2011). The documented causes of stunting (Figure 1) root form the interconnected linkages between the immediate lower level (children) and the intermediate and higher levels (household and community).

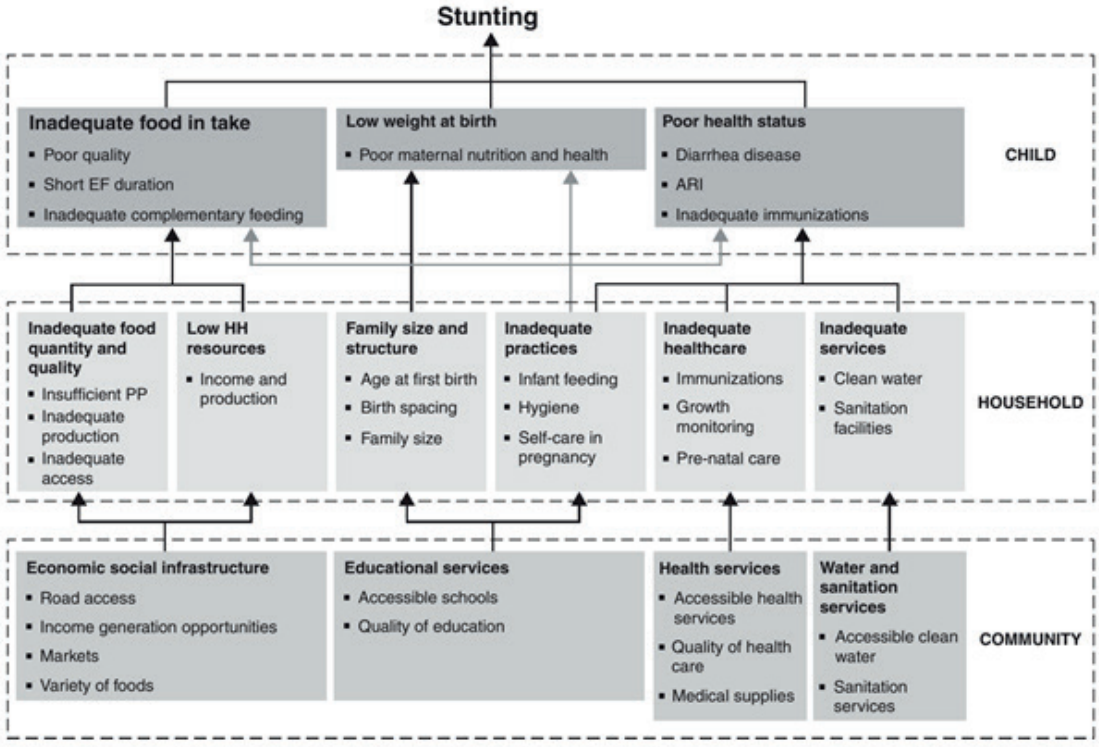


Figure 1: Causes of Stunting at Community, Household, and Individual level

Source: (World Bank, 2007)
Note: EF=exclusive breastfeeding, ARI=Acute respiratory infections, HH=household, PP=purchasing power

As evidenced, there are three proximate causes, inadequate food intake, low weight at birth and poor health status, each associated with problems at the household level, e.g. inadequate healthcare and sanitation practices, and at the community level, e.g. local economy and social infrastructure (World Bank, 2007). In the modelling of these determinants, a recurrent element is the conceptualisation of parental or caretakers' concern of immediate

well-being of their children as well as their expectations of the value of investing in healthcare (Behrman and Hoddinott, 2005).

On the consequences side of the problem, empirical literature has reported that the failure of physical growth that leads to severe cases of undernutrition is highly correlated not only with a deficit in cognitive development but a higher probability of children mortality (Caulfield et al., 2004). For example, kids with iron deficiency are more prompt to have lower IQ, memory problems and difficulties to develop social skills (Paxson and Schady, 2007). Additionally, stunting increases the risk of long-term chronic illnesses and disability (Hoddinott et al., 2013) and permanently high prevalence of stunting reduces socio-economic growth jeopardising full physical and mental development of all individuals (Kabubo-Mariara et al., 2009).

In developing countries, the numerous constraints to interrupt the intergenerational vicious nutrition-based poverty cycle, worsen the presented scenario. The lack of instruments available for the parents to choose different patterns and for kids to take advantage of them is a permanent concern of governments. Indeed, CCTs have become a popular strategy among In developing countries, the numerous constraints to interrupt the intergenerational vicious nutrition-based poverty cycle, worsen the presented scenario. The lack of instruments available for the parents to choose different patterns and for kids to take advantage of them is a permanent concern of governments. Indeed, CCTs have become a popular strategy among these nations since mid-nineties as part of their development agendas with the establishment of the health condition.

CCTs include several components as mediators to improve children nutritional status. The transfer itself is expected to translate into an increased nutritious consumption. As a companion for this objective, meetings for nutritional guidance are planned on a regular basis. Though, the most direct effect is implemented via the health checks condition. Specifically, through vitamins, supplements and growth monitoring. For instance, *PROGRESA*, one of the largest CCTs, which started in Mexico in 1997 (now called Oportunidades), includes i) *pláticas* (meetings) conducted by health professionals in order to improve the knowledge of the participants about child health; ii)*papilla* a differentiated supplement for pregnant and lactating women and for children under 5 years, and iii) growth monitoring which is mandatory before any benefit is given (Behrman and Hoddinott, 2005).

Likewise, other social strategies along Latin America and the Caribbean have implemented actions driven by a common concern on the permanently high children stunting. Simultaneously, impact evaluations to measure the effects of the strategies on efficiency and equity have been directed by private and public sectors. The results on children anthropometric outcomes are more heterogeneous than, for instance, educational outcomes (Ranganathan and Lagarde, 2012). In the following subsection, I present a brief review of the most preeminent studies in the field.

2.3 CCTs and children stunting: evidence

In Latin America and the Caribbean CCTs became popular since mid-nineties, being the first to implement them Brazil in 1995 with *Bolsa Escola* and *Programa de Erradicacao do Trabalho Infantil (PETI)*. Subsequently, researches focused on effect estimation came to be of academic and political concern (Fiszbein et al., 2009). Evaluations on children nutritional status have shown to be non-conclusive, and sensitive to sample size and estimation method (Paxson and Schady, 2007).

For example, Attanasio et al. (2005) showed that the Colombian programme *Familias en Acción*, introduced in 2001, improved nutritional status only for children under 24 months old. Through a Difference-in-Differences (DID) approach from a randomly selected sample of municipalities from treatment and control groups, the authors estimated a statistically significant increase in height-for-age z-score or HAZ of 0,161 standard deviations and a decrease in the probability of stunting of 0,069.

Behrman and Hoddinott (2005) based on a randomised trial found that *PROGRESA* in Mexico had significant positive effects on nutrition only after implementing child fixed-effects to control for unobserved heterogeneity. They reported an increase of approximately 1cm in mean growth per year of the treatment compared to the controls, for kids between 12 and 36 months.

In the Caribbean, a recognised large-scale programme is the Nicaraguan *Red de Protección Social*, which is focalised in rural areas and started in 2000. Maluccio and Flores (2004), through a DID approach, applied on an experimental dataset, estimated that the effect of *Red* was a decrease in the proportion of stunted children under 5, of about 5,3% and an increase in HAZ of 0,17 standard deviations.

Contradictorily, Morris et al. (2004) in their study of *Bolsa Alimentação* in Brazil, which was launched in 2001 as part of a larger programme, estimated that the gain in anthropometric measures is slightly larger for the non-exposed children. The authors reconstructed a dataset from original administrative registries and individually matched beneficiaries to excluded households. Their results, which they pair to an intention-to-treat estimate in a randomised trial, evidence a statistically significant reduction of the mean HAZ of 0,13 sd. for children under 7 years. Likewise, other countries have evaluated their strategies, though compared to the amount of researches focused on non-health or nutritional related outcomes, the number is diminished. Particularly, due to the difficulties to collect these type of information and given the intricate biological aspects that affect the analysis (Ranganathan and Lagarde, 2012).

3 Context and motivation

3.1 Ecuador and the Human Development Bonus

In Ecuador, the first attempt to implement a transfer dates from September 1998 with the launching of the *Bono Solidario* programme under the presidency of Jamil Mahuad. Initially, this transfer was thought to be a compensatory measure to the eventual reduction and elimination of gas and electricity subsidies, and did not included co-responsibilities. However, approximately one year after, an economic and financial crisis struck the country, and the transfer became a tool to retaliate the negative effects. Three groups of people were prioritised for the Bono reception, first, mothers in families with at least one child younger than 18 years, a monthly income less than 40 US$ and no permanent salary or social security benefits for the parents. Second, elders of 65 years old and more, with similar income restrictions as for the mothers. Third, persons with a disability percentage of 70% or more between 18 and 65 years. No other technical criteria was applied for beneficiaries' selection, therefore, the Bono was an auto-focalised benefit since people that believed should receive it, would go collect it from the government delegated offices (León, 2000).

In 2003 the *BDH* was implemented as an improved version of the *Bono Solidario*. Up to date, there are three distinguishable stages of the BDH. The type of beneficiaries were divided into the same three groups but conditions and technical selection criteria was included, while the amount of the benefit increased subsequently. In the first stage focalisation was implemented on the basis of 0 to 100 compound index named *Sistema de Selección de Beneficiarios* (SELBEN), which intended to identify nuclear families with limited capabilities to generate income; also, conditionality on education and health was introduced. The bond was given on a monthly basis and the amount was 15US$ for mothers and 7,5US$ for the other two groups. The total of the transfers came to represent 1% of the country's GDP and approximately 11% of the beneficiaries' expenses by 1999. By the year 2000 about 1,2 million people were recipients, corresponding to 45% of the Ecuadorian households (Vos et al., 2001).

The second stage initiated by the end of 2007 under the government of Rafael Correa. The process started with the registry of families located in areas with the highest poverty levels according to the 2001 Population and Housing Census, as a tool for tracking and monitoring potential recipients. Additionally, the index was updated, and both the database and the index were named *Registro Social* (RS). The amount was originally fixed at 30US$ for all types but then increased to 35US$ (Ponce, 2013). From this stage, the authorities directed efforts towards a more efficient system and the main institution in charge was the Coordinating Ministry of Social Development (MCDS).

The third stage started in 2013 with updates both on the registry[1] and the index renamed

[1]The mentioned registry updates were run by supply, though the database is constantly amended on demand.

Registro Social II (RSII). The amount increased to 50US$ per month and by the end of 2014, approximately 2'200.000 nuclear families and 7'500.000 individuals were part of the Registry from which 1'119.858 families were beneficiaries from the three types and 444.562 received the mother's one (MCDS webpage). Additionally, the first attempt to implement "graduation", a process in which recipients stop collecting the transfer since they are considered to have already acquired the capabilities to become responsible for their own development (according to the Ministerial Agreement No. 90197 of 28th March 2013), took place in this period.

The main goals of the programme remained similar through the stages, and were specifically to guarantee families a level of minimum consumption, decrease the prevalence of stunting and vaccine-preventable diseases for children under 5, promote school attendance between ages 6 and 16, and protect the elderly and persons with disabilities (Rosero and Martínez, 2007). Each index was calculated through a PCA, a multivariate analysis method that constructs a score on the basis of the observed covariance of certain selected variables. In this case, it is a 0 to 100 index based on variables that have high associations with per-capita consumption and which are taken from living standard measurement surveys pertaining to each period. Additionally, with each index change a different threshold was established which was paired up to a poverty line (Table 1).

Table 1: Indexes and eligibility criteria*

1	**SELBEN**	
	Quintile 1	$\leq$ 42,87
	Quintile 2	$>$ 42,87 & $\leq$ 50,65
	Survey: 1999 Living Standard Measurement Survey	
2	**RS**	
	Extreme poverty	$\leq$ 25,5992
	Poverty	$>$ 25,5992 & $\leq$ 36,5987
	No poverty	$>$ 36,5987
	Survey: 2006 Living Standard Measurement Survey	
3	**RS II**	
	Extreme vulnerability	$\leq$ 24,087658
	Vulnerability protection band	$\geq$ 24,087659 & $\leq$ 28,20351
	Vulnerability	$\geq$ 28,20352 & $\leq$ 34,67905
	No vulnerability	$\geq$ 34,67906
	Survey: 2012 Households Socio-Economic Situation Survey	

∗Shaded thresholds were considered eligible
Source: MCDS.

Likewise, other CCTs, the BDH is thought to address children chronic malnutrition via direct and indirect ways. The cash is expected to increase food consumption towards a more nutritious household diet. And, during health checks, kids are given supplements and their growth is monitored. Though, given the logistic and budget constraints, monitoring

conditions is a challenge for the government, and only recently more accurate actions have been taken. Nevertheless, beneficiaries have always been informed of the importance of the co-responsibilities as a requirement for the monthly transfer. Moreover, several national surveys and public services directly ask recipients about their compliance.

3.2 Motivation

In the same way as with other interventions, the BDH has been evaluated in the light of its objectives; though, researches have mainly focused on school attendance, child labour, household consumption and labour indicators as outcomes (Gonzalez-Rozada and Llerena, 2011; Oosterbeek et al., 2008; Ponce, 2011; Rosero and Martínez, 2007; Schady, 2006). While, fewer studies have investigated children cognitive development and health indicators (Paxson and Schady, 2007; Ponce and Bedi, 2010) and even less, only malnutrition (León and Younger, 2007). The estimates, which correspond to the first stages of the BDH, point towards a slightly modest to null effect of the treatment on height-for-age.

As mentioned, there are only two relevant specific studies. First, León and Younger (2007) measured the impact of *Bono Solidario* using the 1999 Living standard Measurement Survey (LSMS) through and instrumented OLS with various controls. They modelled the differential effect between regular income and the cash transfer. The instruments were: a) an interaction of the three programme eligibility criteria (a dummy variable with value 1 for households with a monthly income less than 150US$, no workers in the formal sector and at least one mother with a child under 18, and 0 otherwise) b) a continuous variable of the traveling time to the collection point and c) a dummy with the value of 1 if the interview took place before April 1999, when the transfer amount was increased and 0 otherwise. They estimated that there is a significant though modest effect on children nutritional status both stunting (height-for-age) and underweight (weight-for-age) no different from a regular income effect.

The second study, by Paxson and Schady (2007), took advantage of the randomized introduction of the BDH, and computed the Intention-to-treat estimates for kids of ages 3 to 7 by the end of the period (baseline survey was collected October 2003 - September 2004 and follow-up September 2005 - January 2006). The authors estimated a 4 to 5 percent increase of a standard deviation (depending on model specifications) in the HAZ of 1.479 children (corresponding to 1602 nuclear families) in rural areas of six provinces. As mentioned one of the main reasons for this reduced number of researches is the lack of anthropometric information related to the transfer recipients, due to the costs it represents.

On top of these limited results, the discouraging evolution of an approximate 2% decrease in 8 years, from 25,6% in 2006 to 23,9% in 2014 (INEC, 2006, 2014) in national stunting prevalence, configures a permanent concern of the public, private and non-governmental sectors in Ecuador. Therefore, the measurement of the effect of CCT on children nutritional status is of great importance not only for theoretical matters but also to narrow the men-

tioned gap. In this sense, this research proposes an observational causal inference design using a recent important national survey attempting to analyse the effect of BDH on stunting of children under 5 years old in Ecuador, focusing on programme's third stage.

4 Empirical strategy

4.1 Data

The study sources out mainly from a secondary quantitative database, the Ecuadorian Living Standards Measurement Survey (LSMS), which is executed by the National Statistics Bureau (INEC). The LSMS, as part of the Ecuadorian Integrated Households Surveys System, collects information on the quality of life and well-being and represents an important tool for research and policymaking. Historically, six LSMS have been collected since 1994; however, the focus is in the last one collected from November 2013 to October 2014 (INEC, 2015). These databases can be found in the Institute´s web page:`http://www.ecuadorencifras.gob.ec/banco-de-informacion/`.

The main dimensions under study in the LSMS are income and expenditure, household production, housing, health, assets, public services access, education, among others. The survey is statistically representative for the 4 natural regions, 24 provinces, 9 planning zones and 4 main cities in urban and rural areas (INEC, 2015). The sample includes 28.970 households, 109.694 individuals and 11.473 children under 5 (INEC, 2014).

The indicator of children stunting, is estimated from the height and age collected on the questionnaire section 3 (Health), part E under "Anthropometrics". The height-for-age z-scores computed are compared to the distribution of the measurements for the standard sample established in 2006 by WHO in their Multicentre Growth Reference Study [2]. Point estimates under two standard deviations from the median of the reference are considered stunted. For this study, I computed results using the igrowup_stata package in a Stata 14 version (World Health Organization, 2006).

Regarding BDH reception, information is collected in section 7 (Economic Activities), part G of the survey under "Transfers and Money Aid". The type of bonus, the frequency, the amount, the co-responsibilities, among other topics are asked about the BDH in twelve questions. In the present study, only the type of BDH given to mothers will be considered in the analysis. The exclusion of other types is justified given the mentioned mediators that the BDH has to influence nutritional outcomes.

A critical part of the design is the initial reconstruction of the eligibility criteria index in the survey, which is the instrument for the later application of the regression discontinuity

[2]For children under 2 years the accurate measure is length-for-age z-scores, though to simplify I refer only to height

method. The RSII is a 0 to 100 index calculated through Nonlinear Principal Component Analysis (NLPCA) on 34 demographic, housing, education and asset possession variables, which categorises households according to their eligibility in the basis of a cutoff (Fabara, 2009). Almost all variables, but one, can be calculated directly from the LSMS, therefore, I used the 2010 Population and Housing Census to complete the exercise (further detail in the methodology section).

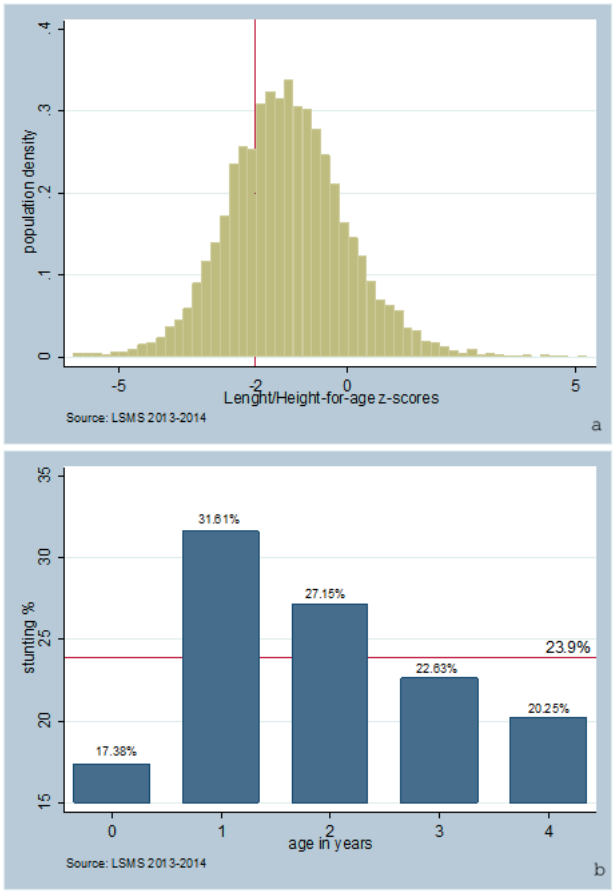


Figure 2: Children Stunting in Ecuador

Note: a) red line represents the -2 sd. threshold for underachievement in height-for-age z-scores compared to the standard distribution of well-nourished WHO sample. b) red line is the national mean stunting prevalence (23,90%). Ages 1 and 2 show higher values than the mean, specifically, 31,6% and 27,15%.

Descriptive statistics of the full LSMS sample show a 23,9% prevalence of children stunting, 19,9% in the urban areas and 32,8% in rural ones. Also, there is a stunting prevalence above the population mean for children of ages 1 and 2 (Figure 2). Regarding the transfer, from the total sample, 1'122.435 households receive BDH from all types (25,83% from total

number of households), which represents 4'734.481 individuals (29,68% from total population). Within the BDH recipients' subset 672.714 households benefit from the mother's type (15,5% from total number of households), which represents 3'368.833 individuals (21,12% from total population) (INEC, 2014). When comparing the BDH beneficiaries' coverage from the LSMS to the official registries published by the MCDS, the percentages that the families represent from the total population [3] are either equal or very similar. Specifically, for all type of beneficiaries' the registries estimate shows a 6,99% coverage while the LSMS a 7,04%, and for the mother's type a 2,8% compared to a 4,2%. These percentages are also consistent between datasets when analysing by sex and ethnicity.

For the index replica, the complete set of surveyed individuals is employed to reflect the living conditions of the Ecuadorian population. Though, the analysis faces some other criteria which reduces sample's power. First, I kept only those who declared to be mother type recipient's households and non-beneficiaries. Afterwards, I selected only those surveyed from April 2014, since the RSII only started to be applied from that date. Lastly, the largest reduction was made by keeping only households with children under 5 years. The final sample is composed by 6.317 kids and 1.356 households, though, if we only consider the valid cases the sample is reduced by 143 individuals. Table 2 shows t-test for the stunting prevalence and the HAZ by BDH declared reception. The statistics evidence a significant difference in both measures when analysing by group.

Even though, the LSMS allows to group individuals into nuclear families, the construction of this unit was not clean (e.g. not all declared a family head), also, the LSMS focuses its design on individuals grouped into households. Because of this, I decided to do the analysis on the household level. The following subsection details the steps undertaken for the methodological design of the research including descriptive statistics and intermediate results.

4.2 Methodological approach and implementation

4.2.1 RSII index replica

The eligibility score is a proxy means testing index which is expected to be similar to the consumption poverty, but with a multidimensional approach based on Bourguignon and Chakravarty (2003). This type of index is the most commonly used in Latin American programmes. In Ecuador, as mentioned, the index changed depending on the living conditions of the population and was estimated through NLPCA. Compared to the traditional PCA, this method does not rely on the assumptions of linear relationships between numerical variables nor the multivariate normality of the data. Additionally, Optimal Scaling by

[3]The ratios where obtained by dividing the number of families receiving BDH to the total population, since MCDS makes public only the number of household but not the individuals they represent. For the registries ratio, I used the total population estimated for 2014 in the bases the 2010 population census; while for the LSMS I used the total weighted sample population.

Table 2: Stunting and HAZ average by BDH reception

Group	Observations	Stunting Prevalence	HAZ
Non-beneficiaries	4.197	22,90	-1,11
		(-0,006)	(-0,020)
Beneficiaries	1.977	39,20	-1,61
		(-0,011)	(-0,028)
N	6.174		
t		-13,487	14,560
Degrees of freedom	6172		
p-value		0,000	0,000

Note:t statistics for the null hypothesis of no significant differences between group means (beneficiaries and non-beneficiaries) in stunting prevalence and HAZ have associated p-values <0,001. Therefore, we can reject the null.

Alternating Least Squares was applied, because it allows the choice of both, measurement level and a number of sets. The combination of categorical optimal scaling level and one set of variables was chosen by the programme designing team. This specification lead to a Categorical Principal Components Analysis (CAPTCA) procedure, which was implemented by the SPSS algorithm named the same way (Fabara, 2009).

In Ecuador, the indexes were built based on variables highly correlated with the per-capita monthly consumption aggregate and optimally quantified in 2 dimensions. The matrix of the subjects in rows and these variables in the columns is the initial input for the calculation. The procedure itself consists of two iterative phases; first, parameter estimation and second, optimal scaling. In this way, scores with maximum heterogeneity between categories and maximum within-category homogeneity are assigned to subjects (Guerrero, 2002). Once the parameters (or categorical quantifications) are estimated, the category with the lowest quantification is given a value of 0 and the remaining quantifications are subtracted this original lowest weight. Finally, these new values are rescaled from 0 to 100 (SIISE, 2014).

The method was the same throughout the years, though the choice of variables changed towards a more structural and less income based measure of deprivation. The first index, SELBEN, was estimated with 27 variables with the 1999 LSMS data and was valid until 2007. Afterwards, in 2008, the RS index was calculated with the 2006 LSMS including 30 items. As part of the two Social Registry information gathering processes, a survey was implemented in early stages, called the Households Socio-Economic Situation Survey (HSSS). Once the first RS official database was collected in 2009, the 2006 LSMS index was updated on the basis of the first HSSS. For BDH's third stage, the RSII was calculated directly with the second HSSS, collected in 2012. The 2012 HSSS has statistical representativeness at national, urban

and rural levels (3.076 households sample).

The estimation process of the original RSII index started with the merging of the 2012 HSSS database to a smaller one containing Unsatisfied Basic Needs (UBN) poverty percentages of disaggregated geographical units of the 2010 Census. Then, a set of individuals, assets, and housing variables, theoretically and empirically related to poverty, were correlated with the per-capita consumption to narrow this selection according to association levels. Those variables with associations higher than 0,11 were upwardly recoded assigning the value of 1 to their "worst" category. Then, the RSII index was built as a simple sum of the re-scaled category quantifications of 34 variables obtained with the CAPTCA as explained earlier (SIISE, 2014).

The replication strategy followed the exact procedure using the 2014 LSMS and the Census[4]. One of the variables could not be constructed from the questionnaire; therefore, only 33 variables were calculated. With this input, I run a version 2.0 CAPTCA algorithm in SPSS 23, attempting to be as close to the original. In Appendix 1, I present the main output of the analysis: iteration history, model summary and component loadings. The 2-dimension specification accounted for 36,5% (the original accumulated 33,7%) of the total variance and had a 62,2% correlation with the monthly per-capita aggregate consumption (formerly 62,4%). Figure 3 shows a histogram of the frequency of households by the created index.

Also importantly, cutoff choice was originally done by selecting values of the index that represented households with consumption poverty. For SELBEN the eligibility criterion was to keep the first two poverty quintiles and for the RS it was the point estimate of the poverty line consumption value from an OLS of the index and the logarithm of the aggregate per-capita consumption (Ponce, 2013). The RSII followed a similar approach to the last, but since the "graduation" strategy started, the critical value was estimated around the extreme poverty, specifically, 28,2. I kept the official threshold since computed pseudo-scores used the same methodology and it meant less manipulation of the design.

4.2.2 Effect estimation

The RDD, firstly discussed by Thistlethwaite and Campbell (1960) can be applied when there is precise knowledge of the rules determining treatment and when the following basic elements are present: an outcome, a continuous assignment covariate, a threshold and a treatment variable (Cook, 2008).

The identification assumption of the design, under the Rubin Causal Model (RCM) setup, is that the conditional expectations functions of the potential outcomes Y_1 and Y_0,

[4]Other approaches applied but discarded were: OLS coefficients of the aggregate consumption and all the variables in the HSSS as category weights, regression based estimated cutoff, nuclear families instead of households, complete sample without distinguishing by surveying-period, and different combinations of the previous.

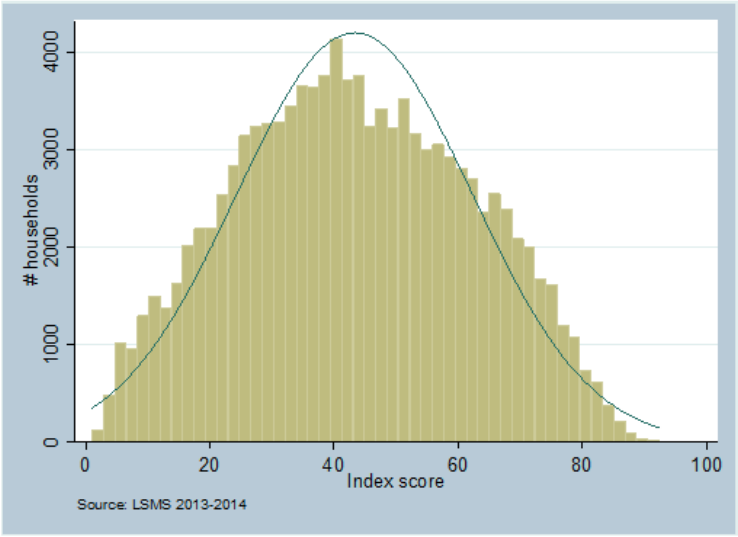


Figure 3: Pseudo-RSII index (full sample)

Note: The frequency histogram is overlaid with a normal density plot. Since they are both very similar and there are no significant deviations from the mean values of the sample, there is no skewness.

given the treatment status (D_i) and the assignment covariate (X), are continuous around the threshold (c) (Imbens and Lemieux, 2008). When the cutoff only partly influences the treatment exposure, the fuzzy design is appropriate (Hahn et al., 2001). In this context, and given the characteristics of the programme it was sensible to use this method. The following pairs up the empirical reasoning of the method to specificities of the case.

Following Angrist and Pischke (2008), in the fuzzy RDD the discontinuity can be seen as an instrumental variable for the treatment status in order to account for the potential bias derived from the probabilistic function, in the following way:

$$P(D_i = 1|x_i) = \begin{cases} g_1(x_i) \; if \; x_i \; \leq c \\ g_0(x_i) \; if \; x_i \; > c' \end{cases} \quad , \; g_1(c) \neq g_0(c) \tag{1}$$

$$\text{assume } g_1(x_0) > g_0(x_0)$$

The interpretation of (1) is that there is a jump in the probability, with functional form $g(.)$, of receiving the transfer at the threshold $c = 28,2$. Beneficiaries ($D_i = 1$) should have at most an RSII value x_i of 28,2, while non-eligible households should have higher values. This association can also be written as:

$$E[D_i|x_i] = P(D_i = 1|x_i) = g_0(x_i) + [g_1(x_i) - g_0(x_i)]Z \tag{2}$$

$$Z = 1(x_i \leq c)$$

Here Z is a binary instrument [5] that takes the value 1 if the household has a score at least as lower as the value of the cutoff, and 0 otherwise. Importantly, the units under analysis are those very near to the threshold, to resemble an as-if random assignment. Taking into account the non-deterministic association between the index and the probability of the treatment, and following Imbens and Lemieux (2008), and Hahn et al. (2001), the identification result can be written as:

$$\begin{aligned} \alpha_{FRDD} &= E[Y_1 - Y_0 | X = c \text{ and unit } i \text{ is a complier}] \\ &= \frac{\lim_{x \downarrow c} E[Y|X=c] - \lim_{x \uparrow c} E[Y|X=c]}{\lim_{x \downarrow c} E[D|X=c] - \lim_{x \uparrow c} E[D|X=c]} \\ &= \frac{E[Y|Z=1] - E[Y|Z=0]}{E[D|Z=1] - E[D|Z=0]} \end{aligned} \tag{3}$$

Here $Y_{1,0}$ represent the observed outcome (height-for-age z-scores) for either treatment or control groups. The association between the index and HAZ is possible though it is assumed to be smooth, therefore a discontinuity in the conditional expectation is defined as a causal effect. The ratio in (3) is the variation in the outcome discontinuity to the variation on the treatment discontinuity. This non-parametric ratio represents the estimand, which is the local average treatment effect (LATE) and as Angrist and Pischke (2008) stated, it is local not only because is estimated for the compliers, but also because is for those around a specific vicinity. The implementation strategy follows two approaches, one parametric and one non-parametric. For the first, a 2SLS IV regression analysis was implemented. I defined 10, $\pm$ 1 vicinities around the threshold; then, with these bandwidths, I run different versions of the specification:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 X^2 + \beta_3 W + \alpha D + u \tag{4}$$

where D is instrumented by Z, and α is the effect. Here W represents a vector of few controls empirically defined as determinants of children stunting in Ecuador (World Bank, 2007) that where not already part on the index itself. Specifically, age of the kids in days, sex, indigenous ethnicity, and mother´s height and education level. Tables with the results and plots are presented next, including also the first stage (treatment discontinuity) and the intention-to-treat estimates (outcome discontinuity). For this approach the bandwidth was chosen based in means test of selected covariates for treated and control just around the threshold, similar to Oosterbeek et al. (2008).

In fact, bandwidth choice is one of the challenges that the RDD faces, given the embedded bias-variance trade-off (i.e. smaller bandwidth leads to less bias but higher variance, and vice versa). This has motivated the development of non-parametric estimators, which root from

[5] Usual IV assumptions hold, namely ignorability, first stage and monotonicity.

the work simplified and represented in equation 3. Recent empirical literature on the matter has focused in nonparametric local polynomial estimators with complementary bandwidth choice procedures. These estimators are the results of weighted polynomial regressions above and below the threshold.

To perform these regression approximations a choice of bandwidth is required, generally based on selectors obtained by balancing the squared-bias and variance of the effect estimations. The mean weakness of this procedures is that the window selected is too "large", so that the validity of the assumptions of the distributional approximations cannot be ensured. This increases the probability of biased confidence intervals, which leads to over-rejecting the no treatment effect null hypothesis. The Cross-Validation (CV) bandwidth choice method, developed by Ludwig and Miller (2007), and the Mean Square Error optimal (MSE) by Imbens and Kalyanaraman (2012) are affected by this problem.

To address this issue, novelty work has been developed in Calonico et al. (2014), Calonico et al. (2016a); and Calonico et al. (2016b). The authors implemented a data-driven local polynomial RDD point estimator with bias-corrected confidence intervals. In the light of the exposed, the present study justifies the use of the lastly mentioned procedure. A simplified process of the proposal is as follows:

1. Bias-correction of the FRDD z-score estimator: instead of using the large-sample approximation for the standardised t-statistic, the procedure re-centers this statistic with an estimate of the leading bias.

2. Re-scaling the t-statistic: to complement the conventional bias correction performed in step 1 (which suffers from poor-finite sample performance due to low quality distributional approximation), the corrected t-statistic is re-scaled with a novel standard error specification attempting to account for the variability added by the estimated bias.

Regarding computation, I used the companion Stata commands, rdrobust, rdwselect and rdplot for different specifications mimicking the parametric analysis and checking for differences between them. For both approaches, I included up to quadratic polynomial transformations of the forcing variable as recommended in the research by Gelman and Imbens (2014).

The identification strategy of the RDD design is not directly testable since we never get to evidence the conditional expectation of the counterfactual outcomes, though there are indirect ways to address this. Specifically, falsification tests which stem from two general concerns; effects due to reasons other than the treatment, and manipulation of the forcing variable. Particular attention is given to balance checks of jumps in covariates, for which I reproduced the data-driven regression discontinuity plots developed by Calonico et al. (2015); and to density checks around the cut-off or sorting, for which I present McCrary (2008) and the Cattaneo et al. (2015) tests. In the next section, I show the main findings of the reviewed empirical design.

5 Results

5.1 Falsification test

The BDH has been reaching to a significant proportion of Ecuadorian households for thirteen years, and likewise, other social programmes, the possibility of the manipulation of the rules configure a permanent concern. This, not only due to government reasons, e.g. budget allocation; but also, because it represents a serious threat to evaluation purposes, e.g. the exogeneity of the eligibility index. For the RD design, the manipulation of the forcing variable increases the plausibility of the non-compliance of the assumed identification condition. Therefore, it makes sense to first present the results of this falsification check, along with others mentioned. Figure 4 illustrates the McCrary tests for the selected sample.

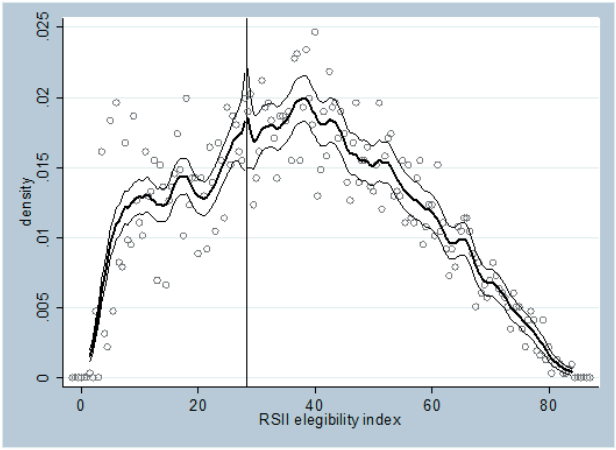


Figure 4: McCrary manipulation test

Note: with a binsize of 0,5 and a bandwidth of 3 the local density function of the households according to their RSII eligibility index does not shows significant differences around the threshold of 28,2.

This finely-gridded smoothed histogram shows that there is no apparent difference in density around the threshold. In fact, with a log discontinuity estimator of 0,046 and a standard error of 0,164, a t-test of the null hypothesis of continuity fails to reject. Likewise, the Cattaneo et al. (2015) test fails to reject the null hypothesis of no systematic manipulation (for all estimation methods) of the forcing variable on the base of t-statistics associated to p-values $> 0{,}1$, within the bandwidth (6,465; 8,895) (Table 3).

The underlying rationale in this case, where an index is reproduced, is that there is no apparent reason for households to under-report their assets or lie about their socioeconomic status to manipulate the RSII since the focus of the LSMS is not related to BDH reception (this could represent more of an issue for the actual Registry). Complementarily, covariate balance tests indicate no significant jump at the discontinuity. Figure 5 depicts Calonico

Table 3: CJX Manipulation test

Cutoff c = 28.2	Left of c	Right of c
Number of obs	2.139	4.182
Eff. Number of obs	652	1.012
Order loc. poly. (p)	2	2
Order BC (q)	3	3
Bandwidths (hl,hr)	estimated	estimated
Bandwidth values	6,465	8,895
Bandwidth scales	0,5	0,5
Method	T	P>T
Conventional	-0,5719	0,5674
Undersmoothed	-0,1293	0,8972
Robust Bias-Corrected	-0,0914	0,9272

Note: With a robust bias-corrected local polynomial of order 2 density estimator of -0,0914 (T) and an associated p-value>0,10 (P>T) we cannot reject the null hypothesis of no statistically significant differences of the densities around the threshold

et al. (2015) polynomial data-driven RD plots, with sample averages within bins and 95% confidence intervals.

The averages of the covariates around the cutoff are very similar, signalling an as good as random local assignment of the BDH. Therefore, we can expect for households with index scores just below and above 28,2 to be similar in all confounders, observed and unobserved. Also, an important step prior to the estimation is the analysis of the association of the treatment D and the instrument Z. A cross-tabulation (Table 4), as well as an OLS, allows us to check the level of compliance that the instrument induces, which is 46%. With an F-statistic of 1.787,39 and a p-value<0,001 we can reject the null hypothesis of no significant association.

This can also be aided by the graphical representation of the probability of the treatment given the RSII index. As seen in Figure 6, there is a jump at the threshold, meaning that households with indexes at least as low as 28,2 are about 14% percentage points more likely to be in the treatment group. Following estimates restrict the observations to the selected discontinuity samples.

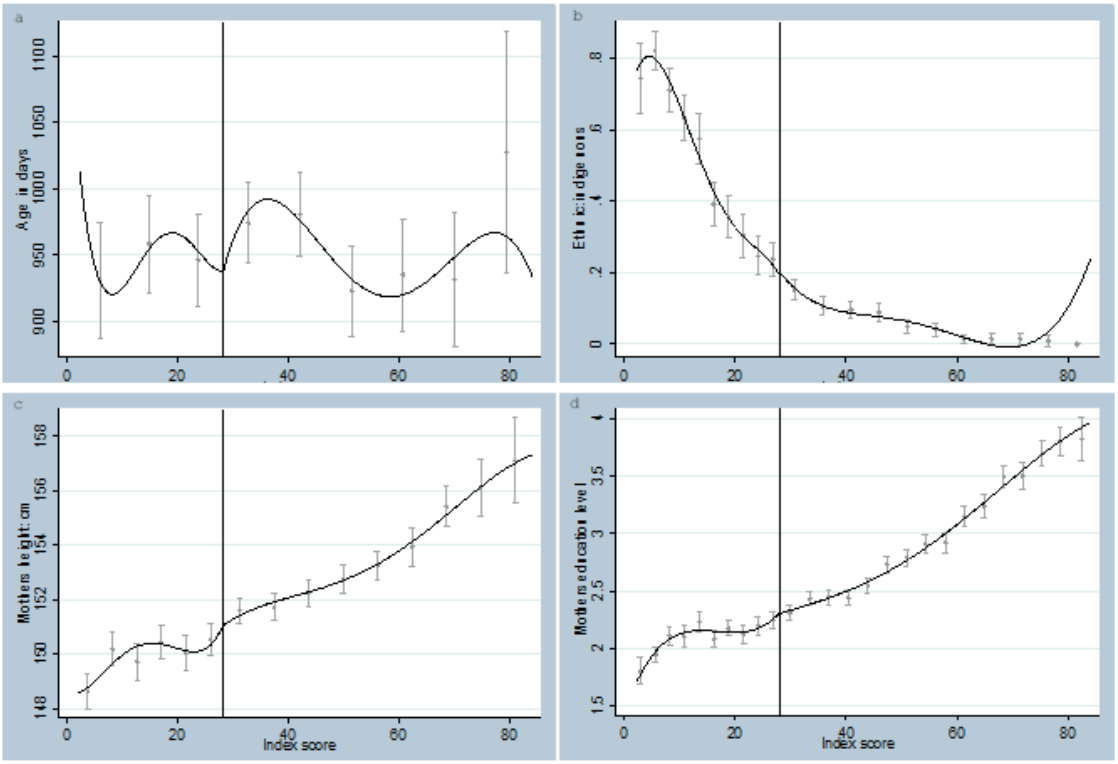


Figure 5: Covariate balance tests

Note: a, b, c and d show local polynomial functions of the forcing variable for the different covariates in the y-axis. Each point estimate is the mean of the covariate value within the bin in an equally-spaced partitioning (triangular kernel) of the RSII index. The plots evidence no jumps at the discontinuity of 28,2 of the estimates of the characteristics of the kids (age and indigenous ethnicity) nor the mothers (height and education level); which, empirically supports the thesis of the un-confoundedness of the effect estimate.

Table 4: BDH compliance

		Z		Total
		0	1	
D	0	3,517	795	4,312
	1	680	1,325	2,005
Total		4,197	2,12	6,317

Note: This cross-tabulation of the actual treatment (D) and the legibility status (Z) allows as to inspect the proportion of compliers in the total sample. This is calculated as follows: (D=1/Z=1) - (D=1/Z=0) = 0,63-0,16=0,46

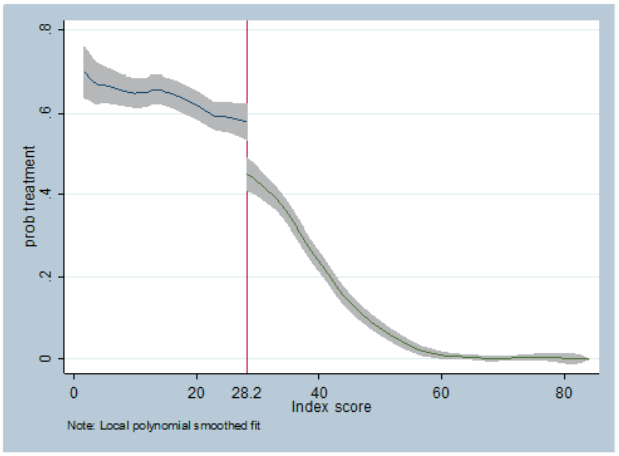


Figure 6: Probability of treatment

Note: there is a decrease in the probability Treatment (D) at the discontinuity cutoff 28,2, in around 14% given a local polynomial smoothed fit of the RSII index score.

5.2 Parametric estimates

After testing various specifications used in empirical studies in the thematic area, and specifically for the Ecuadorian case, three [6] were chosen: (1) linear (2) quadratic (3) quadratic with covariates, all with robust household clustered variance estimation. Estimates were computed for up to a ±10 window; though, the vicinity selected was ±3, since it was the one where most of the covariates shows not significant differences between eligibility groups (Appendix 2). The cross-tabulation of the instrument and the treatment for this discontinuity sample as well as the mean z-score by compliance status are included in Appendix 3. The first stage estimates are presented in Table 5.

I find that having a RSII score at least as low as 28,2 is translated in a significant increase in the probability of receiving the BDH transfer of around 18%-19%. The F-statistics for the null hypothesis that the instrument does not induces significant variation, have associated p-values<0,05, though the statistics range from 5,5 to 6,8 (Appendix 4), which are lower than the required minimum of 10 for non-weak instruments (Stock et al., 2002). Additionally, there is a concern about the statistical inference due to the reduced sample size which sums up to 662. In fact, these arguments justify the application of the alternative approach. Nonetheless, what is more important is that the instrument is uncorrelated with the error term in the HAZ equation, to ensure the local "randomization". It is arguable that given the arbitrary cutoff and the flexible functional form of the index, the last should not be correlated with unobserved confounders determining the anthropometric outcome.

[6] Additionally, one specification for different slopes was included ($X * Z$), though the first stage estimates were not significant. Therefore, not reported.

Table 5: First stage (parametric)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
Z	0,175*	0,176*	0,189**
	(0,0925)	(0,0928)	(0,0878)
X	0,0232	0,111	0,278
	(0,0268)	(0,501)	(0,475)
X2		-0,00154	-0,00435
		(0,00881)	(0,00833)
age (months)			7,75e-05**
			(3,23E-05)
sex (1: male)			0,0296
			(0,0378)
ethnicity (1: indigenous)			0,185***
			(0,0536)
mother's height			0,00211
			(0,0035)
mother's education level			-0,166***
			(0,0332)
Constant	-0,235	-1,472	-4,023
	(0,796)	(7,117)	(6,772)
Observations	662	662	662

Robust standard errors in parentheses
*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1
Dep var: BDH treatment (D)

Note: Coefficients of Z in (1), (2) and (3) are parametric estimates of the effect of the eligibility status on the actual treatment. They are all significant and, for instance, the quadratic specification estimate can be interpreted as an increase in 19% percent in the probability of receiving BDH for households in the vicinity with values for the RSII index as lower as 28.2.

Given the randomness of the discontinuity sample we could describe the effects of Table 6, as those of the BDH over the stunting. Though, not all eligible households effectively receive the transfer, and some not eligibly end up receiving it. Therefore, the ITT is an underestimated effect, reason why we require to compute the ratio of this value to the first stage, also called compliers proportion. In this case the ITT effect of the BDH over stunting z-scores ranges from -0,41 to -0,34. Nevertheless, only for specification (3) the estimates are significant and at a 5% level.

The mentioned ratio is the LATE of the benefit on the HAZ for the bandwidth (25,2;31,2).

Table 6: Intention-to-treat (parametric)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
Z	-0,342	-0,340	-0,406**
	(0,214)	(0,214)	(0,197)
X	-0,0397	0,132	-0,369
	(0,0546)	(0,978)	(0,919)
X2		-0,00304	0,00522
		(0,0173)	(0,0162)
age (months)			-0,000249***
			(9,39e-05)
sex (1: male)			-0,289***
			(0,0900)
ethnicity (1: indigenous)			-0,283**
			(0,111)
mother's height			0,0451***
			(0,00877)
mother's education level			0,0161
			(0,0722)
Constant	-0,115	-2,547	-1,357
	(1,641)	(13,83)	(13,06)
Observations	662	662	662

Robust standard errors in parentheses
*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1
Dep var: HAZ (Y)

Note: Coefficients of Z in (1), (2) and (3) are parametric estimates of the effect of the eligibility status on stunting z-scores. This intention-to-treat estimate is only significant for the last specification, where all but one covariate have significant associations with the dependent variable.

The estimates account for an average decrease of around 2 standard deviations in HAZ, though non-of them are significantly different from 0. For example, in specification (3) the LATE of -2,147 is the result of -0,406/0,189. The average z-score for those whom are to the left of the threshold in the specific band was -1,6 (stunting prevalence of 36,46%), which would become even more deviated when adding the found negative effect. Though, this interpretation is purely methodological since the estimate is not significant [7].

[7]Note that the estimates look very similar between models, which amounts to the argument of the fulfilment of the RDD identification strategy

Table 7: FRDD estimates (parametric)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
D	-1,951	-1,928	-2,147
	(1,503)	(1,499)	(1,410)
X	0,00553	0,346	0,228
	(0,0425)	(1,275)	(1,299)
X2		-0,00601	-0,00411
		(0,0225)	(0,0230)
age (months)			-8,26e-05
			(0,000166)
sex (1: male)			-0,225*
			(0,121)
ethnicity (1: indigenous)			0,113
			(0,299)
mother's height			0,0496***
			(0,0113)
mother's education level			-0,340
			(0,260)
Constant	-0,574	-5,385	-9,994
	-1,772	(18,13)	(18,15)
Observations	662	662	662

Robust standard errors in parentheses
*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1
Dep var: HAZ (Y)
D instrumented by Z

Note: Coefficients of D in (1), (2) and (3) are estimates of the effect of BDH reception on stunting z-scores. None of these programme effect estimates are statistically significant.

5.3 Non parametric estimates

For this approach, I took advantage of the tools developed Calonico et al. (2014) and Calonico et al. (2016a) which allows to compare a) conventional estimates with conventional variance estimators, b) conventional but bias-corrected and c) bias-corrected robust non-parametric estimators, for different bandwidths and polynomial fits of the forcing variable for both, the effect estimates and the confidence intervals.

The logic for the especifications selection was similar to the parametric section, therefore the same three were used, though the difference (other than the method itself) is that the

bandwidth for the CI was allowed to be data driven and particular to the especification [8]. The method for bandwidth selection procedure implemented was one common below and above the threshold Coverage Error Rate (CER), instead of the MSE since the former is optimal for statistical inference (Calonico et al., 2016a). Also, a tringular kernel regression was used for all cases.

Given the particularity allowed for each specification, the main bandwidths are three ±5,252, ±6,338 and ± 6,248. Consequently, each model has a different sample specifically 1.142, 1.350 and 1.331 all reported in the tables. Correspondingly, for the CI bandwidths and their sample.

As detailed in Table 8, the probability of treatment due to an eligible index increases significantly ranging from 0,18 to 0,24 for the robust procedure. Compared to the conventional non-parametric estimates, as well as to parametric, the values are larger. Signalling, that even after correcting for possible bias, the instrument still influences the probability of programme participation. In order visualize these first stage effects plots for each specification are depicted in Figure 7 [9].

For the ITT effects I find statistical inference differences between procedures, and a very similar path when comparing to the parametric results. The only significant robust estimate belongs to specification (3), which could be interpreted as the isolated effect of the instrument on the outcome. The 0,48 standard deviation decrease in HAZ refers to a main bandwidth of 6,3, with 627 observations below the threshold and 704 to the right (Table 9). Figure 8 accounts for this estimates.

Finally, the local polynomial LATE estimates are detailed in Table 10. None of the robust estimates are statistically distinguishable from 0, contrary to what happens with the conventional and bias-corrected for the last model, where the conventional p-values can lead to incorrect interpretation of the possible effect of the BDH. All estimates are lower than the parametric (for each specification), though all in average are close to a -2-standard deviation estimate.

[8] After comparing the CI reduction for each more complex specification between a particular one and a fixed one (corresponding to specification (1)), the largest percentages were associated to the non-fixed; therefore, each model has its own CI bandwidth.

[9] Software output estimates refer to what happens at the discontinuity. So, for instance, in (1) the original was negative since there is a negative jump due to the decrease in the probability of treatment to the right of the cutoff. Though, for comparability matters (with the parametric), the signs were inverted. The same case for the ITT estimates. The Effect estimates are left unaffected.

Table 8: First stage (non-parametric)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
Conventional	0,140**	0,185**	0,214***
	(0,063)	(0,0817)	(0,0776)
Bias-corrected	0,177***	0,205**	0,237***
	(0,063)	(0,0817)	(0,0776)
Robust	0,177**	0,205**	0,237***
	(0,0767)	(0,0918)	(0,0887)
Controls	NO	NO	YES
Observations	6,321	6,321	6,321
Obs. left main-bandwidth	549	637	627
Obs. right main-bandwidth	593	713	704
Obs. left bias-bandwidth	700	803	768
Obs. right bias-bandwidth	816	973	897
Conventional p-value	0,0261	0,0233	0,0059
Robust p-value	0,0208	0,0258	0,00747
Order Loc. Poly. (p)	1	2	2
Order Bias (q)	2	3	3
BW Loc. Poly. (h)	5.252	6.338	6.248
BW Bias (b)	7.272	8.553	8.015

Standard errors in parentheses
*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Note:(1), (2) and (3) present non-parametric estimates of the effect of the eligibility status on the actual treatment. The table shows conventional, bias-corrected and robust estimates, and the specificities of the sample since the bandwidths are data-driven. They are all significant and positive. For instance, the quadratic specification robust estimate can be interpreted as an increase in 24% percent in the probability of receiving BDH for households in the vicinity (1331 observations) with values for the RSII index as lower as 28.2

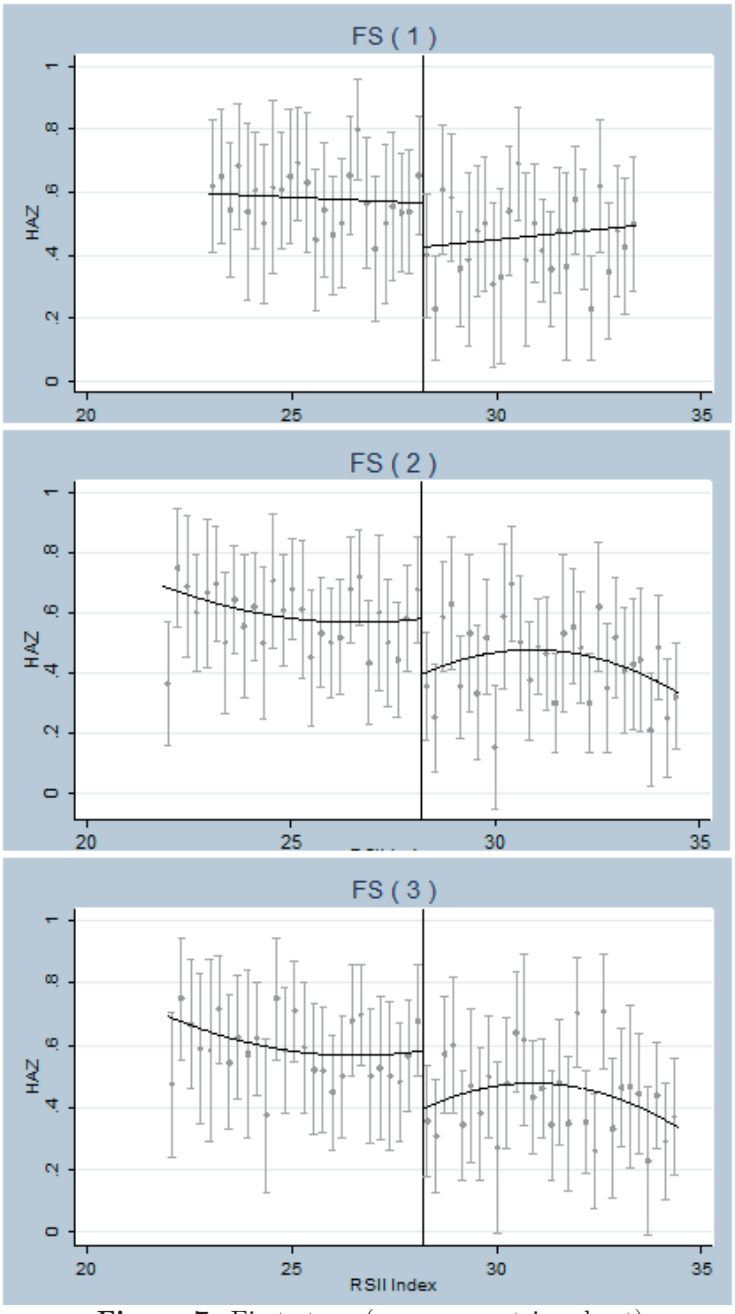


Figure 7: First stage (non-parametric robust)

Note: FS (1), FS (2) and FS (3) plot the robust estimates of the effect of the eligibility status on the probability of treatment, given the different specifications. All evidence the higher probability of treatment for those households reporting index scores to the left of the cutoff.

Table 9: Intention-to-treat (non-parametric)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
Conventional	-0,286*	-0,330	-0,434**
	(0,165)	(0,214)	(0,200)
Bias-corrected	-0,304*	-0,348	-0,484**
	(0,165)	(0,214)	(0,200)
Robust	-0,304	-0,348	-0,484**
	(0,202)	(0,240)	(0,227)
Controls	NO	NO	YES
Observations	6,321	6,321	6,321
Obs. left main-bandwidth	549	637	627
Obs. right main-bandwidth	593	713	704
Obs. left bias-bandwidth	700	803	768
Obs. right bias-bandwidth	816	973	897
Conventional p-value	0,0834	0,123	0,0297
Robust p-value	0,133	0,147	0,0327
Order Loc. Poly. (p)	1	2	2
Order Bias (q)	2	3	3
BW Loc. Poly. (h)	5,252	6,338	6,248
BW Bias (b)	7,272	8,553	8,015

Standard errors in parentheses
*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1
Dep var= HAZ (Y)

Note:(1), (2) and (3) present non-parametric estimates of the effect of the eligibility status on stunting z-scores. The table shows conventional, bias-corrected and robust estimates, and the specificities of the sample since the bandwidths are data-driven. Statistical significance is not homogeneous, though they are all negative. For instance, the significant quadratic specification robust estimate can be interpreted as a decrease of 0,48 sd. in HAZ due to an eligible index for households in the vicinity (1.331 observations)

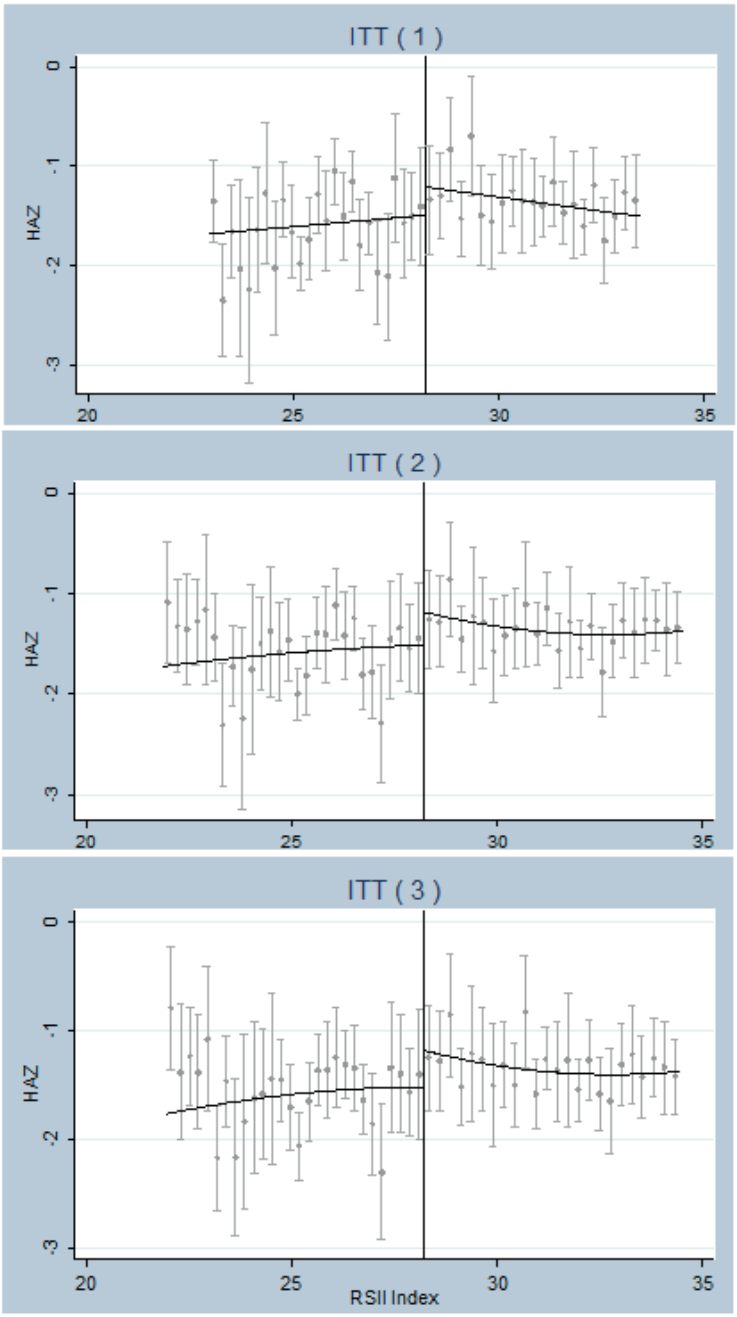


Figure 8: Intention-to-treat (non-parametric robust)

Note: ITT (1), ITT (2) and ITT (3) plot the robust estimates of the effect of the eligibility status on stunting z-scores, given the different specifications. All evidence lower HAZ values for households reporting index scores to the left of the cutoff

Table 10: FRDD estimates (non-parametric

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
Conventional	-2,045	-1,783	-2,032*
	(1,409)	(1,299)	(1,170)
Bias-corrected	-1.624	-1.694	-2,042*
	(1,409)	(1,299)	(1,170)
Robust	-1,624	-1,694	-2,042
	(1,711)	(1,442)	(1,322)
Controls	NO	NO	YES
Observations	6.321	6.321	6.321
Obs. left main-bandwidth	549	637	627
Obs. right main-bandwidth	593	713	704
Obs. left bias-bandwidth	700	803	768
Obs. right bias-bandwidth	816	973	897
Conventional p-value	0,147	0,170	0,0824
Robust p-value	0,343	0,240	0,122
Order Loc. Poly. (p)	1	2	2
Order Bias (q)	2	3	3
BW Loc. Poly. (h)	5,252	6,338	6,248
BW Bias (b)	7,272	8,553	8,015

Standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
Dep var= HAZ (Y)

Note:(1), (2) and (3) present non-parametric estimates of the effect of BDH reception on stunting z-scores. The table shows conventional, bias-corrected and robust estimates, and the specificities of the sample since the bandwidths are data-driven. They are all negative, and particularly non-significant for the robust estimation

6 Conclusions and discussion

This study proposed a causal inference design attempting to evaluate the effect of the Ecuadorian social programme Human Development Bonus on children chronic malnutrition or stunting. The strategy implemented tries to overcome the challenge of the lack of anthropometric measures in the official participant's registries. The outcome selected is of particular interest, since its prevalence, has been stagnated for the last decade around 25%. Also, research of this topic is important given that the BDH dedicates considerable budget, 251 US$ million in 2016 according to MCDS.

Relying on the latest national Living Standard Measurement Survey, and in the richness of its questionnaire, I delineated a two stage quasi-experimental FRDD study. The first stage reproduces the eligibility index RSII, based on a Categorical Principal Component Analysis. The created 0 to 100 index accounts for 36,5% of the total variance of the selected variables and has a 62,2% correlation with the monthly per-capita aggregate consumption (similar to the original index). The official threshold was adopted; therefore, households with values at least as lower as 28,2 are considered eligible. For the second stage, I exploited the characteristics of the programme, mainly the continuous RSII and the cutoff, to implement a RDD on its fuzzy version given that the reception of the bonus showed to be not perfectly determined by the eligibility status (or instrument). The size of the sample for the evaluation had to be reduced due to intricate policy and methodological changes happening in the surveying period, trying to avoid extra noise in the results. Additionally, since the outcome was only registered for boys and girls up to 59 months old, the valid final sample was compressed to 6.174 observations.

The identification strategy of the RDD, was tested indirectly via manipulations tests and covariate balance. Both, empirically support the smoothness of the potential outcomes for the transfer recipients and non-recipients around the cutoff. Once the possibility of effect falsification was rejected estimates were drawn from two approaches a parametric two-stage least square instrumental variable regression analysis and a non-parametric local polynomial regression with robust bias-corrected estimates and confidence intervals.

For the IV estimates the bandwidth selected was ± 3, for which covariate average values by eligibility group showed to be not significantly different. Based on three specifications, linear (1), quadratic (2), and quadratic with controls (3), I found that the first stage accounted for an increase in the probability of treatment of around 18% to 19%. The effect of the instrument in the outcome, i.e. the intention-to-treat, showed a significant coefficient only for specification (3) with a -0,41 s.d. The ratio of these ITT (outcome discontinuity) to the first stage (treatment discontinuity), is the effect of the BDH for the compliers within the chosen bandwidth. None of these ratio estimates was found to be significantly different from 0 which could lead to fail to reject the null hypothesis of no effect. Though, even when the minimal RDD restrictions are likely to be met, under the fuzziness of the present design the last conclusion might seem a bit extreme.

Complementarily, the findings from the non-parametric procedure based on the work by Calonico, Cattaneo, Titiunik and others, account for estimates very similar to those from the IV method. With the same specifications as my parametric, but relying on data-driven bandwidths, the local polynomial robust estimates showed no statistically significant effect of the BDH over stunting z-scores. Though, as previously mentioned we ought to be cautious when concluding about the policy. A finding that could be emphasized is that the 10% level significant conventional non-parametric effect estimate for specification 3 (α = -2,032, p-value = 0,082) changed to non-significant when robust bias corrected (α = -2,042, p-value = 0,122). Consequently, if the present research would have only relied on a conventional

variance estimator, there would have been incorrect indicative signs of a counterproductive effect of the transfer.

The RDD design itself is built upon the internal validity of the results for the compliers units in an arbitrary bandwidth. This could be argued for this case, under the evidence accounting for an as if random assignment around the threshold in the selected vicinity, without forgetting the challenges that the study faced. The external validity was tested by running the same models for the complete evaluation sample. The results for a parametric approach (Appendix 5) still showed a significant first stage, of around 0,14 to 0,15, not too far from the vicinity sample. Though, neither the ITT, nor the IV estimates showed similar patterns. Therefore, the national validity of the results is not likely. Analysing a wider context, we could attempt to make a light comparison with other Latin American programmes. For instance, the Colombian *Familias en acción*, as well as the Mexican *PROGRESA*, and the Nicaraguan *Red de Protección Social*, have shown significant positive effects over HAZ in several studies. While, the *Bolsa Alimentação* in Brazil has evidenced larger gains in anthropometric measures for non-treated children (detailed in section 2.3). The first ones relied on experimental evaluations which ensured no selection bias, while, the last implemented a meticulous matching of administrative data trying to resemble an experiment. This could be pair-wised to the intricate conditions under which the present research had to be conducted, and give some insight to the reasons of the findings.

Importantly, the previously mentioned programmes that found to be beneficial for children, where evaluated in a period of two to three years after the first implementation and the major gains in height for age were reported for those, in fact, under 24 or 36 months old. This is also the case for the estimates of the relevant studies of the effect of BDH on nutritional outcomes in Ecuador previously outlined. Even though, these initial effects of the programme cannot be estimated with the present design, I analysed if there might be a differentiated effect depending on the intensity of the treatment. I computed the difference between the years of the treatment a household received and the age of the kid. Around 89% of the children had received the transfer all their life, which was expected due to the date of the evaluation. Therefore, the number of individuals that reported less than full life treatment was only 34, from which only 16 had received it 2 to 3 years. Even though, I could not proceed to an evaluation with that number of observations, this is a suggestion for further research that could be done if data more robust could be accessible.

A second exercise I made to analyse this relationship between age and treatment effect, and also attempting to test the well evidenced argument that the earlier the intervention the better the expected outcomes (Behrman and Hoddinott, 2005), was to estimate results by single age groups. Given the advantages showed by the non-parametric approach and due to the related sample reduction, I computed local polynomial robust estimates for specification (3). Findings are still negative and non-significant, though; for instance, the group age of 0 to 1 years old has the lowest negative value (Appendix 6). This could incentive further discussion, since it is somehow aligned to the higher benefits empirically reported for the

youngest children.

Furthermore, and in order to complement HAZ findings, empirical work in the area frequently analysis other anthropometric measures, for instance, weight-for-height z-scores (WAZ). This indicator named global stunting is not very stable, since it is highly dependent on short-term factors, which are even harder to account for in survey data. Though, to mimic other researches I estimated the effect of BDH over WAZ. The estimators are still non-significant and negative ranging from -1,5 to -1 (Appendix 7).

These results might at first seem controversial, though it is important trying to build upon the understanding of the paths that could be identified as mediators of this socio-biological outcome in the Ecuadorian context. According, to the LSMS from respondents in the vicinity ±3, 95,82% know about the conditions and 99% of them report to follow these requirements. Then, seemingly the problem is not due to the lack of commitment, but perhaps the effectiveness of the services provided. Though, it is important to mention that individuals are incentivised to distort reality if asked about fulfilment of a particular settlement when their actions are not monitored. Therefore, I inspected expenditure made with the transfer, which though still self-reported is less likely to include false information, since the LSMS questionnaire gathers detailed household expenses. For the specific sample, the largest percentage is dedicated to a category that includes food and household equipment (53,73%), followed by lower values for education (32,54%) and health (9,55%) (Appendix 8). Though, it would be ideal to have more disaggregated categories, we can see that not many household resources are destined for health. Participants might adopt this attitude since they expect government services to be enough, though, if the aim is to gradually reduce the dependence of their development on government actions, they could and should change their priorities. This might be a compelling reason for the non-significant estimate results 11 years after the first implementation.

To sum up, given the fuzziness of the sample, the timing of the evaluation and the processes undertaken by the government during the surveying period, there is so much uncertainty that it is difficult to ensure a non-significant effect of the programme. Though, recent studies of the BDH effect, which also rely on survey data, have in fact found either negative or non-significant effects. Specifically, Gonzalez-Rozada and Llerena (2011) concluded that mothers receiving BDH experience longer periods of unemployment compared to those who do not; and Carranza and Méndez (2015) reported a non-significant effect over exclusive breastfeeding which is a determinant factor of stunting. In this sense, the research findings might not only reflect the embedded challenges of the design, but also a possible decrease in the intensity of the effects of the programme, and the need of revision of this policy scheme.

Moreover, and aiming to get conclusive results, it could be interesting to evaluate mediating indicators or intermediate effects. For example, the impact on diet composition (calories by type of food) aiming to search for pathways that determine final outcomes. Similarly, with health variables related to mothers, as breastfeeding or their consumption patterns.

Regarding the time issue, I suggest that on the basis of panel datasets, long term-effects over children health related outcomes should be estimated. This study would require the historical official participant's registry data, as well as information from government offices who monitor kids from BDH households. This enhances the importance of the institutional efforts that ought to be made to achieve good-quality interconnection registry data. Finally, and in the light of the recent changes in index calculation methodology, threshold, transfer amount and companion strategies, as the "graduation", there is motivation to research the effect of these complementary measures.

References

Angrist, J. and Pischke, J. (2008). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University Press.

Attanasio, O. et al. (2005). The short-term impact of a conditional cash subsidy on child health and nutrition in colombia. report summary: Familias 03. Technical report, Centre for the Evaluation of Development Policies.

Banarjee, A. and Duflo, E. (2011). *Poor Economics*. London: Penguin Books.

Behrman, J. R. and Hoddinott, J. (2005). Programme evaluation with unobserved heterogeneity and selective implementation: The mexican progresa impact on child nutrition. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67(4):547–569.

Bourguignon, F. and Chakravarty, S. R. (2003). The measurement of multidimensional poverty. *The Journal of Economic Inequality*, 1(1):25–4.

Bourguignon, F., Ferreira, F., and Leite, P. (2002). Ex-ante evaluation of conditional cash transfer programs: The case of bolsa escola. Technical Report 516, The World Bank. http://doi.org/10.1596/1813-9450-2916.

Calonico, S., Cattaneo, M., and Titiunik, R. (2015). Optimal data-driven regression discontinuity plots. *Journal of the American Statistical Association*, 110(512):1753–1769.

Calonico, S., Cattaneo, M. D., and Farrell, M. H. (2016a). Coverage error optimal confidence intervals for regression discontinuity designs. Technical report, working paper, University of Michigan.

Calonico, S., Cattaneo, M. D., Farrell, M. H., and Titiunik, R. (2016b). Regression discontinuity designs using covariates. Technical report, working paper, University of Michigan.

Calonico, S., Cattaneo, M. D., and Titiunik, R. (2014). Robust nonparametric confidence intervals for regression-discontinuity designs. *Econometrica*, 82(6):2295–2326.

Carranza, C. and Méndez, J. (2015). ¿Mejora el bono de desarrollo humano la lactancia materna exclusiva en Ecuador? *Estudios sociales (Hermosillo, Son.)*, 23:63 – 81.

Cattaneo, M. D., Jansson, M., and Ma, X. (2015). Simple local regression distribution estimators with an application to manipulation testing.

Caulfield, L. E., de Onis, M., Blössner, M., and Black, R. E. (2004). Undernutrition as an underlying cause of child deaths associated with diarrhea, pneumonia, malaria, and measles. *The American Journal of Clinical Nutrition*, 80(1):193–198.

Cook, T. D. (2008). Waiting for life to arrive: A history of the regression-discontinuity design in psychology, statistics and economics. *Journal of Econometrics*, 142(2):636 – 654. The regression discontinuity design: Theory and applications.

Das, J., Do, Q.-T., and Ozler, B. (2005). Reassessing conditional cash transfer programs. *World Bank Research Observer*, 20(1):57–80.

Dasgupta, P. and Ray, D. (1987). Inequality as a determinant of malnutrition and unemployment: Policy. *The Economic Journal*, 97(385):177–188.

De Janvry, A. and Sadoulet, E. (2006). Making conditional cash transfer programs more efficient. *World Bank Economic Review*, 20(1):1–29.

Fabara, C. (2009). Socioeconomic classification "social registry" index reformulation. Technical report, Coordinating Ministry of Social Development-Ecuador.

Figueroa, D. (2004). Estado nutricional como factor y resultado de la seguridad alimentaria y nutricional y sus representaciones en brasil. *Revista de Salud Pública*, 6:140 – 155.

Fiszbein, A. et al. (2009). *Conditional Cash Transfers: Reducing Present and Future Poverty. World Bank Policy Research Report.* Washington, DC: World Bank. https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/2597 License: CC BY 3.0 IGO.

Gelman, A. and Imbens, G. (2014). Why high-order polynomials should not be used in regression discontinuity designs. Working Paper 20405, National Bureau of Economic Research.

Gonzalez-Rozada, M. and Llerena, F. (2011). The effects of a conditional transfer program on the labor market: The human development bonus in ecuador. Working Paper 2011-04, Universidad Torcuato Di Tella.

Guerrero, M. (2002). Método princals para la clasificación socioeconómica del censo 2002. Technical report, Instituto Nacional de Estadísticas - Chile.

Hahn, J., Todd, P., and Van der Klaauw, W. (2001). Identification and estimation of treatment effects with a regression-discontinuity design. *Econometrica*, 69(1):201–209.

Hoddinott, J. et al. (2013). Adult consequences of growth failure in early childhood. *The American Journal of Clinical Nutrition*, 98(5):1170–1178.

Imbens, G. and Kalyanaraman, K. (2012). Optimal bandwidth choice for the regression discontinuity estimator. *The Review of Economic Studies*, 79(3):933.

Imbens, G. W. and Lemieux, T. (2008). Regression discontinuity designs: A guide to practice. *Journal of Econometrics*, 142(2):615 – 635. The regression discontinuity design: Theory and applications.

INEC (2006). Living standard measurements survey 2005-2006.

INEC (2014). Living standard measurements survey 2013-2014.

INEC (2015). Methodology of the living standard measurements survey 2013-2014.

Kabubo-Mariara, J., Ndenge, G., and Mwabu, D. (2009). Determinants of children's nutritional status in kenya: Evidence from demographic and health surveys. *Journal of African Economies*, 18(3):363–387.

León, M. (2000). Los beneficiarios del bono solidario ante la crisis. Technical report, Frente Social.

León, M. and Younger, S. D. (2007). Transfer payments, mothers' income and child health in ecuador. *The Journal of Development Studies*, 43(6):1126–1143.

Ludwig, J. and Miller, D. L. (2007). Does head start improve children's life chances? evidence from a regression discontinuity design*. *The Quarterly Journal of Economics*, 122(1):159–208.

Maluccio, J. and Flores, R. (2004). Impact evaluation of a conditional cash transfer program: The nicaraguan red de protección social. Technical report, International Food Policy Research Institute.

McCrary, J. (2008). Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test. *Journal of Econometrics*, 142(2):698 – 714. The regression discontinuity design: Theory and applications.

Morris, S., Olinto, P., Flores, R., Nilson, E. A. F., and Figueiró, A. C. (2004). Conditional cash transfers are associated with a small reduction in the rate of weight gain of preschool children in northeast brazil. *The Journal of Nutrition*, 134(9):2336–2341.

Oosterbeek, H., Ponce, J., and Schady, N. (2008). *The Impact Of Cash Transfers On School Enrollment: Evidence From Ecuador*. The World Bank.

Paxson, C. and Schady, N. (2007). *Does Money Matter ? The Effects Of Cash Transfers On Child Health And Development In Rural Ecuador*. The World Bank.

Ponce, J. (2011). Impacto del bono de desarrollo humano en matrícula escolar y trabajo infantil en el area urbana y rural de ecuador. Technical report, Informe Latinoamericano 2011.

Ponce, J. (2013). El bono de desarrollo humano en ecuador. In *Hacia una reforma del Bono de Desarrollo Humano: Algunas Reflexiones*. CARE.

Ponce, J. and Bedi, A. S. (2010). The impact of a cash transfer program on cognitive achievement: The bono de desarrollo humano of ecuador. *Economics of Education Review*, 29(1):116 – 125.

Ranganathan, M. and Lagarde, M. (2012). Promoting healthy behaviours and improving health outcomes in low and middle income countries: A review of the impact of conditional cash transfer programmes. *Preventive Medicine*, 55, Supplement:S95 – S105. Incentives and Health.

Rawlings, L. and Rubio, G. (2003). *Evaluating the Impact of Conditional Cash Transfer Programs: Lessons from Latin America*. The World Bank.

Rosero, J. and Martínez, J. (2007). Impacto del bono de desarrollo humano en el trabajo infantil. Technical report, Ministerio de Desarrollo Social Ecuador.

Schady, Norbert Araujo, M. C. (2006). *Cash Transfers, Conditions, School Enrollment, And Child Work : Evidence From A Randomized Experiment In Ecuador*. The World Bank.

Sen, A. (1999). *Development as Freedom*. Oxford India paperbacks. Oxford University Press.

SIISE (2014). Índice de clasificación socio-económica del registro social. Technical report, Ministerio Coordinador de Desarrollo Social Ecuador.

Stock, J., Wright, J., and Yogo, M. (2002). A survey of weak instruments and weak identification in generalized method of moments. *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(4):518–529.

Thistlethwaite, D. and Campbell, D. (1960). Regression-discontinuity analysis: An alternative to the ex post facto experiment. *Journal of Educational Psychology*, 51(6):309–317.

Vos, R., León, M., and Brborich, W. (2001). Are cash transfer programs effective to reduce poverty? Technical report, Mimeo.

World Bank (2007). *Nutritional Failure in Ecuador*. The World Bank.

World Health Organization (2006). *WHO Child Growth Standards: Length/height-for-age, weight-for-age, weight-for-length, weight-for-height and body mass index-for-age: Methods and development*. Geneva: World Health Organization.

Appendices

Appendix 1 CAPTCA results for RSII replica

Iteration History

Iteration Number	Variance Accounted For		Loss		
	Total	Increase	Total	Centroid Coordinates	Restriction of Centroid to Vector Coordinates
0^a	11,791936	0,000006	54,208064	53,763800	0,444264
9^b	12,046098	0,000005	53,953902	53,707942	0,245960

a. Iteration 0 displays the statistics of the solution with all variables, except variables with optimal scaling level Multiple Nominal, treated as numerical.
b. The iteration process stopped because the convergence test value was reached

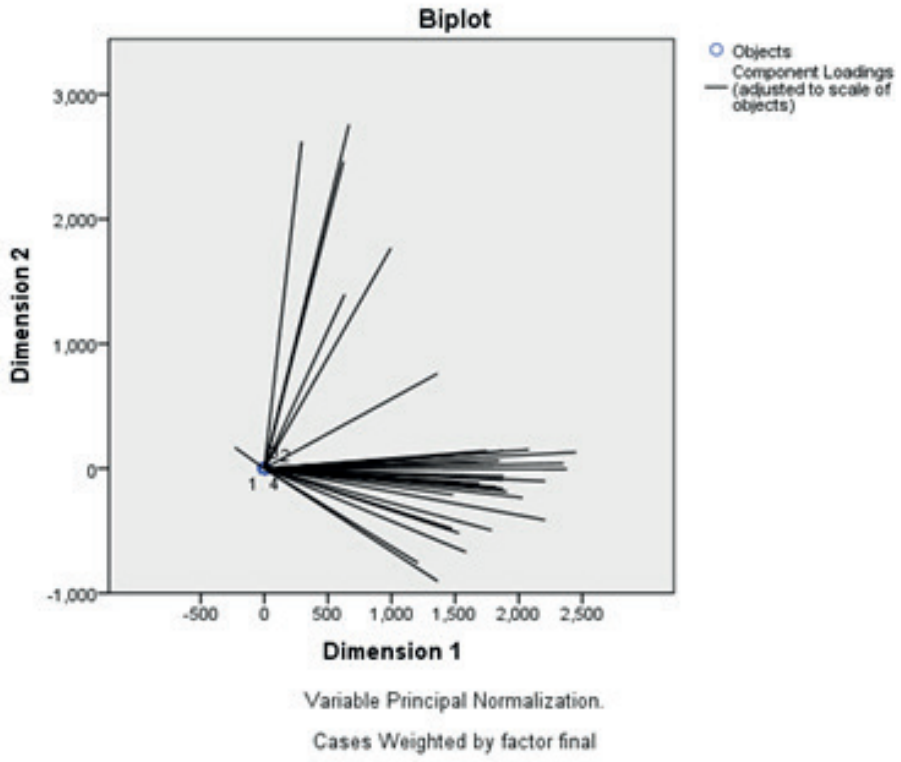
Model Summary

Dimension	Cronbach's Alpha	Variance Accounted For	
		Total (Eigenvalue)	% of Variance
1	0,918	9,122	27,644
2	0,678	2,924	8,860
Total	$0,946^a$	12,046	36,503

a. Total Cronbach's Alpha is based on the total Eigenvalue.

Component Loadings

	Dimension	
	1	2
type of flooring	0,743	0,012
shower access/location	0,577	-0,047
hygienic services	0,752	-0,002
walls material	0,53	0,018
water access	0,594	-0,02
roof material	0,552	0,044
housing condition	0,584	0,019
road access	0,594	0,044
basic services location	0,698	-0,032
overcrowding	0,43	0,24
mean poverty consumption by sector	0,775	0,041
rural/urban area	0,593	-0,051
# persons	0,092	0,828
household-head education level	0,603	-0,059
computer/laptop	0,698	-0,131
washing machine	0,564	-0,157
blender	0,466	-0,153
oven	0,593	-0,029
ironing equipment	0,501	-0,212
refrigerator/freezer	0,484	-0,164
telephone	0,657	0,048
automobile	0,487	-0,037
internet access	0,641	-0,074
type of education (children)	0,196	0,777
# children under 14 years	0,21	0,871
illiteracy	0,314	0,558
health insurance	0,535	-0,038
drinking water	0,203	-0,024
tv or dvd	0,382	-0,239
cable tv	0,469	-0,067
cell phones	0,431	-0,286
tenure status	-0,073	0,053
childcare	0,199	0,441



Appendix 2 Descriptive statistics by eligibility status (vicinity ±3)

VARIABLES	Eligible (mean)	Not eligible (mean)	p-value (t-test)
Age (days)	963,699	985,487	0,595
Sex (male)	0,508	0,529	0,591
Ethnics (indigenous)	0,225	0,192	0,301
Childcare centre assistance	0,291	0,325	0,349
Mother's Education	2,243	2,312	0,183
Father´s Education	6,234	6,378	0,242
Mother´s height (cm)	150,210	151,063	0,083
number of children	2,930	2,760	0,126
household size	5,486	5,321	0,320
urban area	0,243	0,324	0,021
Overcrowding	0,553	0,502	0,183
Illiteracy	1,067	1,105	0,673
RSII	26,727	29,716	0,000
Obs.	329	333	

Appendix 3 BDH compliance (parametric discontinuity sample)

		Z		Total
		0	1	
D	0	182	145	327
	1	151	184	335
Total		333	329	662

	Mean z-score	Std. Error	95% Conf. Interval	
D=0, Z=0	-1,109	0,098	-1,304	-0,915
D=1, Z=1	-1,860	0,075	-1,735	-1,437
D=1, Z=0	-1,170	0,091	-1,696	-1,338
D=0, Z=1	-1,430	0,107	-1,643	-1,218

Appendix 4 F-tests for instrument Z

	(1)	(2)	(3)
F statistic	5,44559**	5,48107**	6,84465***
p-value	0,0199	0,0195	0,0091

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Appendix 5 IV Effect estimates (complete sample)

	First stage		
	(1)	(2)	(3)
VARIABLES	Model 1	Model 2	Model 3
Z	0,147***	0,143***	0,146***
	-0,0239	-0,033	-0,0324
X	-0,0101***	-0,0105***	-0,00877***
	-0,000482	-0,00237	-0,00245
X2		4,92E-06	1,43E-05
		-2,26E-05	-2,33E-05
age (days)			3,39e-05***
			-8,14E-06
sex (1: male)			-0,0226**
			-0,0101
ethnicity (1: indigenous)			0,0461**
			-0,022
mother's height			-0,00135
			-0,000941
mother's education level			-0,0810***
			-0,00906
Constant	0,649***	0,659***	0,956***
	-0,0277	-0,0614	-0,156
Observations	6,321	6,321	6,321
R-squared	0,284	0,284	0,302

Robust standard errors in parentheses
*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1
Dep var: BDH treatment (D)

	ITT		
	(1)	(2)	(3)
VARIABLES	Model 1	Model 2	Model 3
Z	-0,0744	-0,0503	-0,0491
	-0,06	-0,0748	-0,0708
X	0,0180***	0,0209***	0,00966*
	-0,00153	-0,00575	-0,00565
X2		-3,13E-05	1,78E-05
		-5,95E-05	-5,86E-05
age (days)			-0,000267***
			-3,32E-05
sex (1: male)			-0,0727**
			-0,0323
ethnicity (1: indigenous)			-0,313***
			-0,0489
mother's height			0,0477***
			-0,00293
mother's education level			-0,00331
			-0,0265
Constant	-1,927***	-1,989***	-8,528***
	-0,0756	-0,141	-0,454
Observations	6,321	6,321	6,321
R-squared	0,072	0,072	0,144

Robust standard errors in parentheses
*** p¡0,01, ** p¡0,05, * p¡0,1
Dep var: HAZ (Y)

IV estimate			
	(1)	(2)	(3)
VARIABLES	Model 1	Model 2	Model 3
D	-0,507	-0,352	-0,336
	-0,412	-0,523	-0,486
X	0,0129**	0,0172	0,00672
	-0,00542	-0,0105	-0,00924
X2		-2,96E-05	2,26E-05
		-6,14E-05	-6,34E-05
age (days)			-0,000256***
			-3,77E-05
sex (1: male)			-0,0803**
			-0,0345
ethnicity (1: indigenous)			-0,298***
			-0,0535
mother's height			0,0472***
			-0,00302
mother's education level			-0,0305
			-0,0485
Constant	-1,598***	-1,757***	-8,207***
	-0,333	-0,472	-0,736
Observations	6,321	6,321	6,321
R-squared	0,062	0,07	0,138

Robust standard errors in parentheses
*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1
Dep var: HAZ (Y)
D instrumented by Z

Appendix 6 FRDD Non-parametric estimates by age group (specification 3)

Age VARIABLES	0	0 to 1	0 to 2	0 to 3	0 to 4
Conventional	-0,721	-0,732	-1984	-1758	-2,032*
	-1367	-0,753	-1298	-1298	-1170
Bias-corrected	-1174	-0,753	-1857	-1476	-2,042*
	-1367	-0,753	-1298	-1298	-1170
Robust	-1174	-0,753	-1857	-1476	-2042
	-1488	-0,811	-1460	-1463	-1322
Observations	1,055	2,249	3,532	4,9	6,321
Obs, left main-bandwidth	110	183	323	608	627
Obs, right main-bandwidth	95	177	340	695	704
Obs, left bias-bandwidth	141	265	401	772	768
Obs, right bias-bandwidth	139	279	448	924	897
Conventional p-value	0,598	0,331	0,126	0,176	0,0824
Robust p-value	0,43	0,353	0,203	0,313	0,122
Order Loc, Poly, (p)	2	2	2	2	2
Order Bias (q)	3	3	3	3	3
BW Loc, Poly, (h)	6020	4726	5612	7953	6248
BW Bias (b)	8415	7346	7393	10,4	8015

Standard errors in parentheses
*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1
Dep var= HAZ (Y)

Appendix 7 Alternative outcome (global stunting measured as weight-for-age zscore)

IV effect estimate			
	(1)	(2)	(3)
VARIABLES	Model 1	Model 2	Model 3
D	-1460	-1468	-1517
	-1174	-1174	-1077
X	0,0259	-0,0908	-0,121
	-0,0382	-1096	-1090
X2		0,00206	0,00262
		-0,0194	-0,0194
age (days)			-3,86E-05
			-0,000126
sex (1: male)			-0,132
			-0,102
ethnicity (1: indigenous)			0,364
			-0,24
mother's height			0,0303***
			-0,009
mother's education level			-0,271
			-0,194
Constant	-0,513	1136	-2336
	-1505	-15,48	-15,28
Observations	662	662	662

Robust standard errors in parentheses
*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1
Dep var: WAZ (Y)
D instrumented by Z

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
Conventional	-1,613	-1,118	-1,184
	(1,144)	(0,976)	(0,861)
Bias-corrected	-1,034	-0,873	-1,067
	(1,144)	(0,976)	(0,861)
Robust	-1,034	-0,873	-1,067
	(1,365)	(1,074)	(0,973)
Observations	6,321	6,321	6,321
Obs. left main-bandwidth	550	677	637
Obs. right main-bandwidth	599	781	713
Obs. left bias-bandwidth	730	909	776
Obs. right bias-bandwidth	864	1133	914
Conventional p-value	0,159	0,252	0,169
Robust p-value	0,449	0,416	0,273
Order Loc. Poly. (p)	1	2	2
Order Bias (q)	2	3	3
BW Loc. Poly. (h)	5,314	6,942	6,342
BW Bias (b)	7,633	9,797	8,133

Robust standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
Dep var: WAZ (Y)

Appendix 8 Categories of transfer expenditure

BDH transfer expenditures

years of treatment	Freq.	Percent	Cum.
health	32	9,55	9,55
education	109	32,54	42,09
clothing	8	2,39	44,48
savings	1	0,3	44,78
small business	2	0,6	45,37
food and household equipment	180	53,73	99,1
debt payment	3	0,9	100
Total	335	100	

Analítika

Análisis de la desigualdad en la distribución de la riqueza inmobiliaria en el Distrito Metropolitano de Quito

Irina Naranjo Zolotova

www.ecuadorencifras.gob.ec

Análisis de la desigualdad en la distribución de la riqueza inmobiliaria en el Distrito Metropolitano de Quito

Irina Naranjo Zolotova

Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales, Ecuador

irina.naranjo@gmail.com

Resumen

El Distrito Metropolitano de Quito presenta indicadores socioeconómicos favorables en relación a la media nacional, pero se evidencian desigualdades en variables importantes tales como en la distribución de la riqueza inmobiliaria. En este artículo, ésta se mide usando los avalúos prediales fijados por el Municipio y es analizada en dos dimensiones: por propietarios de los bienes inmuebles y por unidades territoriales. Ambas mediciones evidencian alta concentración de la riqueza inmobiliaria, pero por propietarios la repartición entre personas naturales es menos desigual que entre personas jurídicas privadas. En la distribución territorial se divisa una alta y positiva autocorrelación espacial de la riqueza inmobiliaria y la formación de conglomerados espaciales.

Palabras clave: riqueza inmobiliaria, inequidad, conglomerados espaciales, Quito.

Abstract

The Quito Metropolitan District presents favorable socioeconomic indicators in relation to the national average, but inequalities are evident in important variables such as the distribution of real estate wealth. In this article, this is measured using the property valuations set by the Municipality and is analyzed in two dimensions: by owners of real estate and by territorial units. Both measurements evidence high concentration of real estate wealth, but by owners the breakdown between natural persons is less unequal than among private legal entities. In the territorial distribution there is a high and positive spatial autocorrelation of real estate wealth and the formation of space conglomerates.

Key Words: real estate wealth, inequality, spatial clusters, Quito.

Clasificador JEL: D31, D63.

1 Introducción

Los estudios relacionados a la distribución de los recursos en su mayoría se enfocan en la pobreza, el asunto primordial es cómo estimarla y cómo reducirla, mientras, el sentido inverso de la misma, es decir la riqueza, ha sido menos atractiva al momento de generar aportes teóricos y metodológicos a la literatura económica. Así también, la desigualdad económica comúnmente se estima a partir de la distribución del ingreso, mientras que factores más estructurales como la tenencia de activos resultan complejos dada la disponibilidad de información.

La idea de desarrollar esta investigación surgió de la necesidad de ya no enfocar la métrica de bienestar en la pobreza, si no en su sentido positivo, es decir, en la riqueza y su distribución. Se propone, entonces, estimar la riqueza económica, pero no la concerniente al ingreso corriente de las personas si no específicamente la dada por la acumulación de los activos inmobiliarios que constituyen, al mismo tiempo, un medio de producción, un bien de consumo y una colocación de inversión. El ingreso es cambiante en el corto plazo y se ve afectado por problemas de sub o sobre estimaciones. Por el contrario, los activos constituyen un inventario que se acumula en el tiempo, esa es su ventaja con respecto al primero; sin embargo, la desventaja radica en la dificultad de acceder o generar las bases de datos correspondientes.

El propósito de este trabajo es analizar la desigualdad económica mediante la identificación de la concentración en la distribución de la riqueza inmobiliaria, espacial y de las personas, en el Distrito Metropolitano de Quito; la variable de interés es estimada por medio de los avalúos prediales del catastro del Municipio. Para ello, en la primera parte se realiza un breve recorrido teórico de los temas concernientes. Luego se identifica el nivel de concentración de la riqueza mediante índices ampliamente utilizados para estos fines y se incluye la indicación de los conglomerados espaciales de riqueza en el distrito. La última sección contiene las principales conclusiones de la investigación.

2 La riqueza inmobiliaria, distribución y redistribución

2.1 Riqueza inmobiliaria

La riqueza económica no es una idea muy precisa pero puede definirse como "[. . .] el poder sobre los bienes y servicios que se desean: concisamente, es el poder de consumo" (Robinson, 1960, pág. 27). La producción es importante pues, aunque no sea su motivo, hace posible el consumo de bienes y servicios con los que los individuos cubren sus necesidades humanas.

Una parte del plusvalor conseguido en el proceso de producción se consume y otra se acumula como capital. El plusvalor en una economía capitalista se lo obtiene en las formas de "renta, interés y beneficio" (Harvey, 2007b, pág. 243). De acuerdo con la teoría marxista, la transformación, empleo o reconversión del plusvalor en capital es la acumulación del capital,

proceso que se da progresivamente; este progreso de la acumulación presupone y depende de la existencia de un excedente de trabajo que sostenga la expansión de la producción, de las cantidades de medios de producción necesarios y de una demanda efectiva que absorba la creciente fabricación de mercancías.

En la producción se combinan el trabajo con los bienes de capital, como equipo y productos en proceso de elaboración, así como el territorio. La oferta de la tierra, dados los cambios del ingreso que pueden lograrse al poseerla, es mucho menos variable que la oferta de la mayoría de los bienes de capital.

La tierra, con o sin construcciones, puede ser utilizada según las preferencias de su propietario; por ejemplo, una casa podría ser un bien de consumo, un instrumento de producción o una reserva de valor. Dentro de las categorías de inversión definidas por Robinson (1960) está la de "habitaciones" (Robinson, 1960, pág. 59). Esa categoría hace referencia a que un individuo que compra una casa para su familia está actuando, por una parte como un comprador de bienes de consumo, por otra como un rentista que hace una colocación y, además, como un empresario que invierte fondos en un bien de capital. La tenencia de activos inmobiliarios es objeto de acumulación, o en otras palabras, representa poder de consumo o riqueza.

Moser (2007, 2009) a partir de varias fuentes propone una definición para los activos de capital más conocidos, donde el capital físico es "la reserva de equipamiento, infraestructura y otro tipo de recursos productivos que poseen los individuos, las empresas o el país mismo" (Moser, 2011, pág. 23). Dentro del capital físico, la vivienda se configura como el elemento fundamental. Se trata de la riqueza residencial y es el activo más importante de los hogares de ingresos medios y bajos, además, incrementos de la riqueza residencial induce cambios en la confianza y comportamiento del consumidor, especialmente en las cohortes de los propietarios más jóvenes (Henley, 1998). Adicionalmente a la tenencia de la vivienda, el aumento de su precio también representa ganancias de capital para su dueño. Las diferencias de precios promedio y tasas de inflación de las casas entre diferentes áreas geográficas hace más restringido el acceso a ciertos espacios, donde también se experimentan mayores ganancias de capital; sin embargo, estas ganancias no están garantizadas puesto que son geográficamente y temporalmente variables.

El modo de integración económica predominante en la sociedad es el de intercambio de mercado, dicho modo, "es el que más frecuentemente conduce a concentraciones permanentes de plusvalor que, luego son puestas en circulación una vez más para obtener más plusvalor" (Harvey, 2007b, pág. 237)[1]. El modo de integración económica se relaciona con el urbanismo en el sentido de que produce y agrupa un "producto social excedente" (Harvey, 2007b, pág. 227) cuya concentración geográfica forma a las ciudades. El urbanismo surge, entonces, de un modo de integración económica basado en el intercambio de mercado que implica "estratificación social y diferencias en el acceso a los medios de producción" (Harvey, 2007b, pág. 250).

[1]Los otros dos modos de integración económica descritos por Karl Polanyi son la reciprocidad y la redistribución (Polanyi, 1976).

En una economía espacial se da la creación, movilización y concentración de excedente; dicha economía se expande geográficamente o se intensifica. "La corriente de bienes y servicios existente a lo largo de esa economía espacial es una expresión tangible" (Harvey, 2007b, pág. 248) del proceso de circulación y concentración de plusvalor.

2.2 Distribución y redistribución de la riqueza

La equidad debe ser un principio rector de la economía. "La equidad de la economía acude, en primer lugar, a la distribución estructural; en segundo lugar, a la distribución del ingreso primario, derivado de lo primero; y por último, al proceso de redistribución" (Serrano, 2012, pág. 16). La distribución estructural se refiere a la de los medios de producción, los cuales varían de acuerdo al grado de especialización de la economía. Los medios intervienen en el proceso de producción para generar bienes y servicios, así como un excedente económico que formará parte de los ingresos para el trabajador y para el propietario del capital. La forma cómo se reparten entre ambos es la distribución primaria del ingreso, la que por medio de tributos o transferencias, se ve afectada con reducciones o aumentos. Este segundo paso o momento se conoce como distribución secundaria o redistribución del ingreso.

El análisis de la distribución de la riqueza puede llevarse a cabo a un nivel espacial. Las formas espaciales no son "objetos inanimados dentro de los cuales se despliegan los procesos sociales", sino, son "cosas que contienen procesos sociales en la misma medida en que los procesos sociales son espaciales" (Harvey, 2007b, pág. 3).

Harvey (2007b) planteó tres aspectos, a su vez relacionados entre sí, que expresan la distribución del ingreso en una organización espacial, cambios en los mismos pueden dar lugar a una redistribución del ingreso. El primero es la localización de los trabajos y las viviendas; el segundo es la disponibilidad y precio de los recursos para el consumidor; y, por último, el valor de los derechos de propiedad, que en este caso se refiere a terrenos y edificios pues conciernen a la forma espacial de la ciudad.

Los cambios en la localización de la actividad económica significan cambios en las oportunidades de trabajo y residencia. De acuerdo al emplazamiento de una familia se dan los gastos en transporte en que pueden incurrir y el tiempo utilizado en ello, lo cual puede ser una barrera al acceso de fuentes de trabajo, así como de servicios. En general, los procesos de relocalización mejoran las oportunidades de las familias de renta alta, mientras las posibilidades de las familias de renta baja decaen.

"El ingreso real de un individuo puede ser modificado cambiando los recursos a los que tiene acceso" (Thompson 1965, pág. 90 citado en Harvey 2007b, pág. 66), por lo tanto, cambios en la disponibilidad y precio de los recursos conforme se desarrolla el sistema urbano, tiene un "impacto directo sobre la distribución del ingreso" (Harvey, 2007b, pág. 66). Aquí los recursos no se refieren a las mercancías, si no a recursos localizados territorialmente, puede ser construido por el ser humano como una fábrica o puede ser un recurso libre y sin precio como el aire puro, así también su cantidad depende de las preferencias y conocimiento

técnico de los individuos.

Al respecto de estos recursos se plantea un ejemplo. Los habitantes de una vivienda localizada en un sitio con muy baja contaminación tienen la disponibilidad de aire puro, en este sitio se decide instalar una fábrica que emite desechos al ecosistema, perdiendo así el primer recurso. Esta es una externalidad que no puede ser controlada por el dueño de la vivienda pero que, sin embargo, le genera un costo. Lo contrario ocurriría si en lugar de la industria se construye un parque, pues ello le generaría un beneficio.

Este aspecto de las externalidades tiene un efecto directo sobre el precio del terreno o la edificación, o como lo ha llamado Harvey (2007b), sobre el valor de los derechos de propiedad. Este efecto está graduado por la proximidad entre la propiedad y la externalidad; además, no puede ser moderado directamente pues es causado por terceros. Su control depende del poder político y económico que posea el consumidor o grupo de ellos; este poder le permite inducir una determinada evolución espacial, evitarla, o en todo caso, cambiar de localización. La decisión depende de si se trata de beneficios o de costos, pues lo que busca el consumidor es mantener o aumentar el valor de sus propiedades. "[. . .] en casi todos los casos, serán los política y económicamente débiles los que saldrán perjudicados, a menos que existan controles institucionales para rectificar una situación que se ha producido de modo natural, pero que es éticamente inaceptable" (Harvey, 2007b, pág. 66).

Adicionalmente, el precio de los terrenos y edificaciones depende también del valor de los derechos de propiedad que le rodean, o en otras palabras del vecindario. En una ciudad el valor de la propiedad puede variar como resultado de cambios demográficos, dotación de servicios locales, de la moda, de las políticas de inversión, etc. (Harvey, 2007b, pág. 61).

La dinámica de los mecanismos que rigen la redistribución parece conducir a una mayor desigualdad en la sociedad. Si se lo aprecia desde la "justicia distributiva territorial"[2], es muy probable que realizar una acción en un territorio signifique una restricción en otro, por tanto, el modelo de inversión que se aplique ha de cubrir las necesidades de la población y contribuir al bien común; así también, la asignación de recursos debe proporcionar beneficios adicionales en otros territorios gracias a los efectos expansivos y multiplicadores, tanto en satisfacción de necesidades como en lo productivo.

2.3 El Estado, un agente de la acumulación

En el proceso de acumulación de capital "el Estado ha sido desde hace mucho tiempo y continúa siendo el agente fundamental de la dinámica capitalista global" (Harvey, 2007a, pág. 83), aunque no el único responsable, por supuesto, de la evolución del capitalismo. Las políticas del Estado siempre tienen repercusiones. Favorecieron la acumulación original

[2] Para Harvey "la justicia distributiva territorial implica automáticamente la justicia para los individuos" (Harvey, 2007b, pág. 102). La injusta distribución ha provocado que "el derecho a la ciudad" (Harvey, 2012), entendido como el derecho a acceder a los recursos y a influir sobre el proceso de urbanización, actualmente esté en manos de grupos minoritarios de élite política y económica.

con la imposición de "dispositivos institucionales capitalistas" (Harvey, 2007a, pág. 82) y la adquisición y privatización de determinados bienes. Influyeron sobre la dinámica de la acumulación por medio de las políticas de empleo y la recaudación de impuestos, por ejemplo. El Estado proporciona el marco institucional necesario para que la acumulación de capital se desarrolle de mejor manera, como los derechos de propiedad, leyes y seguridad monetaria, sin este marco los capitalistas correrían riesgos severos. "El poder político, el gobierno territorial y la Administración se establecen en una gran variedad de escalas geográficas y constituyen un conjunto jerárquicamente ordenado de entornos políticamente estructurados en los que tienen lugar los procesos moleculares de acumulación de capital"[3] (Harvey, 2007a, pág. 83).

La autoridad gubernamental decide la asignación territorial de los recursos que provee y controla, asignación que debería realizarse bajo un sentido de justicia social. Los bienes y servicios públicos se suministran de acuerdo a un criterio de localización, por tanto, pueden ser de libre acceso pero no equitativamente accesibles. Harvey (2007b) distingue tres tipos de decisiones administrativas que inciden en la consecución de un objetivo distributivo determinado: suministro, público o privado, de bienes y servicios beneficiosos para quien los consume en la suficiente cantidad y calidad; regulación de los modelos de localización para minimizar la incidencia de los costos que producen los bienes causantes de perjuicios, como por ejemplo la contaminación; y la combinación de ambas decisiones en los casos donde el bien produce beneficios y pérdidas.

Dada la importancia de la localización de los servicios públicos puesto que ellos "tienen todo el aspecto de convertirse en los medios más importantes de nuestra economía para una redistribución del ingreso" (Thompson 1965, pág. 118 citado en Harvey 2007b, pág. 89), "debemos dedicar mayor atención a las medidas que deciden su localización si queremos controlar el proceso de redistribución" (Harvey, 2007b, pág. 89).

2.4 Desigualdad y segregación socio espacial

La producción de riqueza en el mundo se centró en el incremento de la capacidad productiva: el crecimiento económico, asumiendo que el bienestar de las personas dependía, de manera directa, de la riqueza global de los países en los que vivían; es decir, si los países prosperaban, sus habitantes también lo harían, dejando en segundo plano las cuestiones relativas a la distribución (Unceta, 2009). Ahora se está observando que el sistema económico no es totalmente viable, la preocupación por otros asuntos, que en un primer momento fueron relegados, ha tomado lugar en las discusiones de los pensadores económicos, como el hecho de que a pesar del crecimiento económico que experimentaron ciertos países, la pobreza y desigualdad no disminuyeron, pero si incrementó el deterioro del ambiente y de los recursos naturales, y de la sociedad por la violación de los derechos humanos.

[3] "Los procesos moleculares de acumulación se refieren a las maneras en que los flujos económicos atraviesan y recorren el espacio de los Estados o, inclusive, de bloques regionales de poder" (Rodrigues, 2008).

La desigualdad social indica las diferentes condiciones en que se encuentran unas personas respecto a otras, sus ámbitos son variados y pueden provocar exclusión social.

> "[...] en la evaluación de la desigualdad hay que tener en cuenta tanto la pluralidad de ámbitos en los que se puede considerar la desigualdad, como la desigualdad de individuos. Las relativas ventajas y desventajas que las personas tienen, comparadas unas con otras, pueden considerarse desde muchas perspectivas diferentes, que implican diversas concentraciones, p. ej., libertades, derechos, ingresos, patrimonio, recursos, bienes elementales, utilidades, potencialidades, etc., y la cuestión de evaluación de la desigualdad depende de la selección del ámbito donde se va a evaluar la igualdad" (Sen, 1999, pág. 105).

La desigualdad también se manifiesta en el territorio, a este respecto se puede hablar de segregación socio espacial, puesto que las desigualdades socioeconómicas se reflejan en el espacio urbano. La segregación se ha planteado como un proceso, un tipo de ellos "resulta del efecto de las desigualdades de recursos y posturas producidas por la diferenciación social. Este proceso, en gran parte económico, separa los pobres de los ricos, los menos instruidos (escolarizados) de los más instruidos (escolarizados), etcétera" (Séguin, 2006, pág. 16).

Algunas investigaciones se enfocaron en la segregación residencial, Castells definió la segregación residencial urbana, como "la tendencia a la organización del espacio en zonas de fuerte homogeneidad social interna y de fuerte disparidad social entre ellas, entendiéndose esta disparidad no solo en términos de diferencia, sino de jerarquía" (Castells 1996, pág. 204 citado en Linares y Lan 2007, pág. 151-152). La segregación residencial socioeconómica involucra la separación de grupos sociales de acuerdo a su riqueza económica; la división se da a través de la renta del suelo, misma que se configura por el estatus que otorga el habitar en ciertos lugares de la ciudad, y por la disponibilidad de servicios y equipamientos como educación, salud, bienestar social, lugares de empleo, que son, en términos de Rodríguez (2016), "valores de uso complementarios que, en la ciudad capitalista, son insuficientes y desigualmente distribuidos en el espacio". Las disparidades tienden a reproducirse dada la distribución desigual de oportunidades y beneficios.

2.5 Enfoque de activos para la medición del bienestar

De los distintos significados del término pobreza, la mayoría de los estudios económicos se han centrado en ella como necesidad, estándar de vida e insuficiencia de recursos, por tanto, su medición se basa en variables como la "satisfacción de ciertas necesidades, el consumo de bienes o el ingreso disponible" (Feres y Mancero, 2001, pág. 9). La insuficiencia de recursos se interpreta como la "carencia de riqueza para adquirir lo que una persona necesita" (Feres y Mancero, 2001, pág. 10).

Si para determinar la incidencia de la pobreza existen varios enunciados y métodos, cada uno de ellos con ventajas y desventajas respecto de otro, para la riqueza no se dispone de una

definición estándar que permita su estimación para evaluar, por ejemplo, la efectividad de la política pública en el tiempo. Lo más utilizado para aproximarla es el ingreso disponible de las personas y, en segundo lugar, la dotación de activos, el primero se utiliza más frecuentemente dada la disponibilidad de información. Sin embargo, según según Atkinson (1991) "el ingreso corriente puede sobrestimar o subestimar el nivel de vida" (Feres y Mancero, 2001, pág. 14), el primer caso puede darse cuando la familia ahorra y el segundo cuando desahorra o recibe un crédito; agregado a ello, el ingreso corriente puede variar en el corto plazo, por tanto no es una forma estructural de la riqueza.

En cuanto a la dotación de activos, este es un enfoque válido para la estimación del nivel de vida aunque más difícil de determinar. "La ventaja de utilizar un enfoque basado en activos para estudiar el bienestar es que mientras el ingreso y el gasto son variables de flujo, los activos constituyen un inventario o stock. Las variables de flujo se miden en un punto en el tiempo, lo que proporciona una foto estática del nivel de bienestar; por el contrario, los inventarios se acumulan a través del tiempo y, en consecuencia, dan una imagen más de largo plazo" (Deere y Contreras, 2011, pág. 9). La vivienda es un tipo de esos activos; en la riqueza familiar, la parte correspondiente a la residencial o inmobiliaria es un componente importante como ya se mencionó; así se configura el uso de otra variable focal en los análisis de bienestar, que además permite el examen de diferenciaciones socio-territoriales. De hecho, los estudios sobre la distribución personal o familiar de la riqueza inmobiliaria "enfatizan su papel relevante en la determinación de desigualdad de oportunidades sociales y en la definición de la estructura de estratificación social" (Tafner y Carvalho, 2007, pág. 8).

3 Metodología

Se propone abordar el examen de la desigualdad desde una dimensión que dé cuenta del nivel de acumulación de la riqueza desde un punto de vista más estructural; entonces, la variable focal utilizada son los activos inmobiliarios. Los componentes de análisis de la desigualdad económica en este trabajo son dos: la distribución de la riqueza inmobiliaria de las personas, o sea, una explicación a nivel de individuo propietario del inmueble y la distribución espacial de la riqueza inmobiliaria, es decir, un análisis geográfico. La riqueza inmobiliaria es estimada mediante la base de datos del catastro "Sistema Integrado de Registro Catastral de Quito" (SIREC-Q) levantada por el Municipio del Distrito Metropolitano de Quito (DMQ), con corte noviembre de 2013 contiene 843 910 predios con o sin edificaciones, dicha estimación es una aproximación de la riqueza inmobiliaria bruta, para obtener la neta se necesitaría conocer el monto pendiente de las hipotecas de las propiedades (Henley, 1998). Por otro lado, generalmente el avalúo municipal se encuentra por debajo del valor comercial del bien, por lo que la riqueza inmobiliaria bruta podría ser mayor en el mercado y las hipotecas están relacionadas al valor comercial.

3.1 Medición de la desigualdad en la distribución de la riqueza inmobiliaria de las personas

Para conocer cómo se distribuye la riqueza inmobiliaria de las personas, se obtiene el patrimonio en bienes inmuebles acumulado por cada uno de los propietarios de los predios del DMQ según su avalúo municipal. Aquí cabe resaltar que el grado de concentración solo puede ser evaluado para el universo de los propietarios de los predios localizados en el DMQ, sin tomar en cuenta donde habitan, el tamaño del hogar ni el patrimonio familiar[4].

Los propietarios han sido clasificados en personas naturales y jurídicas, las segundas en públicas y privadas, así se pueden diferenciar los cálculos de la concentración. Por un lado están los bienes privados cuyo uso y aprovechamiento se da en beneficio individual, dentro de estos la tenencia puede ser de una sola persona, aunque sea parte del patrimonio familiar, o puede ser de una persona jurídica, por ejemplo, una empresa privada que acumula un gran número de activos inmobiliarios en beneficio de un grupo de accionistas, cuya participación en la empresa no se conoce para estimar la concentración personal. Por el otro lado, están las propiedades jurídicas públicas que son bienes del Estado, ya sea central o local, por tanto no son consideradas en el cálculo de la concentración de la riqueza inmobiliaria personal, representan el 3,3 % del número total de propiedades.

Para la medición de la desigualdad en la distribución de la riqueza, se estima la curva de Lorenz, la cual es ampliamente utilizada en la determinación de ordenamientos de distribuciones en términos de inequidad. Siguiendo la formulación propuesta por Duclos y Araar (2006), la curva de Lorenz se define en términos de una integral sobre un rango de percentiles, según la ecuación siguiente (Duclos y Araar, 2006, pág. 49):

$$L(p) = \frac{1}{\mu} \int_0^p Q(q)dq \tag{1}$$

Dónde $L(p)$ es la función de Lorenz, μ es la media de la variable de interés (riqueza inmobiliaria), p es la proporción de la población (propietarios de los predios) y $\int_0^p Q(q)dq$ es la suma de la riqueza de p partiendo de los percentiles inferiores; es decir desde los más pobres. La curva de Lorenz representa la participación acumulada de riqueza inmobiliaria total mantenida por una proporción p de los propietarios.

Cuando la curva es más convexa se observa mayor desigualdad, y si se iguala a la diagonal de 45° sería una distribución con perfecta equidad, ya que una cierta proporción de la riqueza estaría en manos de la misma proporción de población, es decir $L(p) = p$. Entonces, la distancia entre la curva de Lorenz y la recta de equidad es $p - L(p)$ que se podría entender como el déficit existente para la equidad. Si se agregan los déficits de las participaciones de toda la población y del ingreso, es decir, para todos los valores de p entre 0 y 1, se obtendría

[4]Estos aspectos son importantes pero no pueden ser determinados con la información disponible que proviene de la ficha catastral. En el caso del patrimonio familiar se debería identificar a los propietarios que conforman una sociedad conyugal, sin embargo, la propiedad puede ser conjunta de la pareja o no.

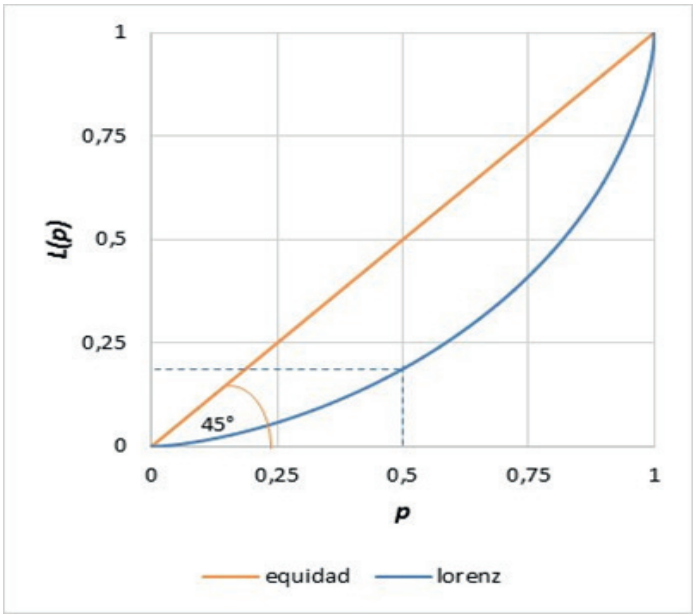


Figura 1: Curva de Lorenz
Fuente: INEC - ENEMDU 2012. Elaboración propia

la mitad del índice de Gini. En otras palabras, es el área entre las curvas de Lorenz y de perfecta equidad.

Se podría otorgar distintos pesos a las distancias $p - L(p)$ en la agregación, como una especie de "parámetro ético" (Duclos y Araar, 2006). Los pesos dependen de un parámetro ρ que tiene que ser mayor que 1 para que los ponderadores sean positivos en toda la población. Cuando $\rho = 2$ se tiene el índice de Gini estándar que asigna pesos iguales a todas las distancias. El índice de Gini está dado por (Duclos y Araar, 2006, pág. 55):

$$I = \frac{2}{\mu} \int_0^1 (\mu - Q(p))(1 - p)dp \tag{2}$$

El rango del índice de Gini I está entre cero, cuando todas las riquezas son iguales a la media, y uno, cuando la riqueza total está concentrada en las manos de un solo individuo. Este coeficiente también puede ser interpretado como "[. . .] una media ponderada de la privación relativa promedio sentida en una población" (Duclos y Araar, 2006, pág. 60).

La medida ρ es un parámetro de "aversión a la inequidad" que captura la "preocupación de la desviación de los cuantiles desde la media a varios rangos en la población" (Duclos y Araar, 2006, pág. 57). Es análogo al parámetro ϵ de aversión a la inequidad relativa presente en el índice de Atkinson que es uno de los indicadores de desigualdad usualmente llamados "normativos" (Duclos y Araar, 2006, pág. 60), pues integran medidas de inequidad y de bienestar social.

La función de bienestar social está dada por la utilidad del ingreso $U(Q(p))$ y por los

pesos sujetos a ρ. La forma de la función de utilidad del ingreso depende del parámetro ϵ, necesario para que la función de bienestar social sea homotética[5]. La función de bienestar social puede interpretarse como la utilidad esperada del individuo más pobre. En este contexto, las medidas de inequidad se traducen como la diferencia entre el nivel medio del ingreso actual y el nivel más bajo que sería necesario para lograr el mismo grado de bienestar social si los ingresos fueran distribuidos equitativamente en la población (Duclos y Araar, 2006).

El índice se Atkinson obedece al caso en que los rangos de ingresos no son importantes por sí en la estimación del bienestar social, es decir, cuando $\rho = 1$. Dicho índice está dado por (Duclos y Araar, 2006, pág. 64):

$$I(\epsilon) = I(\rho = 1, \epsilon) = \begin{cases} 1 - \frac{(\int_0^1 Q(p)^{(1-\epsilon)} dp)^{\frac{1}{1-\epsilon}}}{\mu}, \text{cuando } \epsilon \neq 1, \\ 1 - \frac{exp(\int_0^1 ln(Q(p))dp)}{\mu}, \text{cuando } \epsilon = 1. \end{cases} \quad (3)$$

Para $\epsilon = 0$, la utilidad social marginal es constante; es decir, el incremento de una cantidad dada de ingreso tiene el mismo impacto sobre el bienestar social sea, ese aumento, en los ingresos de una persona pobre o de una persona más rica. Para $\epsilon > 0$, incrementos en el ingreso de los pobres es más deseable que en el ingreso de los ricos. Cuando la aversión a la inequidad relativa es más grande, el índice de Atkinson crece y, por tanto, el costo social de la inequidad representa una proporción más alta del ingreso medio.

3.2 Determinación de la concentración espacial de la riqueza inmobiliaria

Los nuevos métodos estadísticos para el análisis exploratorio de datos espaciales, enfocados al alcance de esta investigación, permiten la visualización de la localización del fenómeno de estudio así como también la determinación del patrón espacial que sigue, siendo métodos de tipo descriptivos. La relación entre el territorio y las especificidades socio demográficas ofrece información importante.

Las fuentes de información utilizadas para visualizar la concentración espacial de la riqueza inmobiliaria bruta en el DMQ se han obtenido del Municipio de Quito mediante la base de datos del catastro y la cartografía de los lotes del DMQ, así como también del INEC con la cartografía censal del VII Censo de Población y VI de Vivienda de 2010.

La base de datos del catastro del DMQ se encuentra a nivel de predios, uno o varios de ellos integran un lote. En primer lugar se agregaron las áreas y avalúos por lote y se calculó el avalúo total promedio por metro cuadrado en cada uno de los lotes, existen aproximadamente 441 mil, sin embargo, la cartografía solamente contiene alrededor de 266 mil lotes, el análisis espacial, entonces, se rige a la disponibilidad cartográfica. Aquí se consideran todos los

[5]En bienestar social, la homoteticidad "implica que el ratio de las utilidades marginales de dos individuos en una población permanece igual cuando los ingresos cambian en la misma proporción" (Duclos y Araar, 2006, pág. 60).

predios, sin importar si pertenecen a personas jurídicas públicas o privadas, ya que lo que se desea conocer es cómo se concentra espacialmente la riqueza, por tanto no se toma en cuenta a los propietarios.

Por medio del uso de los Sistemas de Información Geográfica (SIG) se clasificaron los lotes por sector censal, que es "una división estadística que se define como una de las cargas de trabajo de los operativos de campo en investigaciones estadísticas" (Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, INEC, 2010a), de esta manera se combina la información de avalúos con la del censo de población y vivienda de 2010. La cartografía censal se estructura por área amanzanada y área dispersa, bajo esta división se organiza la información en esta sección del estudio.

> De acuerdo con la definición del INEC, el área dispersa está compuesta por las zonas dispersas que son "toda el área de la parroquia o cabecera cantonal, exceptuando el área amanzanada de las mismas. El área amanzanada está constituida por las ciudades capitales de provincia, ciudades cabeceras cantonales, cabeceras parroquiales y localidades con característica de amanzanamiento. Se le da esta categoría a los poblados con una estructura de diez manzanas o más". Las zonas se componen por sectores censales [...], en el caso disperso está conformado por un promedio de 80 a 110 viviendas asentadas en localidades dispersas del área rural, y en el caso amanzanado por un promedio de 150 viviendas asentadas en un centro poblado estructurado en manzanas, en promedio diez sectores amanzanados constituyen una zona [sic] (Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, INEC, 2010a).

La riqueza inmobiliaria es estudiada de acuerdo al promedio del avalúo por metro cuadrado en la unidad geográfica, que en este caso son los sectores censales, los cuales luego son agregados por zonas para la representación de la riqueza en el total del distrito. Así mismo, un conjunto de zonas conforman una parroquia según la división político administrativa del país, Quito está compuesto por 65 parroquias. Las extensiones de estas unidades geográficas no son homogéneas; por tanto, el análisis por metro cuadrado es preferible considerando, además, que no se cuenta con la información de todos los lotes, es decir, no siempre los sectores censales van a tener la totalidad de los datos de los lotes que les pertenezcan.

Para la representación de la variable de interés en las unidades territoriales se elaboran mapas temáticos, en este caso la riqueza inmobiliaria en los sectores / zonas censales del DMQ, para ello las observaciones son clasificadas en cinco clases o rangos de valores expresados en $US\$/m^2$ aplicando el método de cortes naturales de Jenks[6], consiguiendo observar en el mapa, en qué zonas se encuentra la mayor o menor incidencia de la variable de interés.

El grado de agrupamiento espacial de las características poblacionales conforma una dimensión de la segregación socio espacial. Este grado se identifica mediante la autocorrelación

[6]Los cortes naturales de Jenks "se caracterizan porque agrupan mejor los valores similares y maximizan las diferencias entre clases" (ESRI, 2012).

espacial, definida por Vilalta y Perdomo (2005) como "la concentración o dispersión de los valores de una variable en un mapa. [...] Este tipo de autocorrelación prueba la primera ley geográfica de Tobler (1970) que afirma: todo está relacionado con todo lo demás, pero las cosas cercanas están más relacionadas que las distantes" (Vilalta y Perdomo, 2005, pág. 325). Un método bastante utilizado para medirla es el I de Moran que puede tomar valores entre -1 y +1; cuanto más cercano a 1 sea el indicador, mayor será el nivel de autocorrelación espacial. Si el I de Morán es +1 "significa una autocorrelación positiva perfecta (perfecta concentración)", si es -1 existe "autocorrelación negativa perfecta (perfecta dispersión); el cero significa un patrón espacial totalmente aleatorio" (Vilalta y Perdomo, 2005, pág. 326). La significancia estadística de este indicador se prueba con el supuesto de una distribución normal. "Para la estadística I de Moran global, la hipótesis nula establece que el atributo que se analiza está distribuido en forma aleatoria entre las entidades del área de estudio; es decir, los procesos espaciales que promueven el patrón de valores observado constituyen una opción aleatoria" (ESRI, 2012).

Los indicadores de autocorrelación global no confieren una indicación del patrón de la relación espacial (agrupada o dispersa) entre valores de las unidades territoriales ni su localización. Para ello, Anselin (1995) propuso los indicadores de asociación espacial local (*Local Indicators of Spatial Association*, LISA), que permiten la descomposición de los valores globales, en la contribución de cada observación individual. El indicador de Moran local puede ser definido para un caso i como (Anselin, 1995):

$$I_i = z_i \sum_j w_{ij} z_j \tag{4}$$

Donde, $z_i z_j$ son las desviaciones desde la media de las observaciones y la suma sobre j es tal que solo los valores del vecino j elemento del vecindario de i son incluidos. Los w_{ij} componen la matriz de pesos espaciales o contigüidad, las columnas distintas de cero en una fila dada indican los vecinos relevantes para la observación que corresponde a la fila, esta matriz puede ser estandarizada por fila para facilitar la interpretación (Anselin, 1995). El criterio utilizado en este trabajo para la definición de vecinos es el de "dama" con orden 1 de contigüidad, es decir, considera los vecinos que tocan cualquier parte de los bordes o vértices de la unidad geográfica, pero no los vecinos de su vecino. El indicador de Moran global está dado por (Anselin, 1995):

$$I = \left\{ \frac{n}{S_0} \right\} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j}{\sum_i z_i^2} \tag{5}$$

Donde, $S_0 = \sum_i \sum_j w_{ij}$ y n es el número de observaciones.

Los LISA deben cumplir dos requerimientos (Anselin, 1995), permitir la indicación de los conglomerados espaciales y que la suma de los indicadores locales sea proporcional al indicador global de autocorrelación espacial. Un conglomerado espacial "significa que el grado de correlación que existe entre indicadores está en función de la contigüidad y distancia entre

las unidades territoriales" (Naciones Unidas, 2010, pág. 169).

4 Resultados

4.1 Distribución de la riqueza inmobiliaria de las personas

El promedio de los avalúos totales es de US$ 72 mil y la desviación estándar de US$ 399 mil; en cambio, por metro cuadrado es de US$ 376 y US$ 1 081 respectivamente. La riqueza inmobiliaria bruta total asciende a US$ 57,5 mil millones, casi tres veces más que el valor agregado bruto del DMQ de 2013. La mitad de los predios son propiedades horizontales y la otra mitad unipropiedades. El 85,4 % de ellas pertenecen a personas naturales que representan el 98,1 % de los dueños y acumulan el 81,7 % de la riqueza inmobiliaria bruta. Complementariamente, el restante 14,6 % está en tenencia de personas jurídicas privadas que constituyen el 1,9 % de los poseedores y acumulan el 18,3 % de la riqueza, en total son 410 578 propietarios. En cuanto a la localización de dichos predios, el 72,1 % se encuentran en parroquias urbanas y representan el 67,5 % de la riqueza, el 19,3 % se localizan en parroquias suburbanas[7] y reúnen el 24,6 % y, en tercer lugar, el 8,6 % de las propiedades están en parroquias rurales con el 7,9 % del patrimonio inmobiliario del distrito (SIREC-Q 2013).

Tabla 1: Avalúo por metro cuadrado y avalúo total

Parroquias	**Personas naturales**			**Personas jurídicas**			**Total**		
	Mediana	Media	Desviación típica	Mediana	Media	Desviación típica	Mediana	Media	Desviación típica
Avalúo por metro cuadrado (US$/m2)									
Urbana	390	423	956	434	502	432	393	435	896
Rural	47	112	2.657	43	126	713	45	113	2.554
Suburbana	302	276	241	222	254	639	297	273	333
Total	353	366	1.151	358	435	510	354	376	1.081
Avalúo total (miles de US$)									
Urbana	39	65	153	8	84	825	35	68	352
Rural	29	62	260	24	118	541	28	66	294
Suburbana	47	89	187	21	109	1.396	44	92	568
Total	40	69	173	11	91	956	36	72	399

Fuente: SIREC-Q 2013 - MDMQ. Elaboración propia

El destino económico de los predios es variado pero predomina el habitacional con el 74,9 % del total (SIREC-Q, 2013). En el grupo de propiedades de las personas jurídicas privadas, la mayoría son para uso habitacional (58,6 %) según la base de datos del catastro. Es notable que la personería jurídica también corresponde a algún tipo de organización pro

[7]Las parroquias suburbanas se fijaron según la consideración del Municipio de Quito. Es necesaria hacer ésta distinción (urbana, suburbana y rural) dados los sustanciales cambios demográficos observados en parroquias administrativamente rurales como Calderón.

vivienda como cooperativas de vivienda, comités pro mejoras, lotizaciones, asentamientos, etc. El 21,0 % de los predios de personas jurídicas privadas están registrados como parte de alguna clase de estas organizaciones[8]. Es decir, en ese 21,0 % no se puede conocer quien concentra más o menos riqueza, pues no se distinguen los miembros o socios de las cooperativas por ejemplo. Sin embargo se sabe que representa el 1,9 % de la riqueza inmobiliaria bruta del distrito.

La participación de cada decil de la población sobre el total del patrimonio de bienes inmuebles del DMQ evidencia la concentración en el decil diez, pues posee el 52,3 % con una riqueza media de US$ 732.750, mientras el decil uno tiene el 0,7 % y US$ 9.138 respectivamente. En otras palabras, el 10 % de los propietarios más ricos acumulan ochenta veces los activos inmobiliarios mantenidos por el 10 % de los propietarios más pobres, o cuatro veces lo sumado por el 50 % de los propietarios con menos riqueza.

La distribución de la riqueza entre las personas naturales es menos desigual que en el grupo de las personas jurídicas privadas. En las primeras, el 10 % más rico mantiene aproximadamente 56 veces la riqueza del 10 % más pobre; en cuanto a las personas jurídicas privadas la relación es mucho más lejana, la riqueza del decil diez es superior en 693 veces a la del primer decil.

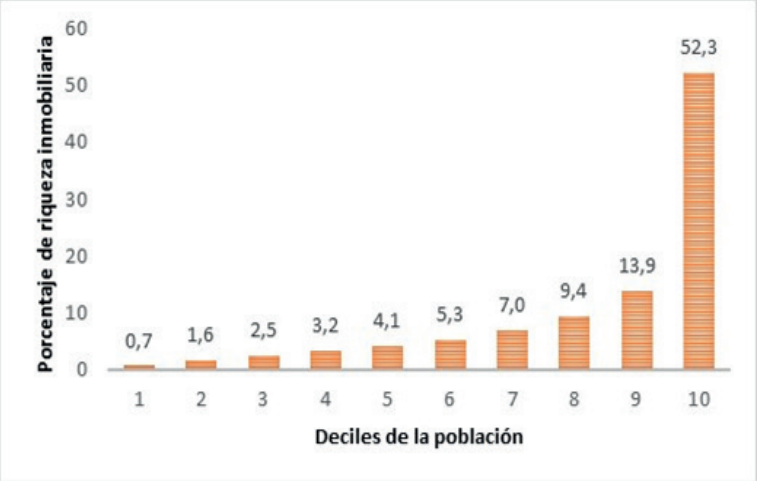


Figura 2: Participación de la riqueza inmobiliaria por deciles de población
Fuente: SIREC-Q 2013 - MDMQ. Elaboración propia

[8] Independientemente de que sea o no una organización legalmente establecida.

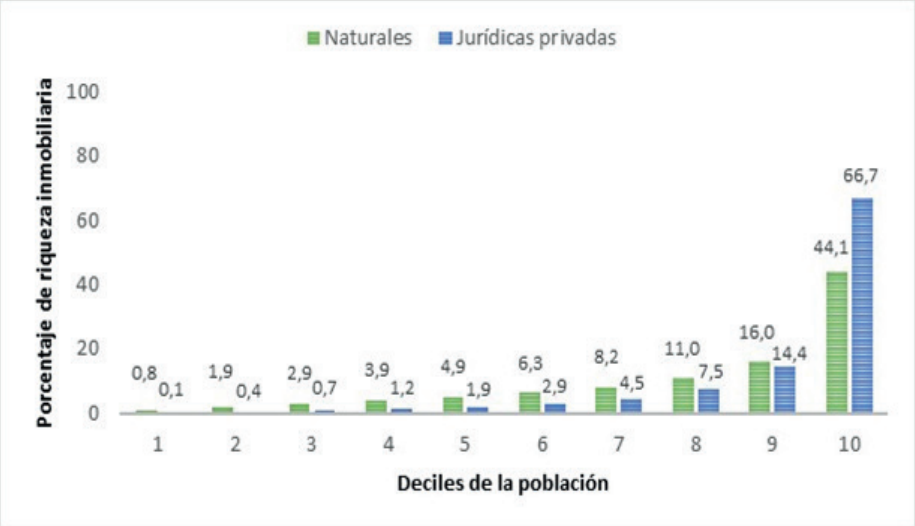


Figura 3: Participación de la riqueza inmobiliaria por deciles de población según personas naturales y jurídicas privadas
Fuente: SIREC-Q 2013 - MDMQ. Elaboración propia

La curva de Lorenz de la riqueza inmobiliaria bruta de las personas exhibe el valor monetario acumulado en bienes inmuebles (eje de las ordenadas), donde la población son los propietarios de los predios (eje de las abscisas) según el catastro del DMQ. En la Figura 4 las curvas muestran que la distribución de la riqueza inmobiliaria bruta es inequitativa, tanto en todo el distrito como por zonas, parroquias urbanas, suburbanas y rurales; especialmente en las últimas. En cualquiera de los casos se aprecia una mayor distancia entre la curva correspondiente a las personas jurídicas privadas y la recta de equidad, es decir, en este grupo la distribución de la riqueza es más desigual. En datos más concretos, el 10 % de la población más rica del distrito mantiene un poco más de la mitad de la riqueza inmobiliaria total.

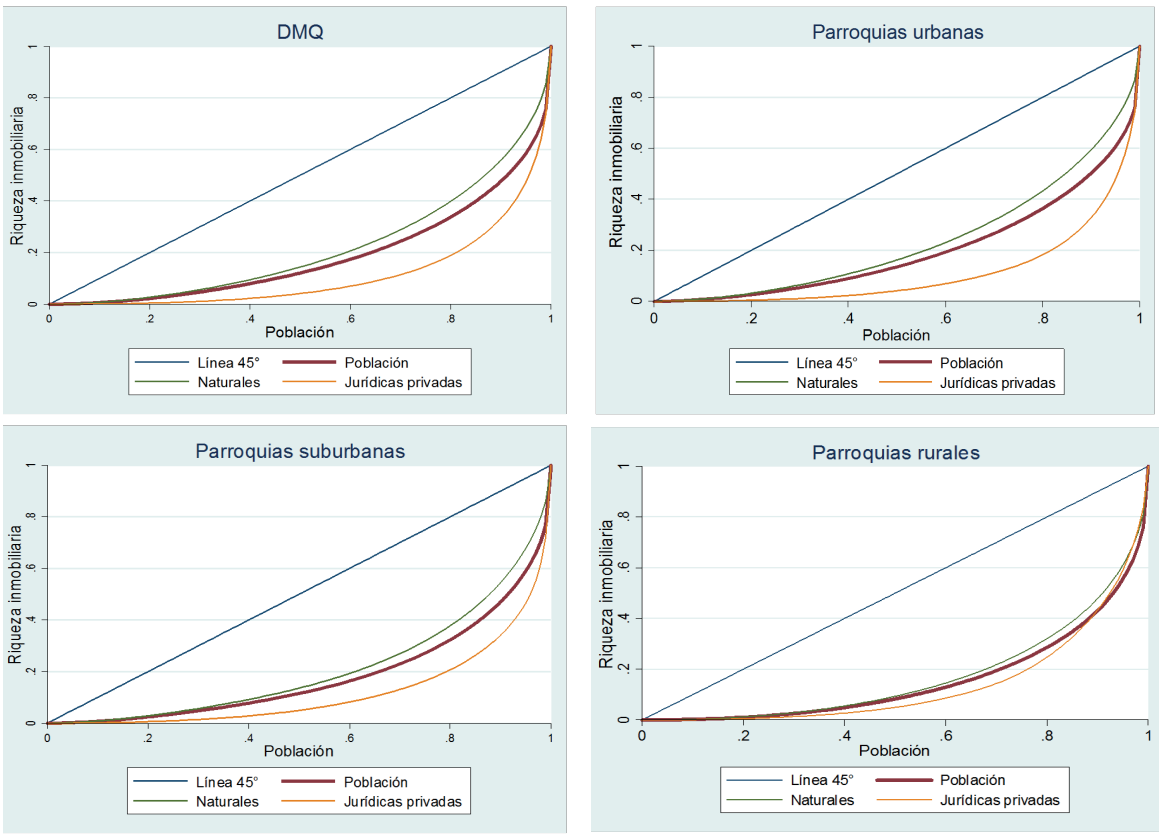


Figura 4: Curvas de Lorenz de la riqueza inmobiliaria
Fuente: SIREC-Q 2013 - MDMQ. Elaboración propia

El coeficiente de Gini de la riqueza inmobiliaria bruta de las personas, medida según el valor monetario acumulado en bienes inmuebles, es de 0,6269[9]. Esta cifra indica que sí existe desigualdad en el DMQ, la cual aumenta entre los propietarios jurídicos privados y disminuye para las personas naturales, lo que se pudo identificar también en las curvas de Lorenz. El mismo resultado se corrobora con el índice de Gini absoluto que es más grande en el grupo de personas jurídicas privadas (1 055 590,63), que en las naturales (65 565,55). En el primer grupo están la mayor parte de los predios de uso comercial, industrial y de servicios, lo que daría a notar la diferencia entre empresas con grandes capitales y aquellas que no los poseen. Así también, la concentración de la riqueza inmobiliaria bruta según el coeficiente de Gini es más marcada en las zonas rurales (0,6874) que en las suburbanas (0,6358) y urbanas (0,6002). Esta desigualdad es, de igual manera, mayor en el grupo de las personas jurídicas privadas en las tres zonas.

[9]En todos los índices se presentan directamente los estimadores, dado que el cálculo se realiza con aproximadamente toda la población que, en este estudio, son los propietarios de los predios del distrito, por lo que el error estándar sería prácticamente nulo.

Tabla 2: Coeficientes de Gini de la riqueza inmobiliaria bruta

Avalúo total				
Propietarios	**DMQ**	**Parroquias**		
		Urbanas	**Suburbanas**	**Rurales**
Naturales	0,5624	0,5268	0,5768	0,6534
Jurídicos privados	0,7762	0,7785	0,7637	0,7216
Total	0,6269	0,6002	0,6358	0,6874

Fuente: SIREC-Q 2013 - MDMQ. Elaboración propia

Con el coeficiente de Atkinson[10] de la riqueza inmobiliaria bruta se obtiene que el costo social de la inequidad representa una proporción de 35,2 % de la riqueza media; en términos de bienestar se podría interpretar como el precio de la desigualdad[11]. En otras palabras, con el 64,8 % de la riqueza inmobiliaria disponible, si estuviera igualitariamente distribuida, se alcanzaría el mismo nivel de bienestar social actual. En combinación, son las personas jurídicas privadas que poseen propiedades ubicadas en parroquias urbanas las que presentan la menor equidad. Estos resultados son consistentes con los obtenidos mediante el coeficiente de Gini; sin embargo, aquí se puede medir la inequidad en términos de su costo social.

Tabla 3: Índices de Atkinson de la riqueza inmobiliaria bruta

Avalúo total				
Propietarios	**DMQ**	**Parroquias**		
		Urbanas	**Suburbanas**	**Rurales**
Naturales	0,2707	0,2382	0,2784	0,3710
Jurídicos privados	0,5237	0,5249	0,5094	0,4480
Total	0,3519	0,3275	0,3551	0,4137

Fuente: SIREC-Q 2013 - MDMQ. Elaboración propia

El mismo análisis se realiza con la riqueza residencial, para ello se ha considerado solamente a los predios con destino económico habitacional, es decir, el 74,9 % de las propiedades y el 74,1 % de la riqueza inmobiliaria bruta total. Se conserva la presentación por personas naturales y personas jurídicas privadas dado que ambas poseen predios de uso habitacional; sin embargo la mayoría de los registros corresponden a las primeras, 88,5 % de los predios y 91,3 % de la riqueza inmobiliaria bruta.

En las curvas de Lorenz igualmente se observa que existe inequidad en la distribución de la riqueza residencial bruta. Las curvas de la población y de las personas naturales son muy similares dado que los casos son la mayoría de personas naturales. Se puede leer que el 10 % de la población más rica posee el 42 % de la riqueza residencial bruta, o lo contrario,

[10]El índice de Atkinson es aplicado con una aversión a la inequidad relativa (ϵ) de 0,5; es decir que incrementos de riqueza en el extremo inferior tienen mayor peso que adiciones en el extremo superior de la distribución.

[11]Al elegir un parámetro ϵ=1, el índice de Atkinson para el DMQ sube a 0,5390.

el 90 % de la población menos rica mantiene el 58 % de la riqueza. En este caso sería una distribución más equitativa que considerando el total de la riqueza; sin embargo continúa siendo desigual.

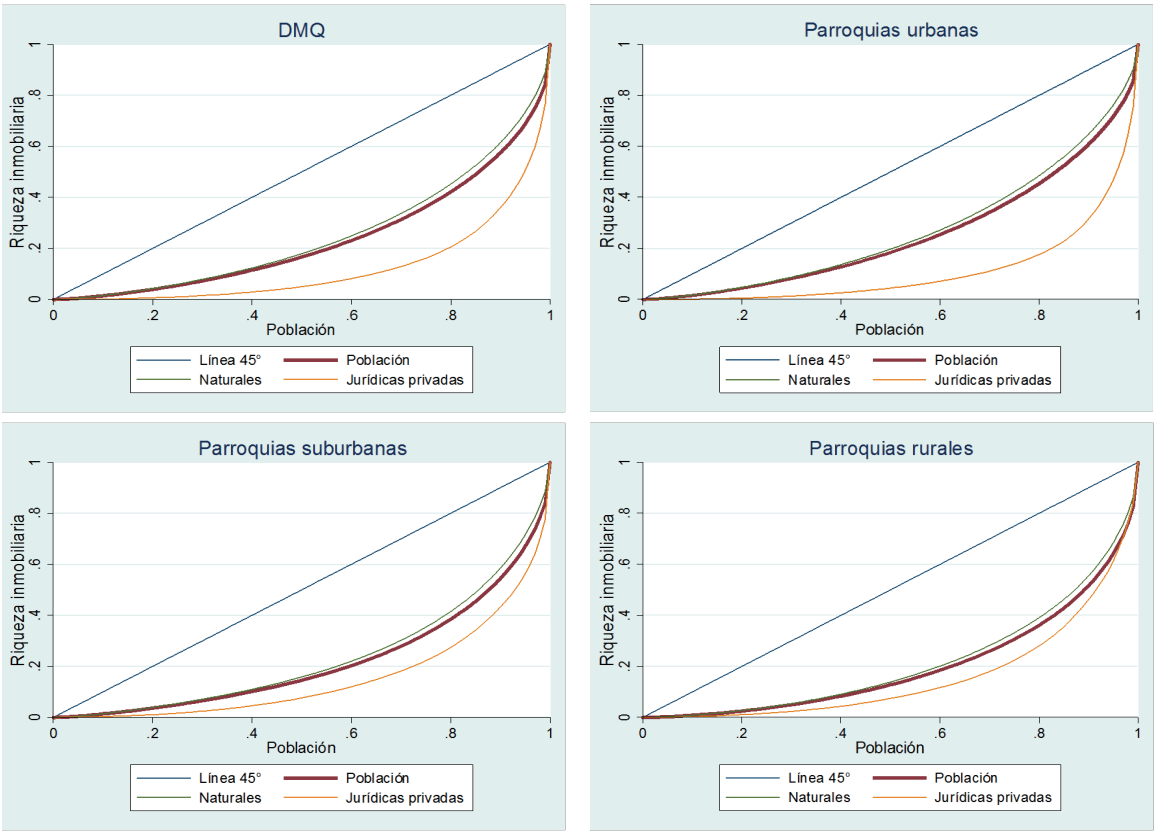


Figura 5: Curvas de Lorenz de la riqueza inmobiliaria destinada a vivienda
Fuente: SIREC-Q 2013 - MDMQ. Elaboración propia

El coeficiente de Gini de la riqueza residencial bruta de las personas en el DMQ es de 0,5304, denota concentración, sin embargo es menor que en la distribución de la riqueza inmobiliaria total. Como se ha tomado solamente los predios habitacionales, es probable que las características constructivas sean un poco menos heterogéneas. Es en este segmento donde se observa la distribución de la riqueza inmobiliaria bruta más equitativa con un índice de Gini de 0,4616, que corresponde a las personas naturales con propiedades localizadas en parroquias urbanas.

Tabla 4: Coeficientes de Gini de la riqueza inmobiliaria destinada a vivienda

Avalúo total				
Propietarios	**DMQ**	**Parroquias**		
		Urbanas	**Suburbanas**	**Rurales**
Naturales	0,4967	0,4616	0,5323	0,5682
Jurídicos privados	0,7561	0,7808	0,6946	0,6830
Total	0,5304	0,4957	0,5656	0,5989

Fuente: SIREC-Q 2013 - MDMQ. Elaboración propia

Así mismo, se ha estimado el índice de Atkinson de la riqueza residencial, según el cual se obtiene que el costo social de la inequidad representa el 24,5 % de la riqueza media destinada a vivienda, una menor proporción que en la riqueza inmobiliaria total. Lo que significa también, que con el 75,5 % del patrimonio residencial se podría obtener el mismo nivel de bienestar social existente si su distribución fuera equitativa. La inequidad se focaliza en los mismos segmentos que en la riqueza inmobiliaria total pero con proporciones menores.

Tabla 5: Índices de Atkinson de la riqueza inmobiliaria destinada a vivienda

Avalúo total				
Propietarios	**DMQ**	**Parroquias**		
		Urbanas	**Suburbanas**	**Rurales**
Naturales	0,2066	0,1792	0,2331	0,2698
Jurídicos privados	0,4926	0,5262	0,4160	0,3921
Total	0,2450	0,2173	0,2718	0,3051

Fuente: SIREC-Q 2013 - MDMQ. Elaboración propia

4.2 Distribución espacial de la riqueza inmobiliaria

El 89,4 % de los lotes analizados se encuentran en áreas amanzanadas y el restante 10,6 % en dispersas, los primeros representan el 90,0 % de la riqueza inmobiliaria bruta que asciende a US$ 65,8 mil millones. En el área amanzanada la media del avalúo por metro cuadrado por sector censal es más alta (292 US$/$m^2$) que en el área dispersa (110 US$/$m^2$), dado el acceso a mayor número de servicios así como también la existencia de construcciones más costosas.

Se ha representado el avalúo por metro cuadrado de lote promedio por sector censal del área amanzanada (Figura 6), del área dispersa (Figura 7) y en el conjunto de todo el distrito (Figura 8) por zona censal. En los tres se distinguen los límites parroquiales y la numeración corresponde a la codificación de la división político administrativa del INEC, cuya descripción se puede revisar en el anexo[12].

En el área amanzanada la media de los avalúos de los lotes por sector censal va desde algunos centavos hasta 1 164 US$/$m^2$, se distingue que las propiedades más costosas se en-

[12]Las áreas con el código 99 son sitios dispersos de las parroquias y son zonas de protección ecológica.

cuentran concentradas en la parroquia Iñaquito (N° 12), en segundo lugar en la Mariscal Sucre (N° 23), luego en Jipijapa (N° 14) y Rumipamba (N° 27), las cuatro parroquias pertenecen al centro norte, que es precisamente la zona donde se encuentra el denominado, por el MDMQ, hipercentro que agrupa a los equipamientos y servicios de la ciudad. Solamente en estas cuatro parroquias se localiza el 28,6 % de la riqueza inmobiliaria bruta del área amanzanada. En aquellas áreas donde el tiempo de viaje al trabajo es relativamente corto y el acceso a infraestructura y servicios es bueno, los valores de las viviendas tienden a ser más altos. En las zonas suburbanas destacan Nayón y Cumbayá que tienen uso más residencial.

En el área dispersa la media de los avalúos de los lotes por sector censal va desde unos centavos hasta 727 US$/$m^2$, son pocos los sectores donde el avalúo promedio llega al rango superior de los valores, pero se distinguen las superficies dispersas contiguas al hipercentro y de parroquias suburbanas como Nayón (N° 70), Pomasqui (N° 77), Cumbayá (N° 57) y Tumbaco (N° 84) que reúnen el 28,8 % de la riqueza inmobiliaria bruta localizada en áreas dispersas. Al considerar a todo el distrito, es decir, conjuntamente áreas amanzanadas y dispersas, la comparación permite observar la dispersión de los avalúos entre ambas. Es en el área amanzanada, en la zona centro norte con las parroquias Iñaquito y Mariscal Sucre especialmente, en donde se concentra la riqueza inmobiliaria del distrito.

Esta aglomeración de la riqueza se relaciona directamente con la localización del dinamismo empresarial y de la capitalidad. "La geografía de las empresas del Distrito Metropolitano muestra globalmente una muy fuerte concentración de las actividades económicas en una zona relativamente restringida que corresponde al centro norte de Quito. Únicamente las grandes empresas industriales escapan significativamente a esta localización" (D'Ercole y Matzger, 2002, pág. 151). Por la capitalidad en la ciudad se ubican numerosas organizaciones públicas y privadas, nacionales, extranjeras e internacionales. Estos son aspectos que atañen a la planificación urbana.

> Estos lugares demuestran los mecanismos de centralidad según los cuales las actividades y funciones de gestión tienden a concentrarse para lograr una mayor eficacia. En el núcleo de este sector de fuerte concentración de elementos esenciales, que va desde el Centro Histórico hasta el aeropuerto, el elevado precio del suelo tiende a reforzar el proceso de la centralidad expulsando población y actividades menores de apoyo hacia el exterior y atrayendo a las actividades de alto valor agregado, mecanismo que no se encuentra en otra parte del Distrito (D'Ercole y Matzger, 2002, pág. 190).

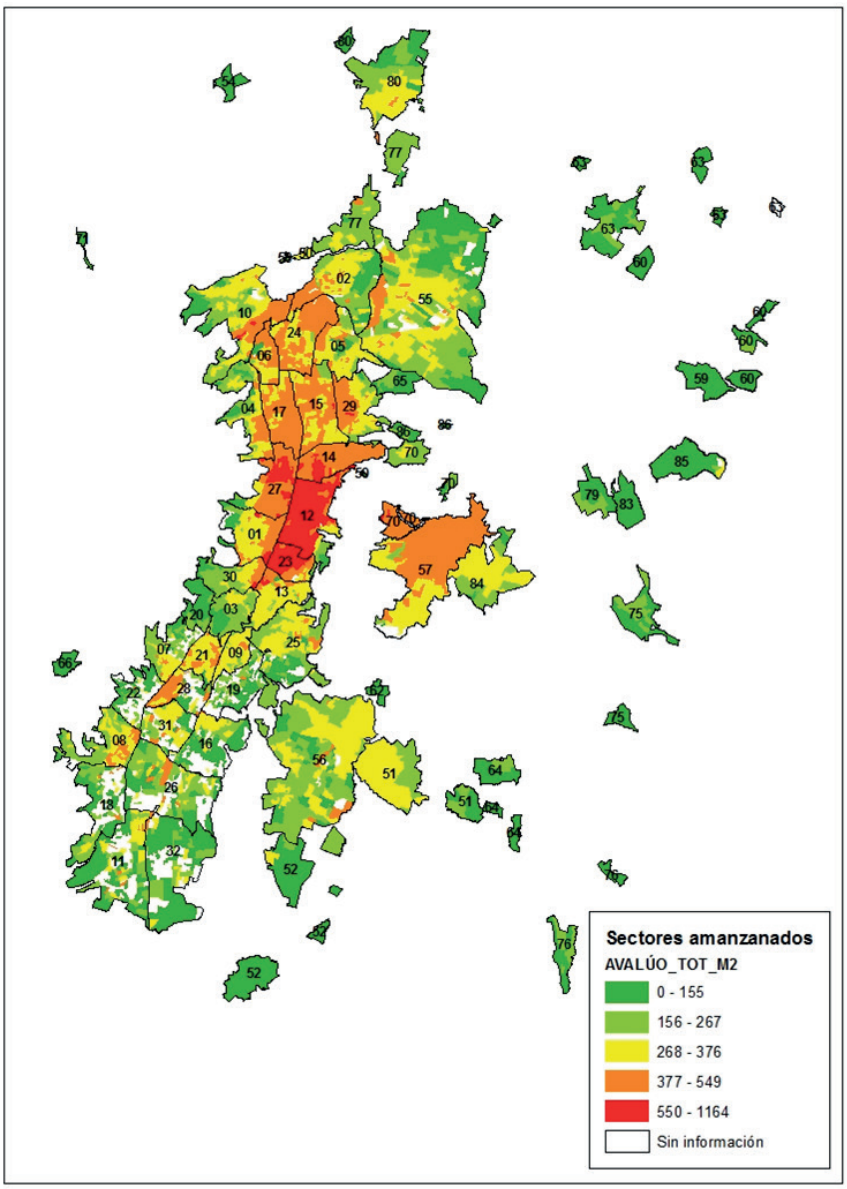


Figura 6: Riqueza inmobiliaria (US$/m^2) por sectores censales amanzanados en las parroquias del DMQ
Fuente: SIREC-Q 2013 - MDMQ. Elaboración propia

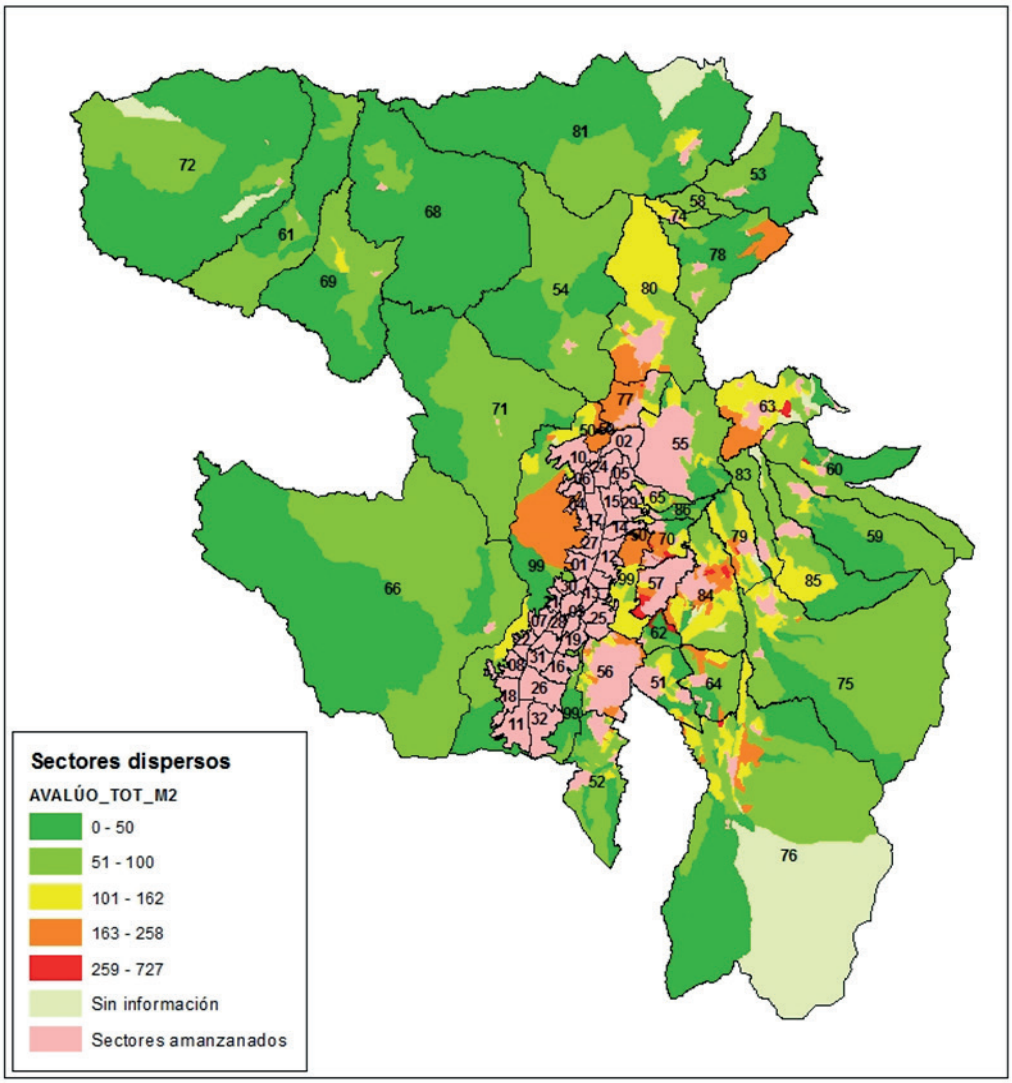


Figura 7: Riqueza inmobiliaria (US$/m^2) por sectores censales dispersos en las parroquias del DMQ
Fuente: SIREC-Q 2013 - MDMQ. Elaboración propia

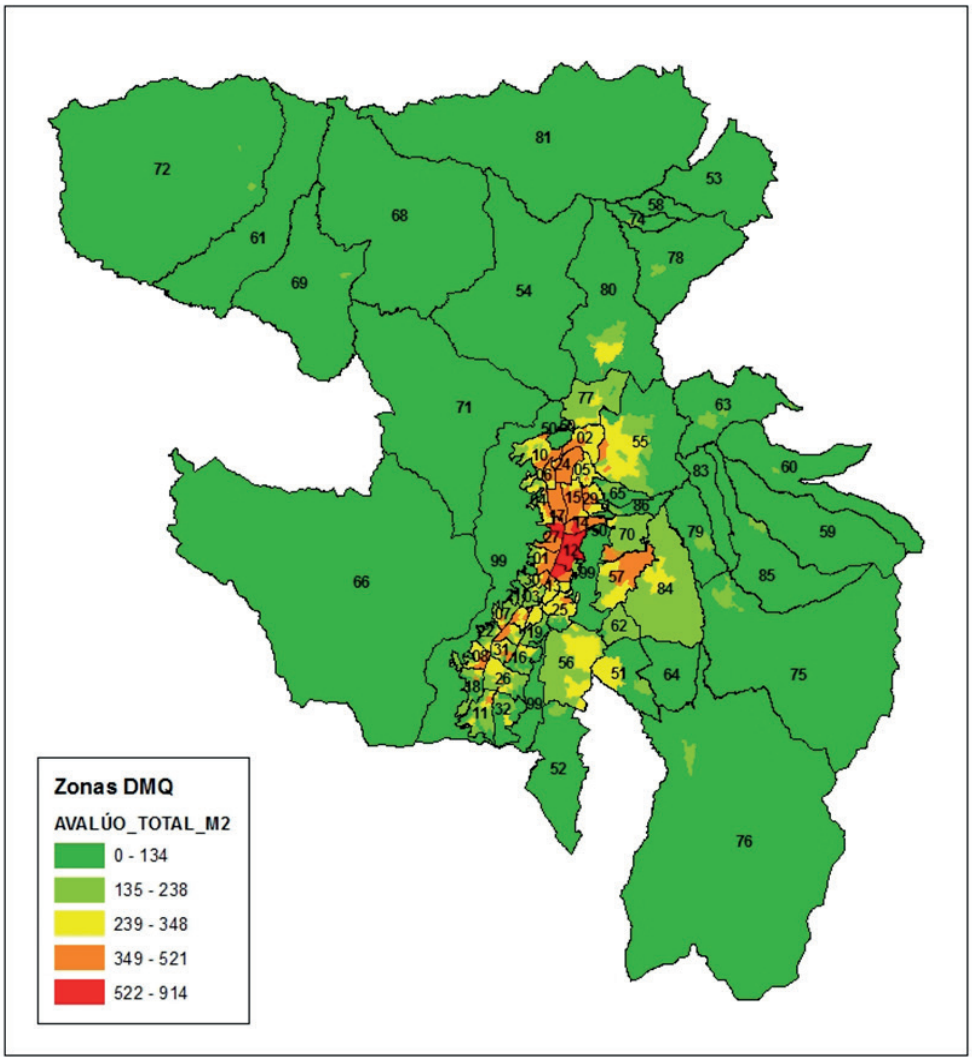


Figura 8: Riqueza inmobiliaria (US$/m^2) por zonas censales en las parroquias del DMQ
Fuente: SIREC-Q 2013 - MDMQ. Elaboración propia

4.3 Conglomerados espaciales de la riqueza inmobiliaria

Lo que se visualiza en los mapas de la distribución de la riqueza inmobiliaria bruta en el DMQ puede ser cuantificado numéricamente estimando la autocorrelación espacial mediante el I de Moran global, sin embargo, este indicador no identifica las áreas donde se forman los conglomerados espaciales de la riqueza, para ello se aplica el I de Moran local, así se puede destacar el sesgo territorial existente. La hipótesis nula para el I de Moran es que la riqueza inmobiliaria bruta está distribuida aleatoriamente entre los sectores / zonas del distrito, es decir, no sigue un patrón espacial relacionado con la contigüidad y distancia entre

los sectores / zonas censales.

El gráfico de dispersión de Moran representa en el eje x la riqueza inmobiliaria bruta medida según el avalúo por metro cuadrado del lote en el sector / zona censal y en el eje y la media ponderada o rezago espacial de la misma variable. En los cuadrantes I y III se ubican, respectivamente, las entidades con avalúos por encima y debajo de la media que tienen vecinos con avalúos superiores e inferiores a la media. En los cuadrantes II y IV se encuentran, respectivamente, las entidades con avalúos por debajo y encima de la media cuyo vecindario tiene avalúos superiores e inferiores a la media. Estas relaciones son las que se representan en el mapa obteniendo los conglomerados espaciales[13]. Se simboliza de color rojo la correlación alto - alto también llamada enclaves calientes (cuadrante I) y de color azul la correlación bajo - bajo o enclaves fríos (cuadrante III). Las relaciones bajo- alto (cuadrante II) y alto - bajo (cuadrante IV) están de color celeste y rosado correspondientemente.

Al igual que en los mapas temáticos de la riqueza, se estiman los indicadores de Moran por sectores amanzanados y sectores dispersos para poder identificar conglomerados con mayor detalle, y un agregado de todo el distrito por zonas censales. Según los resultados obtenidos, en los tres casos se rechaza la hipótesis nula, la autocorrelación es significativa y positiva, entonces, la distribución de la riqueza inmobiliaria entre las unidades territoriales no es aleatoria.

En los sectores amanzanados del distrito, el índice de Moran global es de 0,761, reflejando una alta y positiva autocorrelación de la distribución de la riqueza entre los sectores. En la Figura 9 se distinguen algunos conglomerados de riqueza inmobiliaria, el más grande es el conformado por los sectores del centro y norte de la ciudad, donde también resalta uno pequeño en Calderón, otro conglomerado se encuentra en Nayón y Cumbayá y algunos menores se forman en el sur en segmentos de las parroquias San Bartolo, La Magdalena, donde se encuentra el centro comercial El Recreo, y Chillogallo. En esta parte de la ciudad también se pueden distinguir puntos con riqueza superior a la media pero con vecinos que no la tienen como sucede en Quitumbe.

En los sectores dispersos es interesante observar como las agrupaciones de riqueza se establecen en las áreas colindantes a sectores amanzanados, sobresalen los sectores dispersos de Tumbaco, Nayón y Cumbayá. Entre ellos están secciones con baja riqueza pero con vecinos de alta como las de Guangopolo, lo contrario sucede en San Antonio. La autocorrelación espacial es menor al caso anterior (0,508).

En el total del distrito el I de Moran global es de 0,766, expresa alta autocorrelación en la distribución de la riqueza inmobiliaria entre las zonas. Se distinguen conglomerados en las áreas amanzanadas del centro y norte de la ciudad, una porción del sur en San Bartolo, que se caracteriza por ser una zona comercial, así como también Cumbayá. Estos son enclaves calientes o, en otras palabras, son unidades territoriales con un avalúo por encima del promedio, rodeadas por vecinos que también presentan un avalúo por encima de

[13]Las estimaciones se realizaron en el programa GeoDa. Disponible gratuitamente en http://geodacenter.asu.edu/

la media. En el contraste con las áreas amanzanadas, en la mayor parte del resto del distrito prevalecen los enclaves fríos.

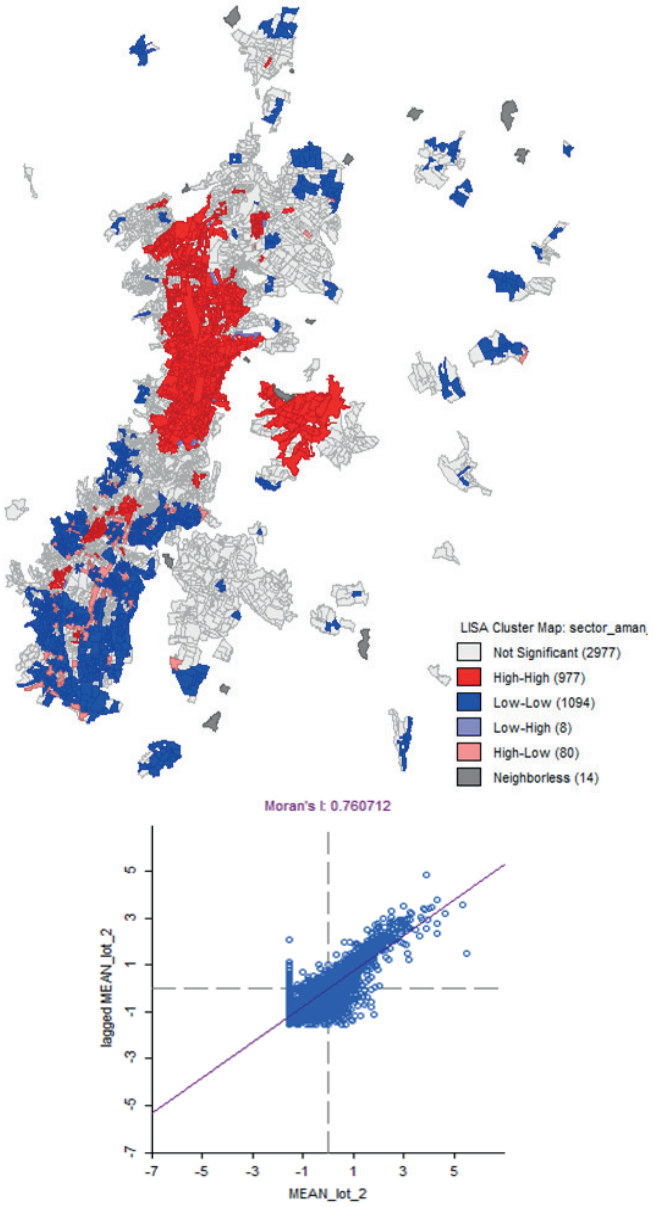


Figura 9: Conglomerados de riqueza inmobiliaria por sectores censales amanzanados
Fuente: SIREC-Q 2013 - MDMQ. Elaboración propia

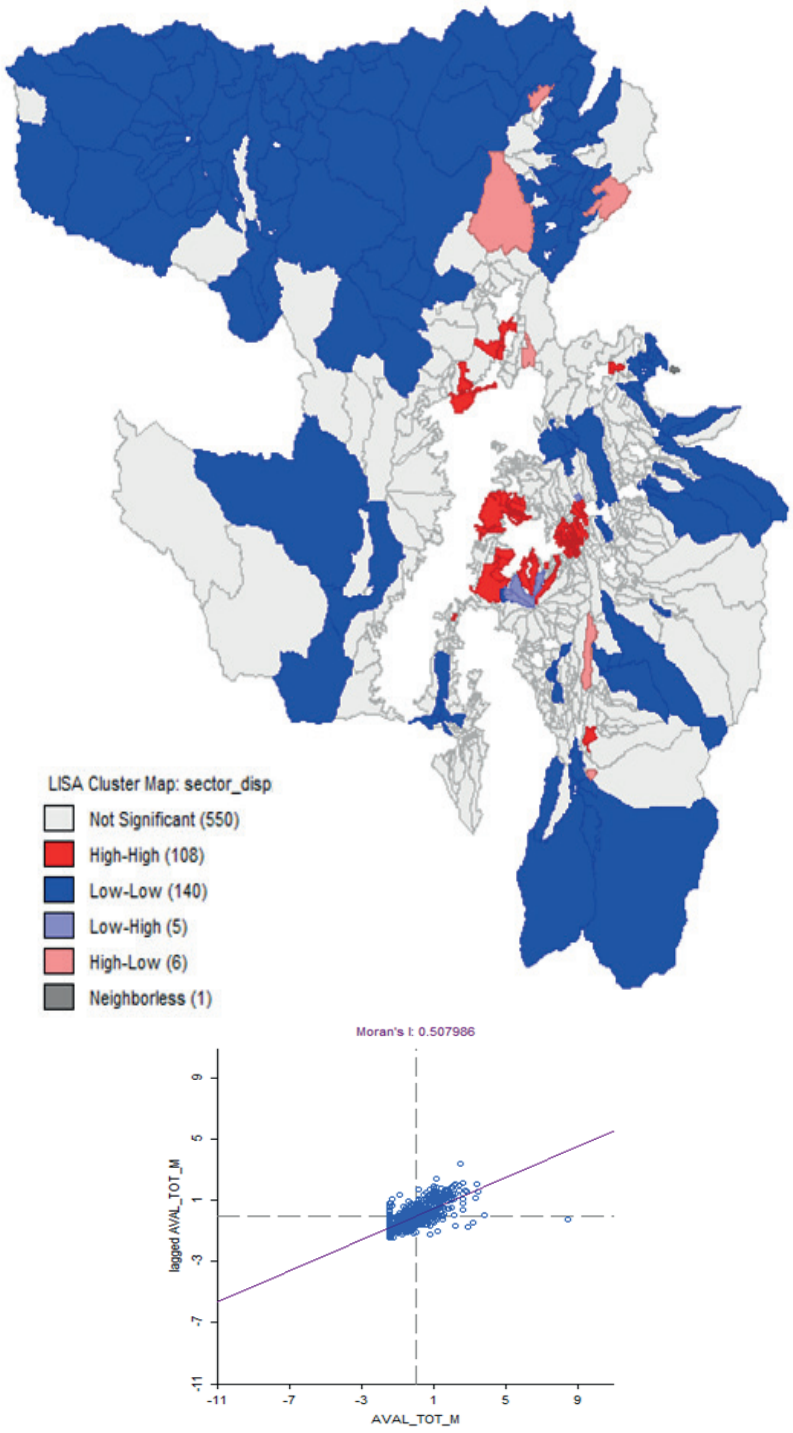


Figura 10: Conglomerados de riqueza inmobiliaria por sectores censales dispersos
Fuente: SIREC-Q 2013 - MDMQ. Elaboración propia

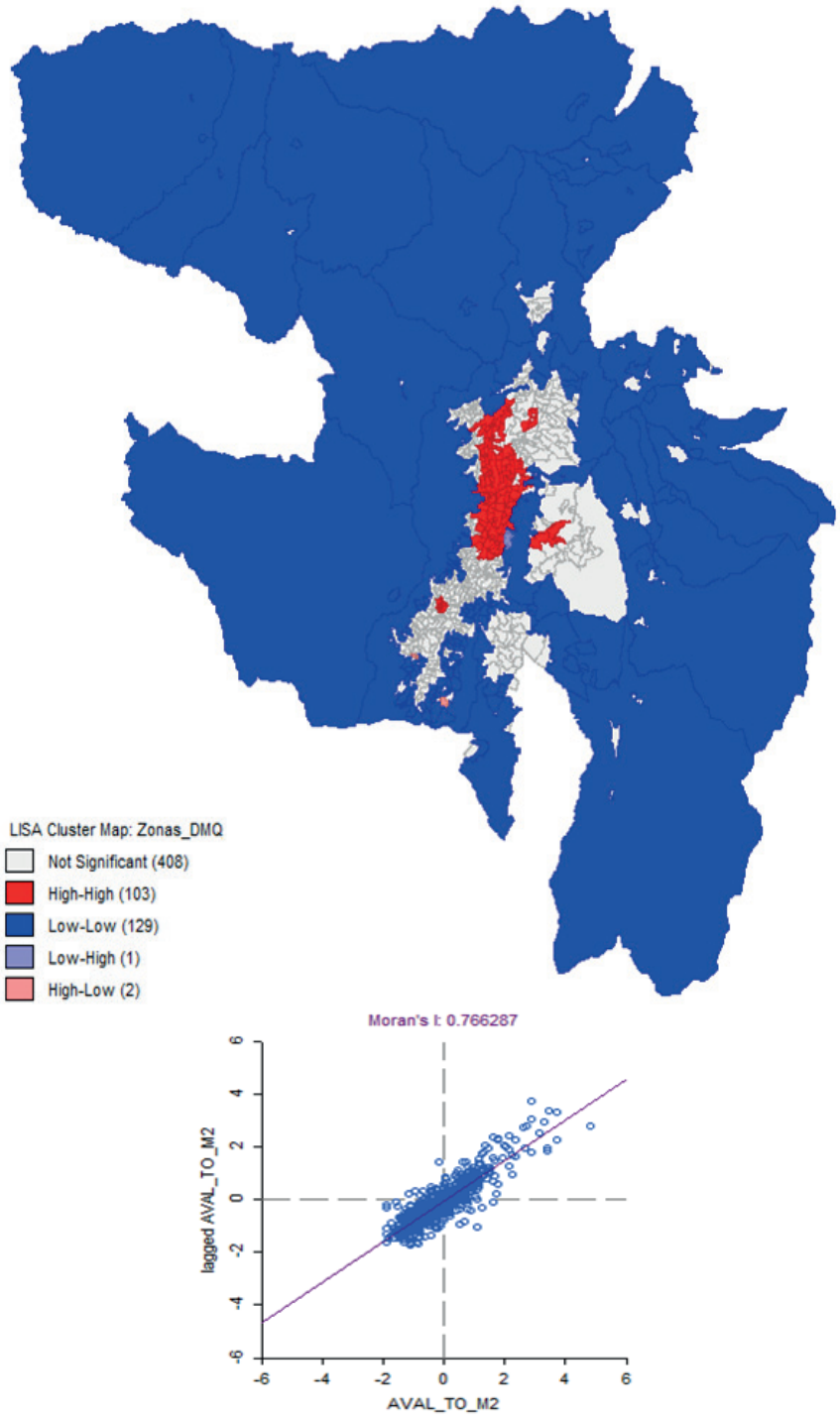


Figura 11: Conglomerados de riqueza inmobiliaria por zonas censales
Fuente: SIREC-Q 2013 - MDMQ. Elaboración propia

Los conglomerados identificados visibilizan la distribución desigual de la riqueza inmobiliaria, su relación con la distribución de la población en el espacio, es decir, la densidad poblacional, conforman un elemento del comportamiento de la estructura residencial de la ciudad, se presume que las bajas densidades son preferidas a las altas, configurando así un proceso de segregación donde las personas tienen mayor disposición a pagar por activos inmobiliarios situados en áreas de baja densidad (Alfonso, 2016). Calculando el índice de Moran global y local bivariado, se obtiene que la autocorrelación espacial entre la riqueza inmobiliaria y la densidad poblacional de las entidades vecinas es estadísticamente significativa, positiva y baja, pues el I de Moran es de 0,276. Es interesante resaltar los conglomerados (Figura 12) donde la riqueza inmobiliaria es inferior a la media y la densidad poblacional en el vecindario es alta como en San Juan y el Centro Histórico, se podría decir que son áreas que están perdiendo el atractivo de habitabilidad, pues ambos experimentaron un decrecimiento poblacional de 1,2 % y 2,5 % anual en el último período intercensal 2001 - 2010. Por otro lado existen los casos donde la riqueza es superior a la media pero la densidad es baja como San Antonio, zonas de Calderón, Cumbayá y Conocoto, todas son áreas suburbanas en expansión y desarrollo pues experimentaron un crecimiento poblacional alrededor del 5 % anual.

Un criterio para explorar los niveles de segregación socioeconómica en las ciudades es la educación, puesto que es un atributo relacionado al estatus económico de un grupo poblacional, la escolaridad de un individuo influye en su potencial de obtención de empleo e ingresos (Peters y Skop, 2007). La autocorrelación espacial entre la riqueza inmobiliaria y los años de escolaridad de la población de 24 años y más es estadísticamente significativa e indica una correlación positiva entre dichas variables, ya que obtuvo un I de Moran de 0,670, es decir, la distribución espacial de las personas según su educación y de la riqueza inmobiliaria está directa y altamente correlacionada. El patrón de segregación se confirma, ya que los conglomerados espaciales son muy similares a los encontrados al considerar solamente el capital inmobiliario; prácticamente se mantienen los mismos enclaves calientes pero aparece uno adicional en Conocoto, en otras palabras, estas unidades tienen altos avalúos con vecinos donde su población tiene elevada escolaridad (Figura 13). Si bien la escolaridad de la población en el DMQ está por encima de la media nacional, entre las parroquias del distrito existe fuerte disparidad. Por ejemplo, la escolaridad en la parroquia urbana de Iñaquito es de 16,00 años, pero lo contrario sucede en la parroquia rural de San José de Minas cuyos pobladores registran una escolaridad de 5,87 años (Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, INEC, 2010b). En el anexo se encuentran los datos parroquiales de la escolaridad.

Los mapas temáticos muestran la concentración de la riqueza inmobiliaria en el centro norte de la ciudad o, en otras palabras, el hipercentro. Esta concentración no es aleatoria según el coeficiente de autocorrelación espacial, y se forman conglomerados de riqueza que se extienden desde el hipercentro hasta el norte, además en Cumbayá y una zona de San Bartolo en el sur de la ciudad, que precisamente son los sitios donde se distinguen avalúos altos después del centro norte. En la relación de la riqueza con otras variables es notorio que

la localización de la población también obedece a patrones correlacionados directamente con la riqueza inmobiliaria.

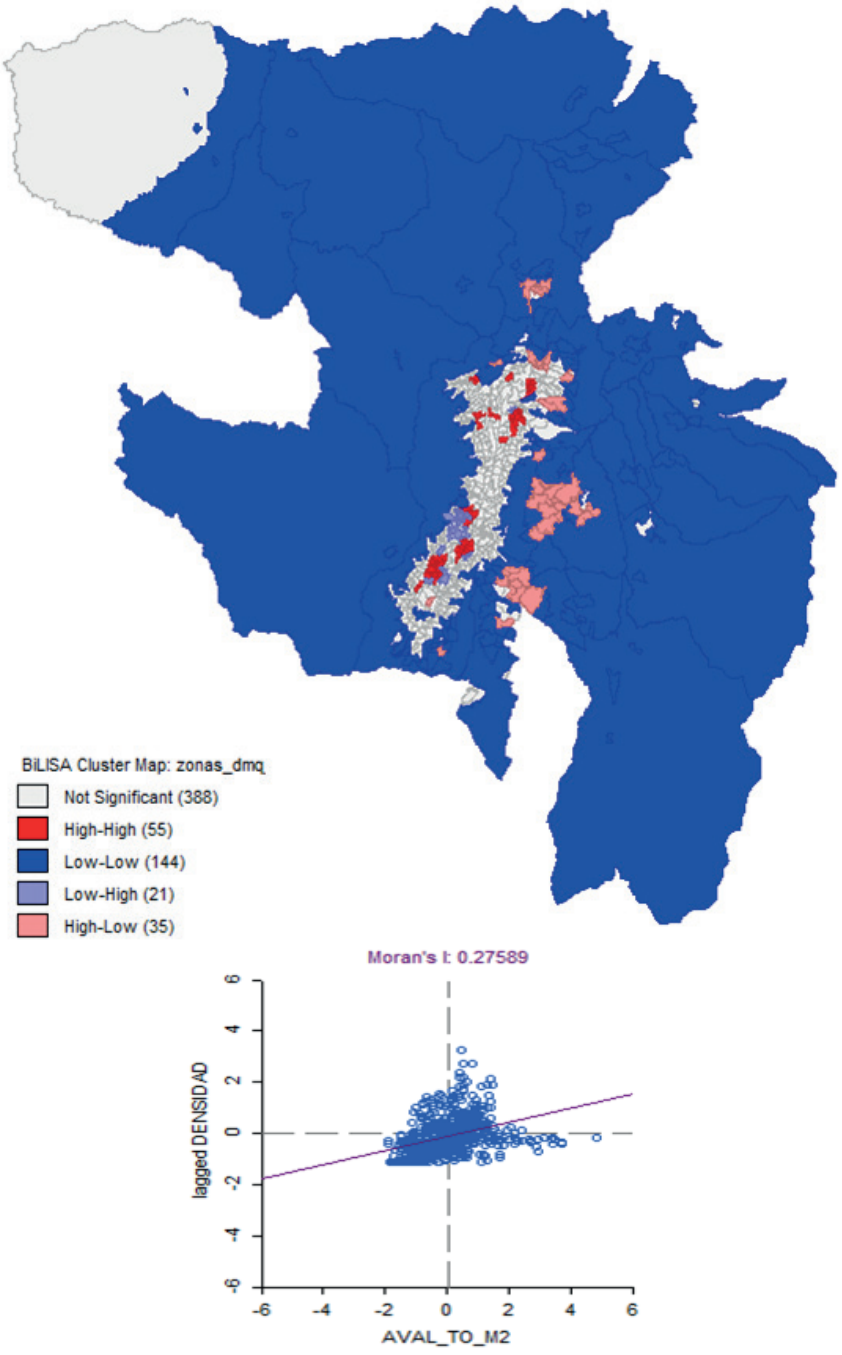


Figura 12: Conglomerados de riqueza inmobiliaria y densidad poblacional por zonas censales
Fuente: SIREC-Q 2013 - MDMQ, CPV 2010 - INEC. Elaboración propia

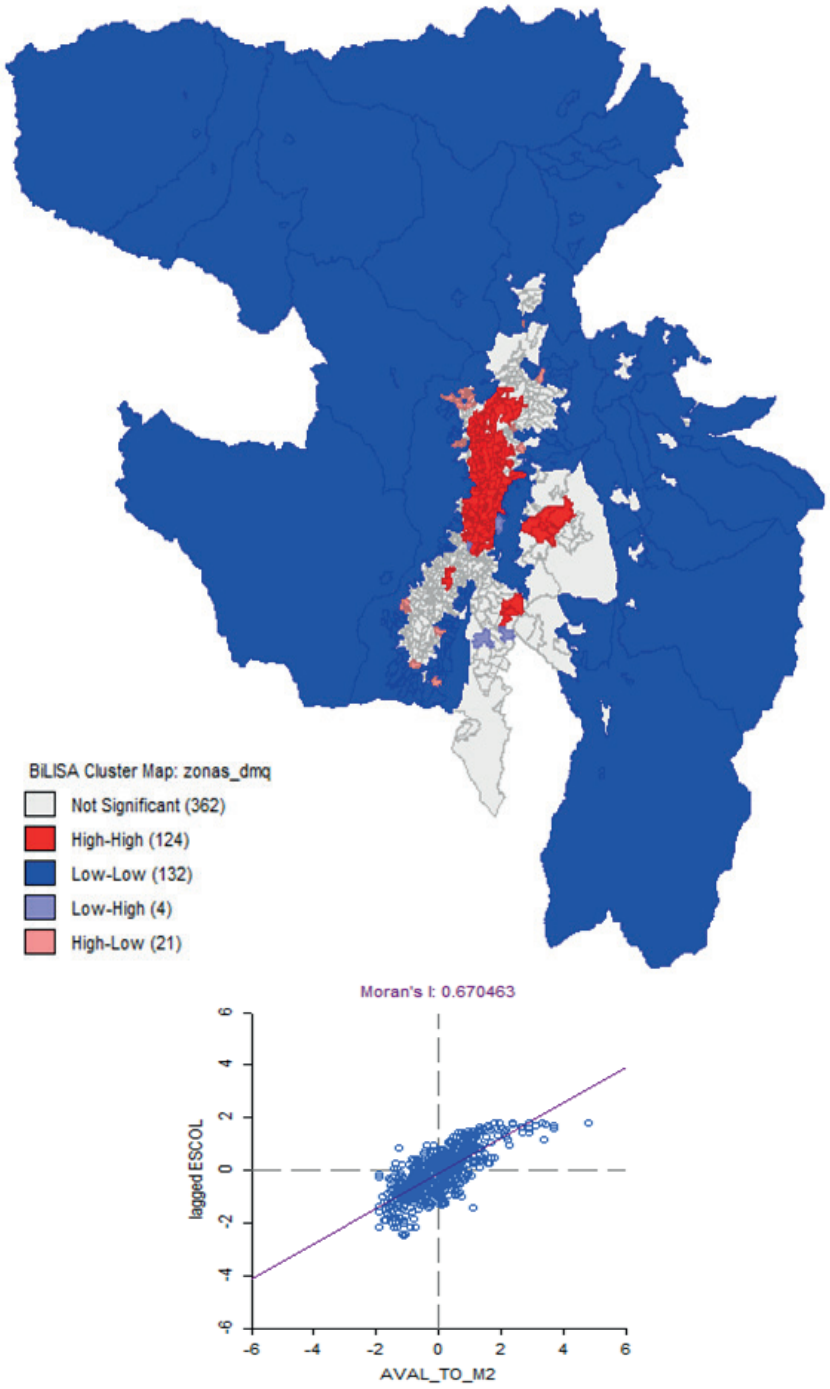


Figura 13: Conglomerados de riqueza inmobiliaria y escolaridad por zonas censales
Fuente: SIREC-Q 2013 - MDMQ, CPV 2010 - INEC. Elaboración propia

5 Conclusiones

Esta investigación identifica el nivel de concentración, tanto personal como espacial, de la riqueza inmobiliaria bruta en el Distrito Metropolitano de Quito. En el primer componente de análisis, la distribución entre las personas, se constata que el 10 % de los propietarios de mayor riqueza inmobiliaria acumulan el 52,3 %, mientras el decil uno tiene apenas el 0,7 %, es decir ochenta veces menos. El coeficiente de Gini de la riqueza inmobiliaria es de 0,6269, indicando una concentración alta. El mismo indicador pero aplicado sobre el ingreso de los años 2012 y 2013 se ubicó en 0,4543 en promedio (Sistema Nacional de Información, SNI, 2014). El índice de Atkinson revela que con el 64,8 % de la riqueza disponible, si estuviera igualmente distribuida, se alcanzaría el mismo nivel de bienestar social actual, en otras palabras, el costo social de la inequidad representa una proporción de 35,2 % de la riqueza media.

En el conjunto de predios con destino económico habitacional, es decir, la riqueza inmobiliaria destinada a vivienda, la desigualdad disminuye, es en este segmento donde se observa la distribución más equitativa con un índice de Gini de 0,4616, que corresponde a las personas naturales con propiedades localizadas en parroquias urbanas. La concentración es más severa entre los propietarios jurídicos privados, donde no se puede conocer cuántas personas ni en qué proporción acumulan la riqueza; en este segmento están incluidas las organizaciones pro vivienda con una participación del 21 % de los predios y, probablemente, son registros que empujan a que el indicador de concentración suba.

El segundo componente de análisis es la distribución espacial de la riqueza inmobiliaria. La representación de la riqueza en los mapas muestra que es en el área amanzanada, en la zona centro norte de la ciudad, especialmente en las parroquias Iñaquito, Mariscal Sucre, Jipijapa y Rumipamba, donde se concentra la riqueza inmobiliaria del distrito, coincidente con la conglomeración de las actividades económicas. Son sectores con alto atractivo donde los avalúos tienden a ser más altos, gracias a que los tiempos de viaje al destino son relativamente cortos y el acceso a infraestructura y servicios es bueno.

La concentración identificada también se interpreta mediante la autocorrelación espacial medida con el I de Moran, que es alta y positiva (0,766). Los resultados muestran que la riqueza no está distribuida aleatoriamente entre las unidades territoriales sino que el patrón de valores observado tiene relación con la contigüidad y distancia entre las unidades. El conglomerado espacial o enclave caliente de riqueza inmobiliaria más grande que se distingue está en el centro y norte de la ciudad, además aparecen unos pequeños en Calderón y en el sur en San Bartolo, que se caracteriza por ser una zona comercial, y otro en Cumbayá que se va extendiendo a Nayón y Tumbaco; en este último conglomerado se estaría configurando una nueva centralidad de la ciudad, ubicada en la articulación con uno de los ejes que conducen al nuevo Aeropuerto Mariscal Sucre y donde se han instalado importantes actividades comerciales, servicios y equipamientos.

Entre la riqueza inmobiliaria y la densidad poblacional, la autocorrelación espacial es

positiva pero baja (0,276), sin embargo, se distingue la formación de conglomerados en áreas suburbanas como San Antonio de Pichincha, zonas de Calderón, Cumbayá y Conocoto, representando a sectores en desarrollo y expansión urbana, donde la riqueza es superior a la media y la densidad es baja. Por otro lado, la relación con la escolaridad es positiva y alta (0,670), generando conglomerados prácticamente en las mismas áreas que solo con la variable de riqueza. De ello se deduce que el patrón de localización de la población está correlacionado directamente con el capital inmobiliario, se producen áreas donde la homogeneidad social interna es fuerte pero con gran disparidad con otros espacios, o en otras palabras, segregación socio espacial.

En conclusión, de acuerdo con los resultados obtenidos en base a la información del catastro, la concentración de la riqueza inmobiliaria en el DMQ es alta, tanto en la distribución entre los propietarios como en el territorio, y superior a la que se estima a través de los ingresos corrientes. Las desigualdades se van reproduciendo y las oportunidades se reducen para quienes no cuentan con una fuente de acumulación de riqueza, como la propiedad de bienes inmuebles, y habitan zonas donde los equipamientos y servicios son restringidos.

Existen espacios donde las ganancias de capital son mayores, con tasas de inflación de los inmuebles más altas que en otras zonas; sin embargo, estas ganancias no están garantizadas, puesto que son geográfica y temporalmente variables. Se ven afectadas por la aparición de externalidades y cambios debidos a la planificación urbana. Se ha visto que la mayor riqueza inmobiliaria se ubica en zonas cercanas al parque La Carolina donde también están tres destacados centros comerciales y una importante intervención municipal, como la construcción del Boulevard Naciones Unidas, el soterramiento de cables y la remodelación del parque, manifestaciones de que la planificación urbana ha promovido esta centralidad. Por tanto, es importante pensar en el rol del Estado en la acumulación de capital. Como expresa Harvey (2007a, 2007b), la estructura de la ciudad responde a la dinámica capitalista, en tanto que la asignación de los recursos que la autoridad gubernamental provee y controla se convierte en un mecanismo de redistribución de la riqueza.

Los efectos que han tenido las decisiones gubernamentales en la concentración de la riqueza inmobiliaria podrían ser enfocados en futuras investigaciones. Por otro lado, sería sustancial evaluar la evolución en el tiempo de la distribución de la riqueza, en la tenencia de los propietarios y los patrones espaciales, así como también la aplicación en otras ciudades del país para realizar estudios comparativos. Todo depende de la disponibilidad y calidad de la información, y de la homologación de metodologías en la determinación de los avalúos prediales.

Sería interesante, además, tener la posibilidad de obtener el nivel de concentración de la riqueza inmobiliaria por hogar y no solamente por propietarios, ya que el tamaño del mismo puede modificar la distribución. Con un trabajo exhaustivo se podría identificar lo acumulado por la pareja, sin embargo, la estructura familiar y los regímenes de la propiedad son muy particulares. En todo caso, este trabajo intentó entregar un enfoque adicional a los análisis del bienestar con una variable de interés poco común; aunque la medición de

la riqueza inmobiliaria tiene sus limitaciones, también brinda la posibilidad de ampliar los estudios al ámbito espacial.

Referencias

Alfonso, O. (2016). Densidades divergentes y segregación socio-espacial en la bogotá de hoy: un análisis a partir de un índice de calidad de la densidad. En *Seminario Internacional de Investigación en Urbanismo. "VIII Seminario Internacional de Investigación en Urbanismo, Barcelona-Balneário Camboriú, Junio 2016"*. Barcelona:DUOT.

Anselin, L. (1995). Local indicators of spatial association - LISA. *Geographical Analysis*, 27(2):93–115.

Araar, A. y Duclos, J. (2007). *DASP: Distributive Analysis Stata Package*. PEP, World Bank, UNDP and Université Laval.

Deere, D. y Contreras, J. (2011). *Acumulación de activos: una apuesta por la equidad*. Quito: FLACSO sede Ecuador.

D'Ercole, R. y Matzger, P. (2002). *Los lugares esenciales del Distrito Metropolitano de Quito*. Quito: Municipio del Distrito Metropolitano de Quito.

Duclos, J.-Y. y Araar, A. (2006). *Poverty and equity: measurement, policy and estimation with DAD*. Berlin and Ottawa: Springer and IDRC.

ESRI (2012). Biblioteca de ayuda de ArcGis. Visita 11 de octubre de 2014 en http:/help.arcgis.comesarcgisdesktop10.0helpindex.html#/005p0000000t000000.

Feres, J. y Mancero, X. (2001). *Enfoques para la medición de la pobreza. Breve revisión de la literatura*. Santiago de Chile, CEPAL.

Harvey, D. (2007a). *El nuevo imperialismo*. Madrid: Ediciones Akal.

Harvey, D. (2007b). *Urbanismo y desigualdad social*. Arquitectura y urbanismo. Madrid: Siglo XXI de España Editores.

Harvey, D. (2012). *Ciudades rebeldes Del derecho a la ciudad a la revolución urbana*. Madrid: Ediciones Akal.

Henley, A. (1998). Changes in the Distribution of Housing Wealth in Great Britain, 1985-91. *Economica*, 65:363–380.

Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, INEC (2010a). Índice verde urbano. Visita 15 de septiembre de 2014 en http:/www.ecuadorencifras.gob.ecindice-verde-urbano-2010.

Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, INEC (2010b). VII Censo de Población y VI de Vivienda.

Linares y Lan (2007). Análisis multidimensional de la segregación socioespacial en Tandil (Argentina) aplicando SIG. *Investigaciones Geográficas*, 44:149–166.

Moser, C. (2011). El modelo de acumulación de activos desde una perspectiva transnacional. En *La migración latinoamericana a España: una mirada desde el modelo de acumulación de activos*. Quito: FLACSO Sede Ecuador, Global Urban Research Centre (GURC), The University of Manchester.

Naciones Unidas (2010). Pobreza infantil en América Latina y el Caribe.

Peters, P. y Skop, E. (2007). Socio-spatial Segregation in Metropolitan Lima, Peru. *Journal of Latin American Geography*, Vol. 6, No. 1:149–171.

Polanyi, K. (1976). El sistema económico como proceso institucionalizado. *Antropología y economía. M. Godelier (comp.)*, pp. 155 – 178.

Robinson, J. (1960). *La acumulación del capital*. Bogotá, Colombia: Fondo de Cultura Económica.

Rodrigues, A. M. (2008). El bono de desarrollo humano en ecuador. En *Diez años de cambios en el Mundo, en la Geografía y en las Ciencias Sociales, 1999-2008. Actas del X Coloquio Internacional de Geocrítica*. Universidad de Barcelona.

Rodríguez, G. (2016). Desigualdades socioeconómicas y segregación residencial en dos décadas de signo político y económico opuesto. la aglomeración gran buenos aires entre 1991 y 2010. *Cuaderno Urbano*, No. 21, Noviembre 2016.

Séguin, A.-M. (2006). *La Segregación Socio-Espacial Urbana: Una Mirada Sobre Puebla, Puerto España, San José y San Salvador*. FLACSO-Costa Rica.

Sen, A. (1999). *Nuevo examen de la desigualdad*. Madrid: Alianza Editorial.

Serrano, A. (2012). La equidad de la economía: disputando la justicia distributiva. *En ¡A (Re) distribuir! Ecuador para todos*, Alfredo Serrano (Coord.). Quito: SENPLADES.

Sistema Nacional de Información, SNI (2014). Visita el 11 de julio de 2014 en http:/app.sni.gob.ecwebmenu.

Tafner, P. y Carvalho, M. (2007). Evolução da Distribuição Familiar da Riqueza Imobiliária no Brasil: 1995-2004. *Revista de Economia*, 33(2):7–40.

Unceta, K. (2009). Desarrollo, subdesarrollo, maldesarrollo y postdesarrollo una mirada transdisciplinar sobre el debate y sus implicaciones. *Carta Latinoamericana.*, Abril de 2009, No 7:1–34.

Vilalta y Perdomo, C. (2005). Cómo enseñar autocorrelación espacial. *Economía, Sociedad y Territorio*, 5(18):323–333.

Anexos

Anexo 1: Años de escolaridad de las personas de 24 años y más y pobreza por NBI por parroquias del DMQ 2010

COD_PARROQUIA	PARROQUIA	ESCOLARIDAD	POBREZA POR NBI
170101	BELISARIO QUEVEDO	13,75	25,04
170102	CARCELÉN	13,03	17,05
170103	CENTRO HISTÓRICO	11,17	34,86
170104	COCHAPAMBA	11,43	35,61
170105	COMITÉ DEL PUEBLO	10,61	28,52
170106	COTOCOLLAO	13,95	15,11
170107	CHILIBULO	11,16	27,63
170108	CHILLOGALLO	10,00	31,55
170109	CHIMBACALLE	12,62	18,87
170110	EL CONDADO	9,82	35,66
170111	GUAMANÍ	8,95	37,45
170112	IÑAQUITO	16,00	15,64
170113	ITCHIMBIA	13,33	21,14
170114	JIPIJAPA	15,00	18,94
170115	KENNEDY	14,27	18,05
170116	LA ARGELIA	9,81	32,71
170117	LA CONCEPCIÓN	15,07	11,92
170118	LA ECUATORIANA	9,81	26,83
170119	LA FERROVIARIA	10,58	31,6
170120	LA LIBERTAD	9,56	41,91
170121	LA MAGDALENA	13,29	16,3
170122	LA MENA	11,23	19,63
170123	MARISCAL SUCRE	15,41	16,9
170124	PONCEANO	13,76	18,2
170125	PUENGASÍ	11,87	23,6
170126	QUITUMBE	10,77	25,33
170127	RUMIPAMBA	15,78	15,17
170128	SAN BARTOLO	12,18	15
170129	SAN ISIDRO DEL INCA	12,14	29,46
170130	SAN JUAN	11,65	29,38
170131	SOLANDA	11,93	15,75
170132	TURUBAMBA	9,43	34,27
170150	DEL AREA AMANZANADA	12,71	31,17
170151	ALANGASÍ	12,37	34,59
170152	AMAGUAÑA	9,55	52,59
170153	ATAHUALPA (HABASPAMBA)	6,22	67,34
170154	CALACALÍ	7,87	52,79
170155	CALDERÓN (CARAPUNGO)	10,89	27,93
170156	CONOCOTO	12,76	27,64
170157	CUMBAYÁ	14,22	23,48
170158	CHAVEZPAMBA	6,52	66,5
170159	CHECA (CHILPA)	7,95	69,88
170160	EL QUINCHE	8,51	54,1

COD_PARROQUIA	PARROQUIA	ESCOLARIDAD	POBREZA POR NBI
170161	GUALEA	6,75	86,39
170162	GUANGOPOLO	9,21	60,03
170163	GUAYLLABAMBA	8,94	59,81
170164	LA MERCED	9,00	60,68
170165	LLANO CHICO	9,39	49,5
170166	LLOA	6,64	66,76
170168	NANEGAL	6,47	76,94
170169	NANEGALITO	7,86	68,84
170170	NAYÓN	13,19	31,01
170171	NONO	5,25	87,75
170172	PACTO	6,85	83,07
170174	PERUCHO	7,03	59,14
170175	PIFO	8,60	63,98
170176	PÍNTAG	8,01	69,47
170177	POMASQUI	12,81	25,56
170178	PUÉLLARO	6,87	71,27
170179	PUEMBO	9,64	44,77
170180	SAN ANTONIO	10,77	34,16
170181	SAN JOSÉ DE MINAS	5,87	76,63
170183	TABABELA	9,47	52,84
170184	TUMBACO	11,11	41,56
170185	YARUQUÍ	8,64	64,56
170186	ZÁMBIZA	10,01	48,28
170199	ZONAS NO DELIMITADAS	7,57	86,75

Fuente: Censo de Población y Vivienda 2010 - INEC. Elaboración propia

Analítika

La revista Analitika 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 1 - 2017
Enero a Junio

www.ecuadorencifras.gob.ec