

DOCUMENTO DE TRABAJO N° 388

APLICACIÓN DE UNA METODOLOGÍA PARA EL ANÁLISIS DE LAS DESIGUALDADES SOCIO-ECONÓMICAS EN ACCESO A SERVICIOS DE SALUD Y EDUCACIÓN EN PERÚ EN 2005-2012

Edmundo Beteta Obreros y Juan Manuel Del Pozo Segura



DOCUMENTO DE TRABAJO N° 388

**APLICACIÓN DE UNA METODOLOGÍA PARA EL ANÁLISIS DE
LAS DESIGUALDADES SOCIOECONÓMICAS EN ACCESO
A SERVICIOS DE SALUD Y EDUCACIÓN EN EL PERU EN
2005-2012**

Edmundo Beteta Obreros y Juan Manuel del Pozo Segura

Diciembre, 2014

DEPARTAMENTO
DE **ECONOMÍA**



DOCUMENTO DE TRABAJO 388

<http://files.pucp.edu.pe/departamento/economia/DDD388.pdf>

© Departamento de Economía – Pontificia Universidad Católica del Perú,
© Edmundo Beteta Obreros y Juan Manuel Del Pozo Segura

Av. Universitaria 1801, Lima 32 – Perú.
Teléfono: (51-1) 626-2000 anexos 4950 - 4951
Fax: (51-1) 626-2874
econo@pucp.edu.pe
www.pucp.edu.pe/departamento/economia/

Encargado de la Serie: Jorge Rojas Rojas
Departamento de Economía – Pontificia Universidad Católica del Perú,
jorge.rojas@pucp.edu.pe

Edmundo Beteta Obreros y Juan Manuel Del Pozo Segura

Aplicación de una metodología para el análisis de las desigualdades
socioeconómicas en acceso a servicios de salud y educación en Perú en
2005-2012

Lima, Departamento de Economía, 2014
(Documento de Trabajo 388)

PALABRAS CLAVE: Análisis de equidad, descomposición de desigualdades,
políticas de salud, políticas de educación.

Las opiniones y recomendaciones vertidas en estos documentos son responsabilidad de sus
autores y no representan necesariamente los puntos de vista del Departamento Economía.

Hecho el Depósito Legal en la Biblioteca Nacional del Perú Nº 2015-01236.

ISSN 2079-8466 (Impresa)

ISSN 2079-8474 (En línea)

Impreso en Kolores Industria Gráfica E.I.R.L.

Jr. La Chasca 119, Int. 264, Lima 36, Perú.

Tiraje: 100 ejemplares

APLICACIÓN DE UNA METODOLOGÍA PARA EL ANÁLISIS DE LAS DESIGUALDADES SOCIOECONÓMICAS EN ACCESO A SERVICIOS DE SALUD Y EDUCACIÓN EN PERÚ EN 2005-2012

Edmundo Beteta Obreros
Juan Manuel del Pozo Segura

Resumen

El estudio aplica una metodología para descomponer, para el 2005 y 2012, la desigualdad del acceso a establecimientos de salud (EESS) y de la asistencia a los centros educativos (CCEE) en términos de sus respectivos determinantes y analizar los factores detrás del cambio de la desigualdad entre dichos años. Así, en primer lugar, se estima para el 2005 y 2012 el impacto que tienen diferentes variables (que entre otros incluyen el nivel socioeconómico —NSE—, etnicidad, género y localización) en, por un lado, el acceso a EESS y, por otro lado, la asistencia a los CCEE; en segundo lugar, se establece en cuánto contribuyó en el 2005 y 2012 cada uno de los covariantes al Índice de Concentración del acceso a EESS y asistencia a los CCEE y qué covariantes fueron los principales impulsores de la caída de dichos Índices entre ambos años. Esto permite revelar no sólo qué factores han reducido las brechas de acceso en educación y salud sino también qué parte de las desigualdades corresponden a diferencias no justificables desde un punto de vista normativo.

Los resultados muestran que, en el caso del acceso a EESS, la mayor parte de la desigualdad se explica por las desigualdades en el NSE del hogar y por la tenencia de seguro. El seguro ESSALUD para trabajadores formales tuvo la segunda mayor contribución pro-desigualdad en ambos años, mientras que el Seguro Integral de Salud (orientado principalmente a sectores de menores recursos) tuvo un efecto igualador. La mayor parte de la caída de la desigualdad entre el 2005 y 2012 se debe a los cambios inducidos por el consumo per cápita, principalmente por la reducción de la desigualdad de gasto entre hogares. El aseguramiento contribuyó también con la reducción de la desigualdad pero debido al debilitamiento de su efecto en el acceso. En el caso de la asistencia a CCEE, la mayor parte de la desigualdad se explica por las diferencias entre la población en las características del jefe de hogar (en particular por las diferencias en los años de estudio) y por las desigualdades en el NSE del hogar. A diferencia del caso de salud, la caída de la desigualdad se explica principalmente por el efecto ejercido por el NSE y características del hogar. Estos resultados sugieren, en el caso del sector salud, el potencial del SIS para la reducción de la desigualdad; en el del sector educación, una mayor atención a la profundización de estrategias para mejorar el acceso de poblaciones indígenas.

Abstract

The study decomposes, for the years 2005 and 2012, the inequality of access to health care facilities (HHFF) and attendance to educational facilities (EEFF) in terms of their determinants and analyzes the driving factors behind changing in inequality among those years. In the first place, we estimate for 2005 and 2012 the impact of different variables (which among others include socioeconomic status —SEL—, ethnicity, gender and location) over, on the one hand, access to HHFF and, on the other hand, attendance to EEFF; in the second place, we estimate how much each covariate contributed to the 2005 and 2012 Concentration Indexes of access to HHEE and attendance to EEFF and what covariates were the main boosters of the falling inequality between these years. This allows us to reveal what factors have helped reducing the gap in health and education and also to know what part of inequalities correspond to non-justifiable differences from a normative point of view.

Results show that, in the case of access to HHFF, most of inequality is explained by disparities in household NSE and insurance affiliation. The ESSALUD insurance had the second highest contribution pro-inequality in both years, while SIS had an equalizing effect. Most of the decline in inequality between 2005 and 2012 is due to changes induced by per capita consumption, mainly by the falling expenditure inequality between households. Insurance also contributed to reducing inequality but due to the weakening of its effect on access. In the case of attendance to EEFF, most of inequality is explained by differences in population characteristics of the household head (particularly by differences in years of education) and inequalities in the SEL of household. Unlike the case of health, the fall in inequality in this case is mainly explained by the effect exerted by SEL and characteristics of household. These results suggest, for the health variable, the potential of the SIS insurance for reducing inequalities; for the education sector, it is necessary to promote a further deepening of strategies to improve the access to education for indigenous peoples.

Códigos JEL: I12, D63, C34, O12

Palabras clave: Análisis de equidad, descomposición de desigualdades, políticas de salud, políticas de educación.

APLICACIÓN DE UNA METODOLOGÍA PARA EL ANÁLISIS DE LAS DESIGUALDADES SOCIOECONÓMICAS EN ACCESO A SERVICIOS DE SALUD Y EDUCACIÓN EN PERÚ EN 2005-2012*

Edmundo Beteta Obreros¹
Juan Manuel del Pozo Segura²

INTRODUCCIÓN

El acceso a servicios fundamentales como salud y educación mantiene su vigencia en la agenda de política por múltiples motivaciones de equidad y eficiencia. Ambos contienen características de bien meritario y permiten el florecimiento de los individuos, el desarrollo de capacidades y el mejoramiento de las oportunidades y el bienestar (Sen, 2002; Poterba, 1995). La literatura también destaca su potencial contribución al desempeño económico de los hogares y naciones (WHO, 2001; Weil, 2005; Bloom *et al.*, 2004; Beltrán y Seinfeld, 2013). El logro de resultados significativos en salud y educación depende de factores económicos y sociales, de decisiones de los individuos y del consumo de bienes y servicios de calidad para la formación de capital humano (Grossman, 2000; WHO, 2005; Hanushek y Woessmann, 2012). La reducción de brechas de acceso que perjudican a la población de menores recursos es un requisito básico para alcanzar mejores resultados sanitarios y educativos, mediante políticas que abordan aspectos de oferta y/o demanda (Musgrove, 2007; Fiszbein y Schady, 2009).

Las desigualdades en salud y educación repercuten en diversas dimensiones del bienestar y suelen ser más preocupantes para la sociedad en comparación con las que ocurren en otros ámbitos (Banco Mundial, 2005; Valdivia y Mesinas, 2002; O'Donnell *et al.*, 2008, Deaton, 1999). Existe abundante literatura que estudia las diferencias en acceso a servicios o en logros educativos o sanitarios y las desventajas de grupos de la población distintos por su condición socioeconómica, geográfica o étnica (Macinko y

* Este trabajo forma parte de un volumen que será publicado por el Fondo Editorial.

¹ Departamento de Economía, PUCP.

² Vicerrectorado Académico, PUCP.

Los autores agradecen los comentarios de Juan Manuel García, José Rodríguez, Hugo Ñopo y de los asistentes a la conferencia *XXI Annual Meeting of the LACEA/ IADB / WB/ UNDP Research Network on Inequality and Poverty (NIP)*, realizada en la Universidad Iberoamericana, Ciudad de México, el 30 de Octubre de 2013; y de los participantes de los "Viernes Económicos" de la Pontificia Universidad Católica del Perú del 06 de Junio y 10 de Octubre de 2014.

Starfield, 2002; Valdivia y Mesinas, 2002; García y López, 2004; Gandelman et al., 2007; Chong y Ñopo, 2007; Benavides y Rodríguez, 2006; De Belaúnde, 2011). Algunas aplicaciones señalan que los resultados en salud pueden ser deficientes en los más pobres debido, entre otros factores, a su inadecuada nutrición y a la débil adopción de adecuados hábitos de higiene por falta de información (Smith, 1998; Mackenbach y Kunst, 1997). En el caso del Perú, destacan estudios que explican los adversos resultados en salud o educación por aspectos como la condición étnica, que influye negativamente a través de factores de demanda y oferta. En el caso de la demanda, se asocia el bajo nivel educativo de las poblaciones indígenas con el desconocimiento de métodos de higiene y nutrición; en el caso de la oferta, estos sectores podrían recibir un trato discriminatorio de los proveedores de servicios (De Ferranti et al., 2003). Otros ponen énfasis en la localización geográfica, debido a que los peruanos en áreas alejadas no sólo tienden a ser más pobres (Jaramillo y Parodi, 2004) sino que también afrontan una deficiente infraestructura de servicios y altos costos (monetarios y de oportunidad) o barreras de acceso (World Bank, 2005; Musgrove, 2007).

El presente estudio aplica, para el Perú, una metodología de descomposición de la desigualdad a través de niveles socioeconómicos, medida por el Índice de Concentración (IC) en el acceso. Esta permite analizar empíricamente aspectos relevantes de acceso a servicios de salud y educación: en el primero de estos sectores, el acceso, dada la percepción de necesidad, a los establecimientos de salud institucionales (EESS); en el segundo, la asistencia a centros educativos (CCEE) en el grado adecuado para la población entre 6 y 17 años en la educación básica regular (EBR) de primaria y secundaria. La metodología utilizada identifica la contribución de factores individuales relevantes en el IC observado para un año (intra anual) y descompone las causas detrás del cambio de cada factor entre dos años dados (inter anual). Las mediciones se sustentan en un concepto de equidad (horizontal) que plantea el acceso a servicios de salud y educación en función de la necesidad, de amplia aceptación (Wagstaff y van Doorslaer, 2000; Poterba, 1995).

El aporte de esta investigación es principalmente metodológico e involucra varios aspectos de interés para el mejoramiento del diseño e implementación de políticas

sociales. En primer lugar, trasciende el análisis de regresión de los determinantes del acceso e incluye, por primera vez en el Perú, descomposiciones intra anuales e inter anuales sobre la evolución de los determinantes. La descomposición intra anual permite entender cuánto explica un covariante (por ejemplo, una característica del individuo, del jefe de hogar, o del hogar) del total de la desigualdad observada en el acceso en 2005 y 2012. La descomposición inter anual permite saber si el cambio en la contribución de un covariante a la desigualdad de acceso (por ejemplo, la disponibilidad de electricidad en el hogar en el caso de educación) se debe a que dicho aspecto se volvió más igual (o desigual) en la población o a que el impacto del covariante en el acceso se redujo (o aumentó). Por ejemplo, la política educativa podría tener un alcance limitado para modificar la desigualdad de la distribución de la condición étnica en los niños, pero podría adoptar medidas que aporten a la equidad afectando el impacto de dicha característica en la desigualdad de acceso. Es decir, la descomposición entrega a los analistas y tomadores de decisiones elementos para distinguir si la política sectorial es capaz de mitigar el posible efecto de la desigualdad en la distribución de algunos determinantes del acceso (por ejemplo, la condición étnica, la localización geográfica del hogar) mediante estrategias que modifiquen la elasticidad o impacto de dicha variable en el acceso (por ejemplo, mejorando la localización de los establecimientos o la calidad de la oferta para atender las diferencias en la demanda por razones culturales). En algunas variables, como el aseguramiento en salud, la política de dicho sector podría contribuir tanto a reducir la desigualdad en esta característica (la de poseer un seguro) como a modificar el impacto que tiene en el acceso a servicios de salud, por ejemplo, mediante una mejor disponibilidad y calidad de la atención para los asegurados de menores recursos (reduciendo así el IC y la desigualdad).

Un ejercicio adicional que permite esta metodología consiste en discernir qué parte de la desigualdad observada se atribuye a grupos de covariantes que aproximan inequidad. Fuera de ellos, podría haber desigualdades (no inequitativas) en acceso legítimamente determinadas por características de las personas que significan mayor necesidad de atención (por ejemplo, la edad en salud). La descomposición permite identificar variables que sí se relacionan con inequidad (determinantes que no están directamente

vinculados a aspectos de necesidad) y que deberían recibir mayor atención en la política sectorial.

Asimismo, el estudio incluye una adaptación del método original de descomposición (Wagstaff et al., 2003) para analizar una variable dicotómica de acceso (limitada discreta)³; y provee una caracterización replicable para otros sectores y comparable con los resultados de política de otros países.

A nivel latinoamericano, son pocos los estudios que han realizado un análisis de descomposición similar al que se muestra en este estudio. Dos de éstos existen en el sector salud (Aguilera et al. 2005, De Santis y Herrero 2009) y se enfocan en lo intra-anual, sin comparar dichos resultados con los obtenidos post-implementación de alguna política importante. Un antecedente relevante en el Perú es el estudio de Petrerá et al. (2010), que analizan la descomposición de determinantes para dos años diferentes (2004 y 2008) tomando como variable dependiente las consultas de salud (institucionales, hospitales, atención dental y preventiva). Los autores identifican la reducción de la inequidad horizontal en la consulta institucional entre el 2004 y 2008 y el aporte del aseguramiento público. Sin embargo, como ellos mismos reconocen, el estudio es un primer paso para un análisis riguroso. En nuestro caso, incluimos el análisis inter anual, ya mencionado, para desentrañar las causas de los cambios en las contribuciones de los covariantes; una corrección del potencial sesgo de los parámetros estimados y variables que aproximen características no observadas, además de los atributos del individuo y del hogar.

El periodo de análisis (2005-2012) coincide con el incremento del gasto público y de la cobertura en ambos sectores, y con el avance en la descentralización de la provisión de los servicios, en un contexto de expansión de la economía. En salud, algunas políticas de gobierno claves en el período fueron la expansión del Seguro Integral de Salud (SIS) y de programas focalizados en problemas específicos de sectores vulnerables en salud materno-neonatal, desnutrición crónica infantil y enfermedades transmisibles, entre

³ Las mediciones de acceso a servicios de educación y salud, condicional a la edad normativa o a la percepción de malestar, respectivamente, sólo toman los valores de 1 (Sí) o 0 (No).

otros (Francke 2013; Lavadenz et al., 2012). En educación, los lineamientos del Proyecto Educativo Nacional al 2012 (CNE, 2006), plantearon la importancia de aspectos de equidad en la EBR, como el mejoramiento de las oportunidades y de acceso a resultados educativos de calidad para la población. En este contexto, se puso en marcha una estrategia de promover mayores logros de aprendizaje en EBR (conocida hoy como programa presupuestal PPELA), con componentes específicos sobre gestión educativa, mejoramiento de las competencias de los docentes y de la infraestructura y equipamiento de CCEE, junto con otras iniciativas referidas a la carrera docente. En ambos sectores, persisten desigualdades documentadas en el acceso a los servicios, a pesar de los reconocidos aumentos en la cobertura de aseguramiento y de asistencia escolar (Francke, 2013; MINEDU, 2012; Kudó y Vera Tudela, 2012; Benavides y Rodríguez, 2006; De Belaúnde, 2011).

El análisis empírico del acceso a establecimientos institucionales de salud condicionado a la percepción de necesidad⁴, además de corresponder a una dimensión de distribución justa (Jaramillo y Parodi, 2004; Poterba, 1995), permite una relativa facilidad de medición y una menor tendencia al sub-reporte y consecuente subestimación de la desigualdad (Aguilera et al. 2005). Debido a las eventuales diferencias en tratamiento entre grupos de edad, se considerará sólo a la población mayor o igual de 16 años a nivel nacional. De manera análoga, la variable de interés en educación se refiere a la asistencia adecuada a CCEE en el grado que corresponde a la edad de cada miembro de la población entre 6 y 17 años, tal como plantean las disposiciones normativas vigentes para los niveles primario y secundario.

El énfasis metodológico del artículo lleva a concentrar el desarrollo en los fundamentos del análisis de descomposición en las políticas sociales, ilustrando su aplicación a los sectores salud y educación. Su objetivo es mostrar la utilidad y replicabilidad de la metodología y aportar información para la interpretación de los expertos, lo cual difiere

⁴ Esta definición de acceso se refiere más a la provisión y utilización de servicios (*delivery*) (Wagstaff y Van Doorslaer, 2000) que a otras acepciones basadas en lo potencial (disponibilidad de oferta, de recursos humanos, etc.). Además, este artículo revisa la evolución de una variable agregada de acceso. Otros estudios lo caracterizan en un momento del tiempo o mediante mediciones parciales, referidas a la disponibilidad de oferta, o a servicios o condiciones específicas de salud (Valdivia y Mesinas, 2002; Lavadenz *et al.*, 2012; Francke, 2013; Lenz y Alvarado, 2006).

de una discusión exhaustiva de las políticas de salud y educación, o de realizar una comparación entre sectores distintos y complejos.

El resto del artículo se organiza de la siguiente manera. La primera sección presenta la metodología de descomposición y las principales variables de los modelos paramétricos de los sectores educación y salud. La segunda sección muestra la evolución y hechos estilizados de las variables de interés de acceso a servicios de salud y educación. La tercera parte descompone las desigualdades mediante un análisis de regresión en 2005 y 2012, y determina, en cada sector, los aspectos de mayor peso en un año (intra-anual) y en los cambios ocurridos en el período (inter anual). La última sección contiene las principales conclusiones y lecciones de política.

1. METODOLOGÍA DE DESCOMPOSICIÓN

Los estudios que analizan la magnitud de la desigualdad individual referida a variables claves para el diseño de políticas han empleado una serie de indicadores, caracterizados por la medición, con mayor o menor grado de sofisticación, de diferencias absolutas o relativas, así como de impactos totales o relativos asociados al menor o mayor nivel socioeconómico (NSE) (Macinko y Starfield 2002).

Uno de los indicadores básicos para medir la desigualdad de una variable y (que en este artículo puede referirse a un logro en acceso a servicios de salud o educación) es la diferencia (relativa o absoluta) de grupos extremos. Si bien ésta representa de manera simple la disparidad entre el grupo de mayor y menor nivel NSE, puede sesgar el análisis al ignorar la situación de quienes están entre los extremos de la distribución. Otras medidas usualmente empleadas en la literatura corresponden al Índice de Efecto (cuánto varía y al aumentar marginalmente en la escala de NSE), el Riesgo Atribuible a la Población (cambio en la tasa total de y si todos los grupos tuvieran la misma tasa que la del grupo de mayor NSE), el Índice de Disimilaridad (el porcentaje de casos que se necesita redistribuir para obtener la misma tasa de y para todos los NSE) y el Índice Relativo de Desigualdad (el efecto en y de moverse del menor grupo socioeconómico al más alto) (Mackenback y Kunst 1997).

A pesar de la utilidad de cada uno de estos indicadores para caracterizar la desigualdad, aquellos presentan deficiencias en términos del cumplimiento de un conjunto de idóneo de características como las siguientes: i) representar adecuadamente la dimensión socioeconómica de las desigualdades; ii) reflejar lo que ocurre en toda la población y iii) ser sensible a cambios en la distribución de la población a través de NSE. Una medida que satisface estos requerimientos es el Índice de Concentración (IC) (Kakwani et al. 1997; Sen y Foster 1997; Wagstaff et al. 1991). La posibilidad de complementar su cálculo con un posterior análisis de regresión inferencial, como se explicará más adelante, fundamenta su empleo en el presente estudio.

A continuación, se define y explican las características de la metodología de cálculo del IC y de su descomposición intra e interanual, y se describen las agrupaciones de variables en la especificación de los modelos de análisis para el caso peruano.

1.1. El índice de concentración

El IC constituye una medida que cuantifica la desigualdad de una variable y a través de los NSE, aproximados por una medida razonable como ingreso o gasto⁵, tomando como referencia la información contenida en la Curva de Concentración (CC). Debido al emparentamiento de ambos conceptos, es conveniente hacer una breve digresión sobre esta última.

La CC es una representación gráfica de la relación entre el NSE de los individuos y la variable y ⁶. Así, el eje de abscisas corresponde al porcentaje acumulado de la muestra ordenada ascendentemente según NSE y el eje de ordenadas al porcentaje acumulado de la misma en relación a la variable y . Por tanto, si la CC se ubica por encima (debajo)

⁵ Es posible, además, construir un índice de activos a partir de información desagregada de características y activos del hogar (ver O'Donnell 2008 para mayor información). Nótese que, en general, la medida de NSE corresponde a cualquier variable que pueda medirse en una escala de intervalo, como años de educación (Mackenbach y Kunst 1997).

⁶ Los datos de y pueden estar definidos para cada individuo, lo cual ocurre cuando la información proviene de encuestas de hogares (e.g., ENAHO o ENDES en el caso del Perú), o para grupos de la población, lo cual ocurre usualmente en aquellos datos provenientes de fuentes de información secundarias (e.g. World Development Reports del Banco Mundial). En el presente trabajo sólo nos ocuparemos del primer caso.

de la línea de igualdad (diagonal de 45 grados) y tenderá a ser mayor en aquellos de menor (mayor) NSE. Si la CC coincide con la línea de igualdad, todos los individuos, independientemente de su NSE, tienen el mismo valor de y tal que al $x\%$ de los individuos de menor NSE le corresponde una incidencia del $x\%$ de la variable (World Bank 2005a, Kakwani et al. 1997). Dadas dos CC obtenidas de diferentes muestras (e.g. información de dos años distintos o países) podemos crear un ordenamiento en el nivel de desigualdad entre ambas: A domina a B si la totalidad de puntos de la primera está por encima de los de la segunda. Sin embargo, si A y B se cruzan, ninguna distribución domina a la otra⁷ (O'Donnell et al. 2008).

Una medida sumaria que permite comparar y ordenar el nivel de desigualdad proveniente diferentes muestras, incluso en el caso de que sus CC se crucen, viene dada por el IC. Éste se define como el doble del área entre la curva y la línea de igualdad; formalmente, se expresa en términos de la covarianza entre la variable de interés y con media μ y r , el ranking fraccional (ascendente) de cada individuo en la distribución de NSE:

$$IC = \left(\frac{2}{\mu}\right) cov(y, r) \quad (1)$$

De este modo, el IC es una medida de asociación lineal entre el nivel que toma la variable de interés y a nivel individual y el lugar que ocupa éste en la escala de NSE considerando la distribución de toda la población (y no sólo el grupo de más ricos y más pobres como el ratio de grupos extremos). Nótese que esta medida es invariante a la multiplicación de h por cualquier escalar y no depende de la distribución de la variable de NSE (O' Donnell et al. 2008, Wagstaff et al. 2001, Hernández-Quevedo 2010)⁸.

⁷ Estadísticamente, la dominancia entre CCs se realiza mediante el cálculo de los errores estándar de las ordenadas de la Curva de Concentración. Así, A dominará a B si existe al menos una diferencia significativa entre ambas en una dirección y ninguna diferencia significativa en la otra dirección. A y B se cruzarán si existe al menos una diferencia significativa entre ellas en ambas direcciones.

⁸ El error estándar del IC corresponde a $var(\widehat{IC}) = \frac{1}{n} \left[\frac{1}{n} \sum a_i^2 - (1 + C)^2 \right]$, donde $a_i = \frac{h_i}{\mu} (2r_i - 1 - C) + 2 - (q_{i-1} - q_i)$ y $q_i = \frac{1}{\mu n} \sum h_j$ corresponde a la ordenada de la CC (Kakwani et al. 1997). Para aplicar esta ecuación a los datos que tienen un diseño muestral complejo (como en el caso de los datos de la ENAHO) es necesario modificar (1). Tomando en cuenta que es posible transformar la variable de interés y en términos del ranking fraccional, dada la relación entre la covarianza y la estimación de MCO, y debido a que la varianza del ranking fraccional no tiene variabilidad muestral, es posible estimar la regresión $y_i = \alpha + \beta r_i + \epsilon$ y hallar, mediante el

El IC tomará un valor negativo (positivo) si la CC se ubica por encima (debajo) de la línea de igualdad y será igual a 0 si la CC coincide con esta línea, en cuyo caso no existirá una gradiente socioeconómica en la distribución. De ser igual a 1 (-1), toda la ocurrencia de la variable de interés se da en el individuo o grupo más rico (pobre). La fuerza de la relación entre la variable de interés y el NSE viene dada por el valor absoluto del IC: mientras mayor sea éste, la CC estará más lejos de la diagonal.

Para el caso de variables continuas⁹, su valor está acotado en el intervalo $[-1;1]$. Sin embargo, en el caso de que y sea una variable dicotómica (como las que se emplean en este estudio), el IC no estará acotado en el intervalo usual $[-1; 1]$, sino que más bien los límites del IC están dados por el valor promedio de la distribución de la variable y . Específicamente, el IC está acotado en el intervalo $\left[-(1 - \mu) + \left(\frac{1}{n}\right); 1 - \mu + \left(\frac{1}{n}\right)\right]$, el cual para una muestra grande colapsa en $[-(1 - \mu); 1 - \mu]$. Con el propósito de hacer comparables los resultados de este estudio con aquellos que analizan variables continuas, normalizamos los IC dividiéndolos por el recíproco de su media $(1 - \mu)$ (O'Donnell et al. 2008, Wagstaff 2005)¹⁰. De este modo el IC queda acotado en su intervalo usual.

Nótese que para construir tanto el CC como el IC es necesario elegir una variable que permita categorizar a los individuos a través de la escala de NSE. En este estudio la variable empleada corresponde al consumo. Si bien en la literatura no existe una preferencia unánime por el uso de ésta frente al ingreso, existen dos razones que abonan en su favor. La primera es conceptual. El consumo está más directamente relacionado con el estándar de vida actual debido a que sus variaciones pueden mitigarse en el tiempo, mientras que el ingreso es más proclive a mostrar fluctuaciones temporales. La segunda razón es práctica. La recolección de datos de ingreso en países en desarrollo es más complicada debido a que en éstos, por un lado, el empleo formal

método delta, el error estándar de la variable r_i escrita como una función de los coeficientes de regresión (ver O'Donnell et al. 2008 para más detalles)

⁹ El IC no está definido para medidas ordinales o categóricas (tales como, por ejemplo, auto-percepciones de salud). Para ello es necesario transformarlas en medidas cardinales, aunque el valor del IC dependerá de la función elegida.

¹⁰ Sólo cuando la variable de interés toma valores negativos y positivos, el IC no estará acotado en el rango $[-1;1]$. Nótese que, según (1), el IC no estará definido si $\bar{y} = 0$.

(y por tanto los registros de ingresos) es menos común; por otro lado, en muchos hogares las fuentes de ingresos son múltiples y cambiantes, siendo relevante el autoconsumo (O'Donnell et al., 2008). Sin embargo, pueden existir diferencias entre el IC de gasto y aquel basado en los ingresos, toda vez que la variable y puede estar correlacionada con los cambios en el ranking de los individuos al moverse de una medida a otra. Para establecer si esta diferencia es estadísticamente relevante, se estima la regresión

$$2\sigma_{\Delta r}^2 \left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right) = \alpha + \gamma \Delta r_i + \epsilon \quad (2)$$

donde $\Delta r_i (= r_A - r_B)$ es el cambio en el orden de los individuos al pasar desde la medida A de NSE hacia la B y $\sigma_{\Delta r}^2$ es la varianza del cambio del ranking. La significancia del parámetro γ indicará la sensibilidad de los hallazgos al usar medidas alternativas de NSE (Wagstaff A. y Watanabe 2003).

1.2. Descomposición del índice de concentración

Descomposición intra-anual

Una ventaja del IC radica en que puede descomponerse en la contribución individual de diferentes factores que inciden sobre aquel (ver por ejemplo De Santis y Herrero 2009; García y López 2004; Wagstaff et al. 2003). Esta conclusión se fundamenta en la aplicación del teorema de Rao (1969) a la fórmula del IC (1). En particular, Wagstaff et al. (2003) establecen que si se dispone de un modelo de regresión lineal que relaciona a la variable y con un conjunto de K de variables que adopta la forma

$$y_i = \alpha + \sum_k \beta_k x_{ki} + \epsilon_i \quad (3)$$

es posible escribir el IC en términos de cada uno de los K determinantes de la siguiente forma

$$IC = \sum_k \left(\frac{\beta_k \bar{x}_k}{\mu} \right) IC_k + \frac{GC_\epsilon}{\mu} = \sum_k \eta_k IC_k + \frac{GC_\epsilon}{\mu} \quad (4)$$

donde IC_k es el IC de x_k , \bar{x}_k es la media de x_k y GC_ϵ es el IC generalizado para el término de error. Así, la descomposición del IC dada por (4) deja en claro que el IC está

constituido por un componente determinístico, $\sum_k \eta_k IC_k$, y por otro residual, GC_ϵ/μ . El primer componente corresponde a la contribución de cada uno de los K determinantes en la desigualdad total, la cual equivale a la suma de los IC de cada uno de los K regresores ponderada por la elasticidad de y respecto a cada variable ($\eta_k = \beta_k \frac{\bar{x}_k}{\mu} = \frac{dy}{dx_k} \frac{\bar{x}_k}{\mu}$). El segundo componente corresponde a la desigualdad que no se explica por la variación sistemática capturada por el modelo, la cual puede interpretarse como un residuo de la descomposición. En un modelo bien especificado, este debería aproximarse a cero. Dada la normalización del IC total anteriormente señalada para el caso de la variable dicotómica, el lado izquierdo de (4) pasa a ser $\frac{IC}{(1-\mu)}$. Por tanto, la ecuación de descomposición del IC se convierte en:

$$\frac{IC}{1-\mu} = \left(\frac{1}{1-\mu}\right) \sum_k \eta_k IC_k + \left(\frac{1}{1-\mu}\right) \frac{GC_\epsilon}{\mu} \quad (5)$$

Las contribuciones individuales permitirán establecer el aporte de, por un lado, grupos de covariantes y, por otro lado, variables de necesidad. En el primer caso, la agrupación de los resultados permitirá establecer qué parte de la desigualdad observada se atribuye a la desigualdad en el *conjunto* de características del individuo, jefe de hogar (y cónyuge), del hogar, del NSE y de localización. Si se particiona el vector de las variables explicativas en M grupos de variables que agrupan los determinantes relacionados con cada uno de los grupos anteriormente mencionados, tal que $X = (X_1; X_2; \dots; X_M)$, es posible descomponer el IC total (normalizado) en términos de las contribuciones de cada grupo, tal que:

$$\left(\frac{1}{1-\mu}\right) \sum_{j=1}^K \eta_j IC_j = \left(\frac{1}{1-\mu}\right) \sum_{x_1} \eta_j IC_j + \left(\frac{1}{1-\mu}\right) \sum_{x_2} \eta_j IC_j + \dots + \left(\frac{1}{1-\mu}\right) \sum_{x_M} \eta_j IC_j \quad (6a)$$

El primer término del lado derecho corresponde a la parte del IC que se atribuye a las características del grupo 1; el segundo, la que se atribuye a las características del grupo 2, y así sucesivamente. Nótese que cada uno de estos términos es la suma de los ICs ponderados de los covariantes que pertenecen a cada uno de los M grupos.

En el segundo caso, la agrupación permitirá establecer qué parte de la desigualdad es inequitativa (inequidad horizontal) i.e. aquella parte que no está dada por variables que

la literatura reconoce como asociadas a necesidad, entendidos como determinantes legítimos de la desigualdad desde un punto de vista normativo (Wagstaff y van Doorslaer, 2000). Si particionamos el vector de las K variables explicativas en las T variables de no necesidad y las $(K - T)$ de necesidad de modo que $X = (X_{nn}; X_n) = (x_1, \dots, x_T; x_{(T+1)}, \dots, x_K)$, es posible descomponer el IC total (normalizado) en dos partes:

$$\left(\frac{1}{1-\mu}\right) \sum_{j=1}^K \eta_j IC_j = \left(\frac{1}{1-\mu}\right) \sum_{j=1}^T \eta_j IC_j + \left(\frac{1}{1-\mu}\right) \sum_{j=T+1}^K \eta_j IC_j \quad (6b)$$

En esta expresión, el primer término del lado derecho corresponde al IC de variables de no necesidad, i.e. el índice de inequidad horizontal (IH), y el segundo término a las variables de necesidad¹¹.

Descomposición inter-temporal

Mientras que lo anterior permite desentrañar las causas de la desigualdad de la variable y para un año particular, Wagstaff et al. (2003) proponen además una manera general para explicar los cambios en la desigualdad a través de NSE en el tiempo, bajo el supuesto plausible de que varían todos los componentes de la descomposición de la ecuación (5). Dado que la diferencia simple de la ecuación entre el tiempo 1 y 0 (5), $\Delta IC = (\sum_k \eta_{k1} IC_{k1} - \sum_k \eta_{k0} IC_{k0}) + \Delta \left(\frac{GC_\epsilon}{\mu}\right)$, no permite establecer hasta qué punto los cambios del IC entre t_0 y t_1 se atribuyen a cambios en la desigualdad de los determinantes (IC_k) antes que a cambios en el impacto de cada determinante en y (η_{k1}), los autores aplican a dicha ecuación una descomposición del tipo Oaxaca (1973).

Esta descomposición permite, para un determinante k , separar el cambio de su contribución en el IC entre el año 0 y 1 en dos elementos: aquella parte dada por el cambio en la desigualdad del determinante (ΔIC_k) y aquella parte dada por el cambio en el impacto del determinante en y ($\Delta \eta_k$). Dicho de otro modo, la primera parte permite responder a la siguiente pregunta: ¿qué parte del cambio de la contribución de k se debe a que se ha vuelto más desigual entre NSE?, y la segunda parte a ¿qué parte

¹¹ Esta manera de calcular el índice de inequidad horizontal presenta una ventaja del método de estandarización indirecta (Gravelle 2001, Kakwani et al. 1997) debido a que evita sesgos por la omisión de variables en la regresión de estandarización

del cambio de la contribución de k se debe a que ha adquirido un mayor efecto sobre y ?

Debido a que las variables de interés (y) en la presente investigación son dicotómicas, es necesario adaptar el método presentado originalmente por los autores para considerar el cambio simultáneo no sólo de dos argumentos (como en el caso de y continua) sino de tres (la elasticidad, el IC y la inversa del recíproco de la media). Es posible demostrar que la descomposición entre el tiempo 0 y 1 puede expresarse de dos maneras alternativas y equivalentes:

$$\begin{aligned} \Delta IC &= \sum_k IC_{k1} R_{k0} \Delta \eta_k + \sum_k \eta_{k0} R_{k0} \Delta IC_k + \sum_k \eta_{k1} IC_{k1} \Delta R_k + \Delta \left(\frac{GC\epsilon}{\mu} \right) \\ \Delta IC &= \sum_k IC_{k0} R_{k1} \Delta \eta_k + \sum_k \eta_{k1} R_{k1} \Delta IC_k + \sum_k \eta_{k0} IC_{k0} \Delta R_k + \Delta \left(\frac{GC\epsilon}{\mu} \right) \end{aligned} \quad (7)$$

En esta expresión, $\Delta \eta_k (= \eta_{k1} - \eta_{k0})$ corresponde al cambio en la elasticidad de la variable x_k entre t_0 y t_1 ; $\Delta IC_k (= IC_{k1} - IC_{k0})$, al cambio del IC de la variable x_k y $\Delta R_k (= R_{k1} - R_{k0})$, al cambio de la inversa del recíproco de \bar{y} , $\left(\frac{1}{1-\mu_1} - \frac{1}{1-\mu_0} \right)$. Esto permite expresar el cambio de la desigualdad en términos de: 1) cambios en la desigualdad de los determinantes, (ΔIC_k) ; 2) cambios en las elasticidades de la variable y respecto a cada determinante, $(\Delta \eta_k)$, y 3) cambios en las medias de la dependiente, (ΔR_k) .

1.3. Especificación de los modelos para el caso peruano

La descomposición intra e inter anual requiere la estimación de los diferentes parámetros β que forman parte de la elasticidad por la cual se pondera el IC de cada covariante. Dado que los datos con los que contamos son del tipo *cluster sample* al provenir de un diseño muestral estratificado y multietápico, las observaciones no son independientes dentro de conglomerados. Dentro de éstos, es de esperar que exista una correlación entre factores observables y no observables que hacen inválidos los supuestos convencionales. Para dar cuenta de esto, estimamos el siguiente modelo:

$$y_{ip} = \alpha + \beta P_{ip} + \phi J_{ip} + \delta H_{ip} + \theta C_{ip} + \lambda_p + \varepsilon_{ip} \quad (8)$$

donde y_{ip} es una variable binaria de interés del individuo i en la provincia p ; \mathbf{P}_{ip} , J_{ip} y \mathbf{H}_{ip} son vectores de regresores, λ_p son los efectos de cluster y ε_{ip} es un error aleatorio del individuo i en la provincia p . Asumimos que $E[\varepsilon_{ip} | \mathbf{P}_{ip}, J_{ip}, \mathbf{H}_{ip}] = E[\varepsilon_{ip}] = 0$ pero relajamos el supuesto de independencia entre *cluster effects* y regresores tal que $E[\lambda_p | X_{ip}] \neq E[\lambda_p]$. Por tanto, el modelo anterior equivale a un modelo de efectos fijos. Tomamos como entidad a las provincias para controlar por factores no observados¹².

Para el sector salud, la variable dependiente y_{ip} es el acceso a servicios de salud del individuo i en la provincia p y corresponde a una variable binaria que refleja si recibió atención médica condicionada a la percepción de malestar o enfermedad¹³. Debido a las posibles diferencias en tratamiento entre grupos de edad, se considerará sólo la población mayor o igual a 16 años a nivel nacional¹⁴. En el sector educación, y_{ip} corresponde a una variable binaria que refleja si la persona entre 6 y 17 años está matriculada y asiste al CCEE según el grado que le corresponde¹⁵. Para captar la multidimensionalidad de los determinantes de ambas se incluyen los vectores de variables sobre las características personales del individuo (\mathbf{P}_{ip}) y el estándar de vida del hogar (\mathbf{H}_{ip}).

¹² Las estimaciones consideran el diseño muestral de la ENAHO. En primer lugar, se expanden los datos asignando a cada observación una ponderación igual a la inversa de probabilidad de que la observación se incluya en el diseño muestral. En segundo lugar, los errores estándar se ajustan según la unidad primaria y secundaria de muestreo de la encuesta (conglomerado y vivienda, respectivamente) y la estratificación de la encuesta. Asimismo, el cálculo del IC toma en cuenta las ponderaciones muestrales individuales.

¹³ Específicamente, se asume que una persona accedió a servicios de salud si reportó malestar o enfermedad (incluye recaída de enfermedad crónica o accidente) en las 4 semanas anteriores a realizada la encuesta y recibió atención médica en puestos, centros de salud u hospitales del MINSA, ESSALUD o privados. Esta definición es insuficiente para registrar el nivel de utilización efectiva de servicios y si este corresponde a las necesidades de los ciudadanos. Asimismo, el indicador obtenido refleja principalmente el acceso a servicios curativos

¹⁴ Esta afirmación puede aplicarse al caso peruano, donde diversos estudios reconocen que se han logrado mayores avances en la cobertura de atención materno infantil que en la correspondiente a las enfermedades no transmisibles, muchas de las cuales se manifiestan en la población adulta (Lavadenz et al, 2012, Francke 2013, Musgrove, 2007).

¹⁵ Para establecer un criterio común a todos los años, se considera que el individuo accede a la escuela si cumple con dos condiciones. En primer lugar, si está matriculado y asiste a la escuela. En segundo lugar, si asiste al menos al año adecuado para su edad (al 31 de Marzo), lo cual se rige por estándares normativos de política sectorial. Por ejemplo, un niño de 13 años asiste si cursa segundo año de secundaria o algún año superior; un niño de 7 años, si cursa segundo año de primaria o algún año superior. Asimismo, sólo se considera la muestra entre Abril y Diciembre y se excluye del análisis a las personas mayores de 15 años de edad (al 31 de Marzo) que están matriculadas en educación superior.

Para la estimación de los modelos de ambas variables se utilizará un modelo multivariado con efectos fijos de identidad que será estimado mediante el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (LSDV)¹⁶. Sin embargo, es necesario notar que sólo en el caso de salud, la información de la encuesta sólo permite identificar el acceso a salud para quienes reportaron sentir alguna molestia. Esto resulta en el incumplimiento del supuesto de muestra aleatoria, lo cual puede llevar a un sesgo de los resultados (Rodríguez y Roldán 2009). Para ello usamos un modelo de corrección de sesgo de selección de Heckman (1979). En esencia, lo que el método realiza es estimar un sistema de dos ecuaciones donde la segunda es la probabilidad de que la persona tenga molestia y se incluye una transformación de la predicción de este modelo como un regresor más en el modelo (8) para corregir el de sesgo de selección como si fuera un problema de variable omitida¹⁷

El vector P incluye, en primer lugar, la edad y edad al cuadrado con el propósito de captar la no linealidad de esta variable sobre el acceso a EESS y CCEE. En segundo lugar, incluye dos variables *dummies*: una que captura si el individuo es hombre y otra que identifica si la persona tiene como lengua materna alguna propia de las culturas originarias del país, es decir, distintas del español u extranjeras (quechua, aymara u otras nativas, la cuales en algunos textos se resumen como “lengua materna originaria” aludiendo a la herencia cultural peruana prehispánica). Esto se hace en reconocimiento de la posible diferencia sistemática que ambas variables podrían generar en el acceso a

¹⁶ Si bien se suelen usar modelos Logit y Probit cuando la dependiente es una dicotómica, dos razones fuertes abonan al uso de LSDV. En primer lugar, el interés principal es la estimación de los parámetros del modelo y no tanto acotar las predicciones condicionales entre 0 y 1. De hecho, el método LSDV funciona bien para valores de las variables independientes cercanos a los promedios y es más eficiente cuando se trabaja con datos de panel con efectos fijos (Wooldridge 2002). En segundo lugar, la descomposición (4) tiene como base un modelo lineal y si se usa uno no lineal, la descomposición sólo es posible si usamos una aproximación lineal (como usando los efectos parciales). Esto lleva a que la descomposición no sea única sino que dependa del punto en el cual se linealiza (O'Donnell et al. 2008). En tercer lugar, el uso de efectos fijos en el caso de una estimación probit no lleva a estimados consistentes (Horrace y Oaxaca 2003)

¹⁷ Las variables en la ecuación de selección son iguales a las del modelo de interés (8) pero, para la consistencia e identificación de éste, se incluye además una variable dicotómica que indica si se padece de alguna enfermedad crónica. Ésta incide en la probabilidad de que la persona se enferme pero no en el acceso. Asimismo, nótese que el efecto marginal de una variable (que forma parte de la educación de descomposición) ya no viene dado por el coeficiente (como en los modelos uniecuacionales) sino más bien por una expresión más compleja que incluye el Inverse Mills Ratio (ver Wooldridge 2002)

salud y educación¹⁸. En el caso del sector salud, el vector incluye además el número de años de educación del individuo (lineal y al cuadrado) así como variables *dummy* que indican si el individuo está afiliado en el Seguro Integral de salud (SIS), en ESSALUD o en una entidad privada (la categoría base consiste en aquellos sin seguro)¹⁹. Estas últimas son especialmente relevantes para el caso peruano dado que, siguiendo lo sugerido por Beteta y Del Pozo (2013), conviene analizar cómo el crecimiento de población asegurada en el país en los últimos 8 años ha afectado el acceso a EESS institucionales²⁰. En el caso del sector educación se incluye además una variable que captura si el individuo recibe un programa social alimentario, tanto fuera de la escuela como dentro de ésta²¹.

El vector *J* incluye la edad del jefe de hogar, una *dummy* que captura si éste es hombre, si su lengua materna proviene de culturas originarias (similar a la del vector *P*) y sus años de estudio, tanto en forma lineal como al cuadrado para captar el efecto no lineal de ésta en el acceso y asistencia. Sólo en el caso de educación, este vector incluye una *dummy* de lengua materna del cónyuge y los años de estudio de éste(a) en forma lineal y al cuadrado.

¹⁸ Así, la población con lengua materna quechua, aymara (u otra de culturas originarias del país) podría presentar menores niveles educativos y/o de conocimiento y adopción de métodos de higiene y nutrición. En algunos estudios, estos sectores podrían recibir un trato inadecuado por parte de los proveedores de servicios (Benavides y Valdivia 2004 y De Ferranti et al. 2003).

¹⁹ Actualmente, el Seguro Integral de Salud es una estrategia de subsidio a la demanda orientada a la población más pobre (36% de la población). ESSALUD es una entidad pública que administra el riesgo para trabajadores formales bajo régimen contributivo (brinda protección a trabajadores formales en un régimen contributivo y comprende aproximadamente 24% de la población). Los seguros privados cubren a menos del 5% de la población.

²⁰ Si bien Beteta y Del Pozo (2013) señalan que es de interés analizar cómo el gasto de bolsillo (relevante para la población no asegurada y la que cuenta con seguro incompleto) influye en el acceso a EESS, en un estudio como el presente no es razonable incluir dicha variable junto con los covariantes de las características personales. Esto es así puesto que se incurriría en un problema de alta colinealidad, dado que la variable de gasto del hogar per cápita contiene el gasto del hogar per cápita en salud. Como consecuencia, los intervalos de confianza de los parámetros incluirían con alta probabilidad el cero debido a la inflación de la varianza. Asimismo, carece de sentido incluir el gasto del hogar per cápita “neto” (restando el gasto en salud) para estudiar el efecto del gasto en salud, no sólo por la alta correlación entre ambos sino también porque la primera variable (“neteada”) no sería un indicador apropiado de NSE. Un razonamiento similar justifica la exclusión del gasto en bienes y servicios educativos en la regresión del sector educación.

²¹ Para el 2005, se considera que el individuo recibe un programa social alimentario si declaró ser beneficiario del programa Vaso de Leche, Comedor popular, Desayuno escolar, Canasta Alimentaria u otro. En 2012, se considera que recibió si fue partícipe del Vaso de Leche, Comedor popular, Refrigerios o Almuerzos Escolares en Instituciones Educativas de Primaria, INABIF u otro.

El vector H incluye dos variables dicotómicas: la primera captura si el hogar está localizado en la zona urbana, habida cuenta de los diferentes mecanismos de acceso a servicios de salud y educación en las zonas rurales del país; la segunda, si el hogar tiene una alta dependencia económica, i.e. si el jefe de hogar tiene sólo primaria incompleta y más de tres personas dependen de sus ingresos (Necesidad Básica Insatisfecha 5 del INEI). Sólo en el caso del sector salud, se incluye una variable dicotómica indicando si el hogar está situado en una vivienda sin servicios higiénicos (NBI 3) y el número de hijos del jefe de hogar entre 0 y 17 años. Por su parte, sólo en el caso del sector educación, se incluye una variable dicotómica indicando si el hogar tiene electricidad y el número de niños entre 0 y 17 años en el hogar.

El vector λ_p son los efectos fijos tomando como entidad a las provincias para controlar por factores no observados²² y ε_{ip} es un error aleatorio del individuo i en la provincia p ²³. Los vectores de coeficientes estimados β , ϕ y δ miden la influencia de las características del individuo, del jefe de hogar y del hogar; mientras que el parámetro θ establece el impacto del NSE (gasto del hogar per cápita, C) en la variable dependiente y . Finalmente, α es el efecto fijo promedio.

Los datos provienen de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAH) anual, producida por Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI). Esta encuesta, probabilística, estratificada, multietápica y de área, constituye una fuente de información primaria que recoge, mediante entrevista directa, características sobre las condiciones de vida de la población. Dada la naturaleza multivariada del estudio, son de especial interés los módulos 100 (características del hogar y vivienda), 200 (características de los miembros del hogar), 300 (educación), 400 (salud), 500 (ocupación e ingresos), 700 (programas sociales) y “Sumaria” (gastos e ingresos del hogar y composición etaria). Con el propósito de asegurar la comparabilidad de los resultados, el estudio utiliza las ENAH

²² Incluir estas variables no excluye a la dummy de urbano, toda vez que las provincias pueden contener tanto áreas urbanas como rurales.

²³ Las estimaciones consideran el diseño muestral de la ENAH. En primer lugar, se expanden los datos asignando a cada observación una ponderación igual a la inversa de probabilidad de que la observación se incluya en el diseño muestral. En segundo lugar, los errores estándar se ajustan según la unidad primaria y secundaria de muestreo de la encuesta (conglomerado y vivienda, respectivamente) y la estratificación de la encuesta. Asimismo, el cálculo del IC toma en cuenta las ponderaciones muestrales individuales.

sólo para el periodo 2005-2012 por dos razones: 1) los cambios en la composición muestral en el año 2003 llevan a que las ENAHO tengan el mismo marco muestral sólo a partir del 2004; 2) la variable que captura la dimensión étnica del individuo (p300a) sólo está definida para las encuestas junio-diciembre del 2004, mientras que esta está disponible para todos los meses a partir del 2005²⁴.

Cabe la posibilidad de un problema de endogeneidad al usar el NSE como variable independiente. Por un lado, es de esperar que el NSE influya en el acceso a la salud mediante la privación de medios materiales para acudir a un EESS y por la incapacidad para adoptar posteriormente tratamiento médico. Por otro lado, es posible que el acceso a salud pueda influir en el NSE a través de la entrada o salida del mercado laboral frente a episodios de enfermedad (Smith 1998). Al respecto, la evidencia sugiere que la variación en NSE o acceso a servicios de salud no explica por sí misma la persistencia de desigualdad en salud, sino que más bien los determinantes sociales juegan un rol importante. Inclusive, la asociación entre ambas puede deberse a un tercer factor que no implica una relación causal (Hernández-Quevedo et al. 2010). La especificación del modelo se amplía usando un conjunto razonable de indicadores con el propósito de capturar los factores relevantes con el propósito de evitar sesgos producto de la omisión de ecuaciones simultáneas (Wooldridge 2002)²⁵.

²⁴ Vale notar que el nivel de detalle de las preguntas para calcular los gastos del hogar en la ENAHO reduce la probabilidad de que exista un sesgo de atenuación, lo cual afectaría los parámetros estimados si el error de medición en el gasto está correlacionado con la variable de gasto “verdadero” (Wooldridge 2002).

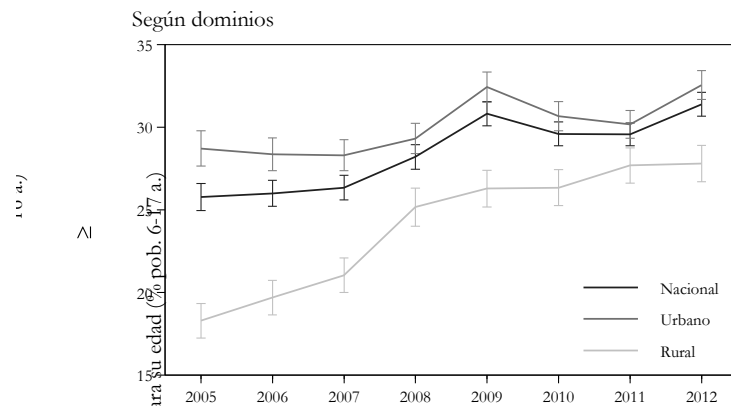
²⁵ De hecho, si se reemplazara el consumo por una variable instrumental y se estima el modelo MCO en 2 etapas (2SLS), la contribución del IC de consumo correspondería en realidad a la del IC de consumo predicho que se obtiene en la primera etapa del MCO y, además, se necesitaría reordenar los individuos por su consumo predicho en todos los IC hallados hasta ahora. Esto llevaría a un cambio en la interpretación del IC de acceso que, para propósitos del estudio, no es útil (Wagstaff et al. 2001).

2. HECHOS ESTILIZADOS DEL ACCESO A EESS Y ASISTENCIA A CCEE

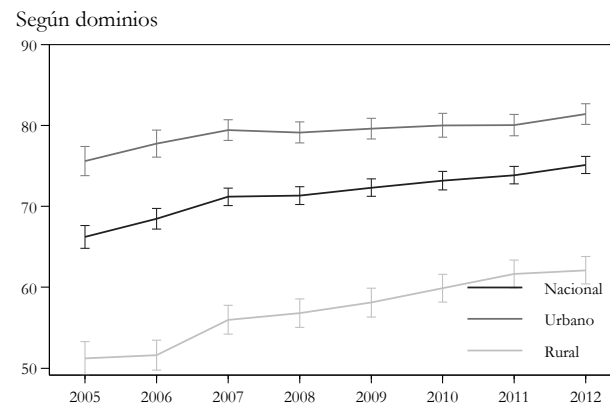
La proporción de población mayor a 16 años que accede a EESS institucionales ha aumentado con el correr de los años (**panel A del gráfico 1**). El análisis de intervalos de confianza permite afirmar que la tasa en el 2012 (31%) ha sido mayor en términos estadísticos a comparación de la del 2005 (26%). Este resultado a nivel nacional se mantiene cuando se analizan por separado los ámbitos urbano y rural, aunque al 2012 la proporción que accede en el ámbito urbano es significativamente mayor (33%) que en el rural (28%). Nótese que sólo en este último ámbito el acceso se incrementa de manera ininterrumpida, mientras que ocurre un ligero retroceso entre el 2009 y 2011 (aunque no significativo) a nivel nacional y urbano. Asimismo, el mayor porcentaje de acceso que se registra a nivel nacional no se ha reflejado en un mayor porcentaje de acceso para los asegurados por ESSALUD y SIS sino más bien en una reducción que es estadísticamente significativa en el último caso (pasó del 43% al 33%). Por el contrario, ocurre un aumento en el acceso de la población asegurada a sistemas privados u otros y para aquellos sin seguro, siendo estadísticamente significativa en este último (del 19% al 21%). Una explicación plausible de esto último radica en la crecida concurrencia a clínicas privadas debido a la proliferación de éstas como consecuencia del crecimiento económico y el aumento de ingresos promedio de la población (aunque, según la ENAHO, al menos la mitad recurre a EESS públicos).

Gráfico 1 - Evolución de indicadores de salud y educación, 2005-2012

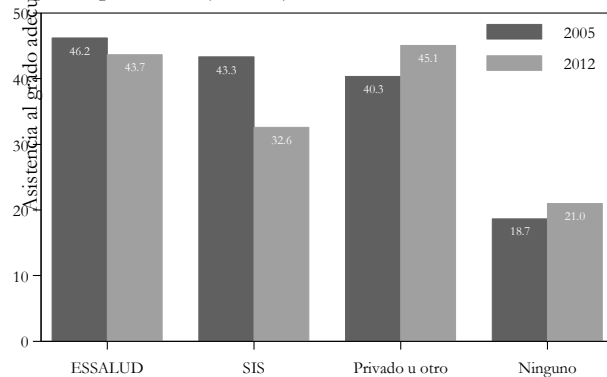
Panel A: Acceso a EESS



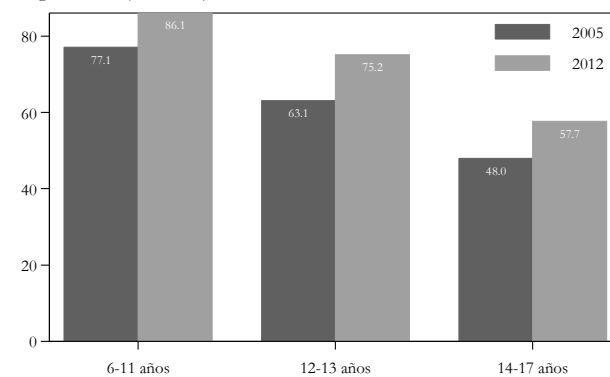
Panel B: Asistencia al CCEE



Según aseguramiento (nacional)



Según edad (nacional)



Nota: Las líneas verticales corresponden a los intervalos de confianza al 95%. La categoría privado y otros incluye seguro privado, EPS, universitario y escolar privado. Se considera que la persona accede si percibe malestar o enfermedad (incluye recaída o accidente) en las 4 semanas anteriores a la realización de la encuesta y que además recibe atención médica institucional en puestos, centros de salud u hospitales del MINSA, ESSALUD o privados.
Elaborado por los autores en base a INEI - Encuesta Nacional de Hogares (2005-2012)

En tanto, la tasa de asistencia adecuada a CCEE para los menores entre 6 y 17 años creció de manera ininterrumpida entre el 2005 y 2012 (panel B del gráfico 1), siendo la diferencia significativa entre el primer y último año (66% y 75%, respectivamente). Este incremento se mantiene incluso dentro de los ámbitos urbano y rural, aunque la proporción que ha accedido del primer ámbito ha sido mayor que en el rural (82% y 72%, respectivamente, en 2012).

Si se separa a la población a nivel nacional por grupos de edades correspondientes a los niveles de educación primario (6-11 años), primer ciclo de secundaria (12-13 años) y segundo ciclo de secundaria (14-17 años), se aprecia para el 2005 una gradiente negativa (y estadísticamente significativa). Así mientras que tres de cada cuatro niños entre 6 y 11 años asiste al grado que le corresponde, sólo dos de cada cuatro de la población entre 14 y 17 años asiste al grado correspondiente²⁶. Para el final del periodo, si bien aún persiste dicha gradiente entre los grupos de edad, la tasa de asistencia es mayor en todos los grupos considerados. Así, para ese año un 58% de la población entre 14 y 17 años accedió a los CCEE, 10 puntos porcentuales más que en 2005, y 87% de aquellos entre 6 y 11 años hizo lo propio, lo que representa un avance en 9 puntos porcentuales.

Si bien los resultados anteriores muestran el incremento la cobertura de los sistemas de salud y educación, no dicen nada acerca de la desigualdad en la provisión de estos servicios. El análisis de las Curvas de Concentración (CC) para ambos servicios y diferentes años (2005, 2008 y 2012) revela que la distribución de acceso a EESS y asistencia a CCEE favorece a la población de mayor NSE (**gráfico 2**), aunque la tendencia del acercamiento a la diagonal sugiere una reducción de la desigualdad a nivel nacional entre 2005, 2008 y 2012 (aunque actualmente sigue favoreciendo a los NSE altos). El análisis de dominancia estocástica (cuadro A1 del anexo A) muestra que en el sector salud la caída en la desigualdad sólo es estadísticamente significativa entre el 2005 y 2008, mientras que en el caso del sector educación la mejora es significativa no sólo entre el 2005 y 2008 sino también entre el 2008 y 2012.

²⁶ Esta gradiente se mantiene para todos los años entre 2005 y 2012 e incluso cuando se separa la población según edades simples entre 6 y 17 años (resultados no mostrados).

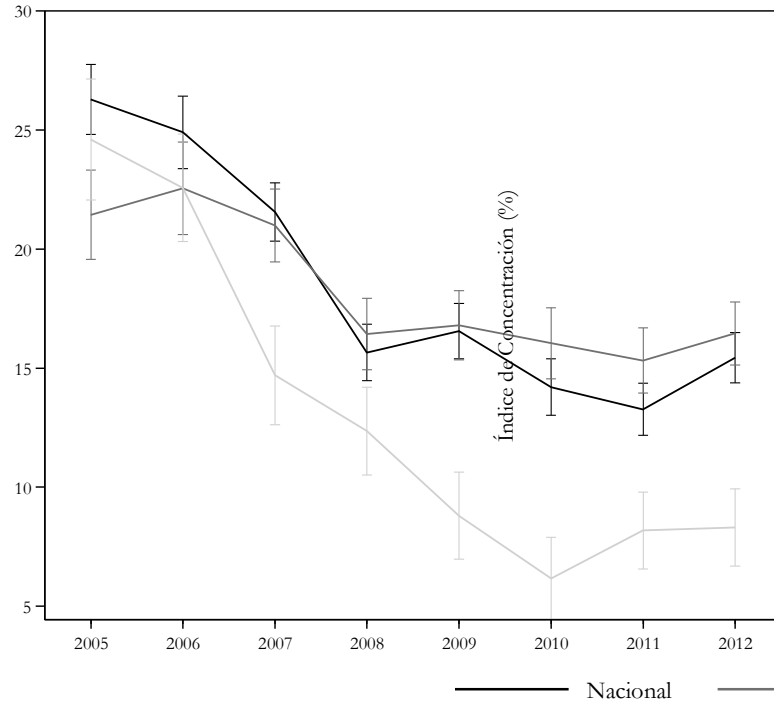
A nivel del ámbito urbano (gráfico A1 del anexo A), la desigualdad también cayó para todo el período tanto en el acceso a EESS como en la asistencia a CCEE. La dominancia estocástica sigue el mismo patrón que cuando se analiza a nivel nacional en ambos sectores. En tanto, en el ámbito rural también ocurre una caída de la desigualdad para el periodo en salud y educación, pero ésta es significativa sólo entre 2005 y 2008 (cuadro A1 del anexo A).

La evolución del Índice de Concentración (IC) (estandarizado), confirma una caída de la desigualdad en ambos sectores a nivel nacional a lo largo de los años (**gráfico 3**). Así, el IC (en porcentaje) pasó de 26 en el sector salud y de 40 en el sector educación al inicio, a 15 y 34, respectivamente, hacia el final del periodo. En ambos casos la diferencia es estadísticamente significativa según los intervalos de confianza. De todos modos, vale notar dos cosas: durante todo el periodo la desigualdad en el sector salud ha sido menor a la de educación y el aumento del IC en ambos sectores entre 2008-2009 y 2011-2012 en ambos sectores no es estadísticamente significativo.

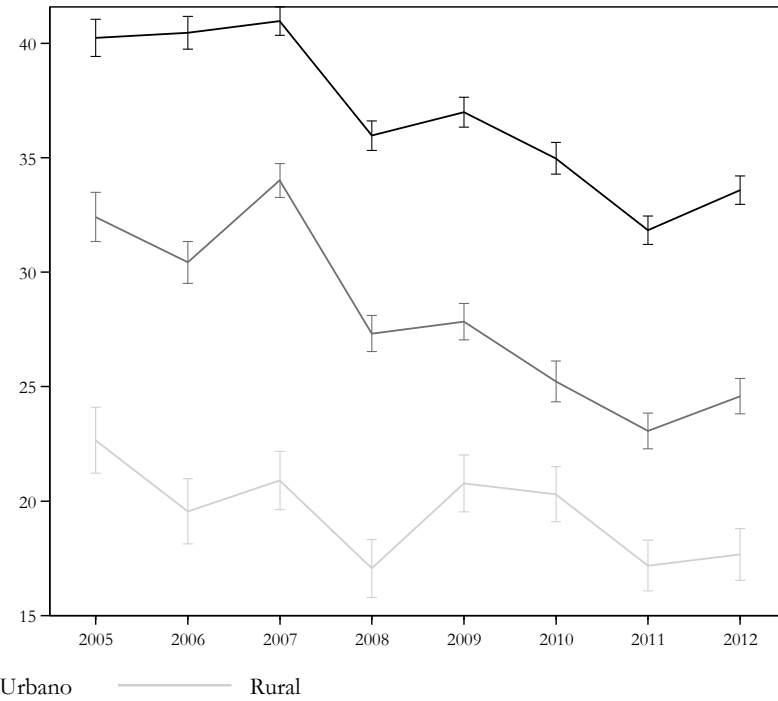
En el sector educación la evolución del IC tanto a nivel urbano como rural ha tenido un comportamiento similar al que se encuentra a nivel nacional, aunque la desigualdad urbana ha mostrado niveles notablemente mayores (7 puntos porcentuales en promedio), contrario a la desigualdad a nivel rural. Por su parte, en el sector salud la desigualdad nacional y urbana ha mostrado un nivel similar y el nivel en el ámbito rural ha sido menor al de ambos. El cambio en este ámbito ha sido notablemente mayor, toda vez que el IC pasó de 25% a 8%, lo que refleja los esfuerzos de la focalización del aseguramiento en este ámbito.

Gráfico 3 - Evolución del Índice de Concentración según ámbitos, 2005-2012

Panel A: Acceso a EESS



Panel B: Asistencia a CCEE



Nota: Índices de concentración estandarizados según Wagstaff (2005)
 Elaborado por los autores en base a INEI - Encuesta Nacional de Hogares (2005-2012)

El IC permite analizar más fácilmente las diferencias en los niveles de desigualdad entre diferentes grupos de la población dentro de cada uno de los tres ámbitos mostrados **(cuadro 1)**. A nivel nacional, las diferencias en el acceso a EESS entre la población con seguro privado ha aumentado de manera significativa (intervalos no mostrados) entre el 2005 y 2012. Lo mismo aplica para la población sin seguro y aquella que cuenta con SIS. Incluso éste último ha pasado de ser “pro-pobre” a inicios del periodo a “pro-rico” en los años siguientes. Por el contrario, la desigualdad en el acceso de aquellos asegurados a ESSALUD se ha mantenido estable (alrededor del 7%). En el ámbito urbano la desigualdad dentro de los grupos muestra una evolución similar a la que se encuentra a nivel nacional, aunque en general (con excepción de los que no cuentan con seguro) los niveles exhibidos son más bajos²⁷. En cambio, las dinámicas de la desigualdad en el ámbito rural muestra una mayor a variabilidad; sin embargo ha mostrado mayores niveles en el grupo de aquellos sin seguro y con ESSALUD.

²⁷ Se advierte al lector sobre la dificultad de interpretar los datos sobre la evolución del IC en los primeros años de la serie (2005 a 2007) para algunas desagregaciones, como la que se obtiene de la afiliación al SIS en el ámbito urbano, o del aseguramiento privado en zonas rurales. La menor cantidad de información en estas categorías podría generar inestabilidad en el cálculo del IC.

Cuadro 1. Índice de concentración según ámbito y subgrupos de la población, 2005-2012

	Año							
	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
<i>Ámbito Nacional</i>								
Salud								
(Aseguramiento)								
Privado u otro	4.62	4.92	1.78	0.27	15.26	13.94	9.34	9.63
ESSALUD	6.08	8.41	6.16	6.05	8.18	7.82	8.14	7.58
SIS	-6.39	5.60	9.04	7.86	6.06	2.28	6.33	5.33
Sin seguro	19.05	17.01	14.98	18.59	23.93	22.88	19.63	21.73
Educación (Edad)								
06-11 años	39.12	41.93	44.36	38.14	36.84	40.89	31.37	36.45
12-13 años	47.76	46.79	47.19	39.70	40.97	36.26	36.10	37.51
14-17 años	49.05	49.62	48.22	45.23	47.53	42.68	40.92	42.20
<i>Ámbito Urbano</i>								
Salud								
(Aseguramiento)								
Privado u otro	3.97	4.89	0.37	0.33	14.48	13.30	8.58	9.20
ESSALUD	4.90	7.97	5.37	5.55	7.86	6.78	7.74	6.72
SIS	-16.71	-1.55	11.90	8.11	5.19	6.06	10.62	5.50
Sin seguro	16.13	18.44	16.57	18.01	20.14	18.27	17.26	19.44
Educación (Edad)								
06-11 años	28.22	30.95	35.60	24.17	24.94	34.59	18.02	27.10
12-13 años	36.96	36.37	37.52	30.86	31.66	23.23	28.35	27.17
14-17 años	35.67	29.89	40.06	34.09	33.71	27.49	27.60	28.84
<i>Ámbito Rural</i>								
Salud								
(Aseguramiento)								
Privado u otro	16.34	-0.88	3.49	-22.93	8.88	17.10	16.38	13.99
ESSALUD	10.18	15.01	8.10	9.02	9.16	13.18	12.11	16.98
SIS	5.12	12.65	12.72	8.16	6.22	6.90	6.85	7.67
Sin seguro	22.22	19.36	14.46	21.72	25.44	24.86	25.05	24.62
Educación (Edad)								
06-11 años	24.44	23.90	24.07	23.83	25.68	27.66	19.80	22.40
12-13 años	34.58	29.50	30.85	22.99	27.82	28.05	24.47	23.32
14-17 años	35.20	33.52	30.07	27.66	32.38	29.17	24.62	35.33

Elaborado por los autores en base a INEI - Encuesta Nacional de Hogares (2005 - 2012)

En el sector educación, la desigualdad disminuyó de manera significativa sólo dentro de los grupos etarios de 12-13 años y 14-17 años (intervalos de confianza no mostrados). De todos modos los IC siguen mostrando un sesgo que beneficia a los de mayor NSE, siendo mayores en el grupo de niños entre 14 y 17 años, seguido por los del segmento entre 12 y 13 años. A nivel urbano las series de desigualdad muestran menores valores

que a nivel nacional así como un comportamiento similar al de aquel, tal que se registra una caída estadísticamente significativa del IC del grupo entre 12 y 13 años (de 37% a 28%) y entre 14 y 17 años (de 35% a 29%). Contrario a lo que ocurre en el sector salud a nivel rural, los mayores IC de este ámbito son menores a los de los otros dos aunque sólo se registra una reducción significativa para el grupo entre 12 y 13 años. Mientras que el grupo de 14 a 17 años presenta los mayores niveles.

Estos resultados preliminares muestran que la política educativa ha tenido un mejor desempeño aumentando la cobertura mientras que la política de salud ha tenido un éxito relativamente mayor reduciendo las desigualdades. Así, en primer lugar, si bien en ambos sectores se incrementaron las tasas de acceso y asistencia entre el 2005 y 2012 a nivel nacional y dentro de los ámbitos rural y urbano, la mejora es más marcada en el sector educación (casi 10 puntos porcentuales). De hecho, sólo en el sector educación se registra una mejora en los distintos grupos considerados toda vez que la proporción de asegurados al sistema público, tanto SIS como ESSALUD, vieron reducidas sus tasas de acceso a EESS. En segundo lugar, estos cambios en la cobertura han ido acompañados de una reducción significativa de la desigualdad en ambos sectores entre 2005 y 2012, tanto a nivel nacional como dentro de los ámbitos rural y urbano, aunque sigue favoreciendo a las poblaciones de mayores ingresos. Este sesgo pro-rico se mantiene incluso cuando se analizan los diferentes grupos definidos por aseguramiento (sobre todo en el grupo de no asegurados) y edad (principalmente en el de 14-17 años) para el sector salud y educación, respectivamente. Sin embargo, la desigualdad en el acceso entre aquellos asegurados al SIS y a sistemas privados ha aumentado. Lo anterior confirma lo reportado por Beteta y Del Pozo (2013): la mayor tasa de acceso a EESS que se registra nivel nacional no ha llevado a un crecimiento del porcentaje de acceso para los asegurados por ESSALUD y el SIS sino más bien a un aumento de la desigualdad entre asegurados de dichos sistemas, lo que revela que el incremento del número de asegurados al sistema público no se ha traducido en un mayor uso de estos servicios ni en un acceso igualitario entre aquellos asegurados.

Estos resultados, si bien constituyen un punto de partida importante para la evaluación de los resultados de las políticas, es necesario reconocer que el acceso y asistencia no está sólo determinado por el NSE sino también simultáneamente por otras variables que son exógenas para las políticas sectoriales como características del hogar, del individuo, entre otras. Debido a ello, en la siguiente sección determinamos hasta qué punto estas otras variables contribuyen no sólo en el acceso y asistencia cuando se considera su influencia conjunta sino también en el nivel de desigualdad medida por el IC mediante la aplicación de la metodología presentada en la sección 1.2.

Antes de finalizar esta sección, es importante señalar que los resultados del análisis de sensibilidad permiten afirmar que los IC derivados del gasto por cápita como medida para aproximar el NSE (mostrados hasta ahora) no presentan diferencias estadísticamente significativas con aquellos derivados del ingreso per cápita (ver cuadro A2 del anexo A). Los coeficientes estimados de la ecuación de sensibilidad (ecuación 3) no son diferentes de cero al 5% de significancia en el sector salud. Sólo en el sector educación la diferencia es estadísticamente significativa al 5% en el 2007 a nivel nacional y en el 2012 a nivel rural. Es decir, los resultados anteriores son invariantes a la elección de NSE entre gasto e ingreso.

3. DESCOMPOSICIÓN DE LAS DESIGUALDADES

La presente sección muestra los resultados del análisis de descomposición del IC por separado para el sector salud y educación. Para cada uno de estos dos sectores, con el propósito de analizar el impacto de los determinantes de la variable dependiente relevante en cada uno de ellos, se realiza en primer lugar un análisis de regresión para los años 2005 y 2012. Como se mencionó anteriormente, a diferencia de la mayoría de estudios centrados en el tema de educación y salud el presente estudio no culmina en la obtención de los coeficientes estimados β sino que usa estos como un insumo para realizar un análisis de descomposición de la desigualdad en cada sector. En segundo lugar, se lleva a cabo para cada año (2005 y 2012) una descomposición intra-anual que permitirá ver la contribución de los diferentes grupos de determinantes incluidos en la primera etapa. En tercer lugar, para cada grupo de determinantes, se lleva a cabo una

descomposición intra-anual que permitirá ver qué factor está detrás del (plausible) cambio en su contribución comparando entre el 2005 y 2012.

3.1. Sector salud

Los resultados de la regresión tomando como dependiente el acceso a EESS (**cuadro 2**) muestran que la probabilidad de que una persona mayor a 16 años acceda al EESS crece de manera significativa con el gasto del hogar mensual (per cápita) en ambos años. Sin embargo, su significancia práctica es pequeña: manteniendo las demás variables fijas, un aumento en 10% del gasto generó un aumento en la probabilidad menor a 1% en ambos años. En tanto, tomando como referencia a los que carecen de algún tipo de seguro, la probabilidad en el 2005 de que la persona acceda al EESS es mayor no sólo si cuenta con seguro privado sino también si cuenta con seguro público. El mayor diferencial ocurre en este último caso: los asegurados al SIS y ESSALUD tienen una probabilidad de acceso 27% y 18% mayor, respectivamente, que la de aquellos sin seguro. No obstante, si bien en 2012 los distintos tipos de aseguramiento aún tienen un efecto positivo en el acceso, los incrementos asociados con el aseguramiento público son menores. En comparación con los no asegurados, la probabilidad de que accedan al EESS crece para los afiliados en SIS y ESSALUD en 12% y 16%, respectivamente. El seguro privado mejoró su contribución al acceso a EESS.

El efecto de las características personales de los individuos se ha mantenido casi invariante entre ambos años. Así, la probabilidad de acceso al EESS es menor para los hombres, mientras que los años de estudio tienen un efecto no lineal: el acceso aumenta con los años de educación del individuo pero comienza a caer alrededor de los 12 años de educación en el 2005 y alrededor de los 15 años en el 2012²⁸. Sólo en 2012 los individuos de lengua materna originaria (quechua, Aymara u otros) presentan una mayor probabilidad de acceder, aunque es del orden del 3%. En tanto, si bien en general las características del jefe de hogar no tienen efectos estadísticamente significativos en el acceso a EESS, el impacto negativo en el 2005 dado por el jefe de

²⁸ El 20% de la muestra que entra en la regresión tiene más de 12 años de educación en 2005, mientras que en 2012, el porcentaje con más de 15 años cae al 10%.

hogar con lengua materna originaria (2.4%) desaparece en 2012. Entre las características del hogar, dos variables tienen impactos negativos en la probabilidad de acceso: la carencia de servicios higiénicos (NBI 3), cuya penalización se mantiene casi invariable entre los dos años (1.6% en promedio) y la localización urbana del hogar, que genera una reducción mayor y creciente entre 2005 y 2012 (un hogar urbano tuvo una probabilidad de acceder menor a 5% en relación a los rurales en ambos años).

Finalmente, el promedio de los efectos fijos (de provincia) se incrementó entre ambos años, llegando a contribuir de manera significativa en la probabilidad de acceso al 2012. En ambos años es posible rechazar a cualquier nivel de significancia la hipótesis de que los efectos fijos son iguales a cero. Entre la diversidad de aspectos posibles subyacentes en esta variable, destacan las diferencias entre provincias en las características de la oferta y de las capacidades de gestión de los prestadores de servicios.

Cuadro 2 Regresiones de acceso al EESS, 2005 y 2012

	2005		2012	
	Coef.	SE	Coef.	SE
<i>NSE</i>				
(Ln.) gasto del hogar mensual per cápita	0.047***	(0.007)	0.051***	(0.006)
<i>Aseguramiento:</i>				
Si el individuo cuenta con seguro público ESSALUD (d)	0.189***	(0.012)	0.161***	(0.009)
Si el individuo cuenta con seguro público SIS (d)	0.271***	(0.025)	0.124***	(0.008)
Si el individuo cuenta con seguro priv. u otro (d)	0.096***	(0.025)	0.120***	(0.017)
<i>Características del individuo</i>				
Si el individuo es hombre (d)	-0.023***	(0.008)	-0.036***	(0.006)
Edad del individuo	0.001	(0.001)	-0.001	(0.001)
Edad del individuo al cuadrado	0.000*	(0.000)	0.000***	(0.000)
Lengua materna originaria (d)	0.012	(0.014)	0.024*	(0.013)
Años de estudio del individuo	0.016***	(0.003)	0.014***	(0.003)
Años de estudio del individuo al cuadrado	-0.001***	(0.000)	-0.000***	(0.000)
<i>Características del jefe hogar:</i>				
Si el jefe(a) de hogar es hombre (d)	0.016	(0.010)	0.006	(0.008)
Edad del jefe(a) de hogar	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Leng. materna del jefe(a) de hogar (d)	-0.025*	(0.013)	0.003	(0.013)
Años de estudio del jefe(a) de hogar	-0.000	(0.003)	-0.001	(0.003)
Años de estudio del jefe de hogar al cuadrado	-0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
<i>Características del hogar:</i>				
Hogares con vivienda sin servicios higiénicos (NBI 3) (d)	-0.017**	(0.009)	-0.015*	(0.009)
Hogares con alta dependencia económica (NBI 5) (d)	-0.004	(0.028)	0.044	(0.027)
Si el hogar está localizado en una zona urbana (d)	-0.033***	(0.010)	-0.045***	(0.009)
Número de hijos entre 0 y 17 años del jefe de hogar	0.005*	(0.003)	0.004	(0.003)
Constante	-0.021	(0.090)	0.324***	(0.049)
Obs.	85,335		97,855	
Obs. Expand.	2.780e+07		3.053e+07	
Test F de la regresión	7.9e+04***		3.0e+09***	
Test F de caract. aseguram.	70.778***		99.015***	
Test F de caract. indiv	50.067***		64.256***	
Test F de caract. J.h.	4.234***		5.168***	
Test F de caract. hogar	4.681***		4.040***	
Test F de efectos fijos	241.343***		44.493***	

Nota: Estimaciones LSDV con corrección de selección muestral con el método de Heckman y restringida a la población mayor o igual a 16 años. La ecuación de selección incluye las variables de la ecuación principal más una dummy que indica si la persona tiene enfermedades crónicas, tomando como dependiente si la persona tuvo alguna molestia. Ambas incluyen efectos fijos a nivel de provincia (coeficientes no mostrados). Matriz de varianza y covarianza corregida según el diseño muestral de la encuesta (clustering en conglomerados y viviendas). Datos ponderados según el factor de expansión poblacional para ambos años. d=dummy

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Elaborado por los autores en base a INEI - Encuesta Nacional de Hogares (2005 - 2012)

Descomposición intra-anual

A partir de los coeficientes del cuadro anterior podemos hallar los efectos marginales (los parámetros β en la ecuación 4) a partir de los cuales generamos las contribuciones en el IC para cada covariante incluido en la regresión (ver cuadro A3 del anexo estadístico)²⁹. Para fines analíticos se presenta a continuación la contribución agregada de los siguientes grupos de variables: NSE, Aseguramiento, Características individuales, del jefe de hogar, del hogar y de los efectos fijos (**gráfico 4**).

Tanto en el 2005 como en el 2012 la mayor parte de la desigualdad en el acceso a EESS se explica por las desigualdades en el NSE del hogar y por la tenencia de seguro, las cuales desfavorecieron a los más pobres (panel A del gráfico 4). Tomando en cuenta que en el 2005 el IC (total) fue 0.26, el NSE representó 0.14 del total (52%) mientras que las variables de aseguramiento dieron cuenta de 0.10 (36%). Entre ambos grupos, el único que aumentó para el 2012 su contribución relativa en la desigualdad fue el NSE dado que representó más de tres cuartas partes del IC para ese año (79%). En cambio el aporte del aseguramiento pasó a representar poco menos de 10% del total.

Dentro de este último grupo vale señalar que los efectos de los dos tipos de seguro público son opuestos. En ambos años ESSALUD registró la segunda mayor contribución a la desigualdad entre todos los covariantes, pasando de 0.09 en el 2005 (34% del IC total) a 0.07 en el 2012 (46%). Por el contrario, el SIS tuvo un efecto igualador que se acrecentó entre el 2005 y 2012: mientras que al inicio redujo la desigualdad en 3%, al final la redujo en 50%. Sin embargo, este efecto pro-pobre es compensado por el desigualador de ESSALUD y, en menor medida, por el seguro privado (ver cuadro A3), lo que resulta en una contribución positiva de este grupo.

Mientras que la contribución del grupo de características del jefe de hogar es casi nula en los dos años, las contribuciones de los grupos de características del individuo y del hogar aumentaron. Así, el primero pasó de representar del 7% al 8% del IC y

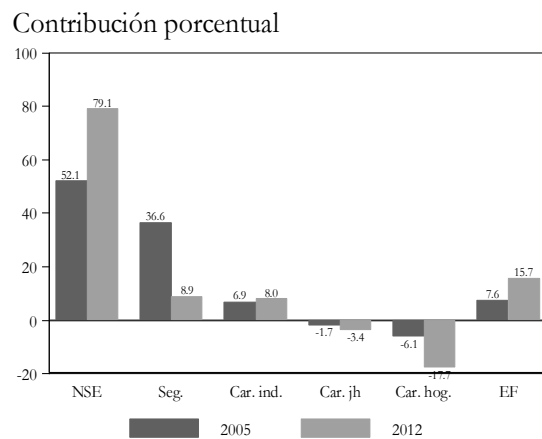
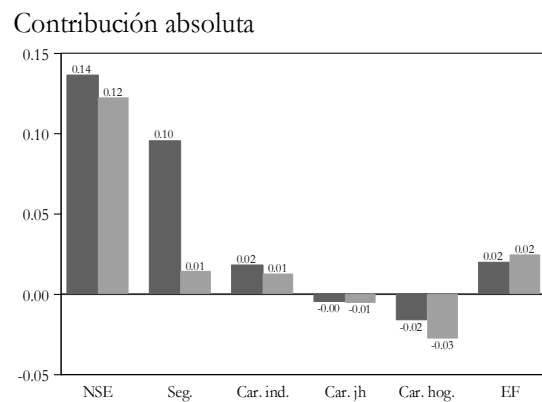
²⁹ Recuérdese que, dado que en este caso estamos usando un modelo de corrección de sesgo de selección, los efectos marginales no son los parámetros mostrados en el cuadro 2 sino más bien incluyen el IMR evaluado en la media de los covariantes. Estos efectos marginales se muestran en el cuadro A3 del anexo.

desfavoreció a los más pobres; por el contrario, el grupo de características del hogar tuvo un efecto igualador (al tener una contribución absoluta negativa), pasando a representar del -6% al -18% del IC. Dentro de los covariantes individuales del primer grupo, resalta la contribución de las variables de años de educación (lineales y al cuadrado) las cuales, en agregado, favorecen a los más ricos. Dentro de los covariantes del segundo grupo, la contribución de los hogares en zonas urbanas da cuenta de la mayor parte del resultado (cuadro A3).

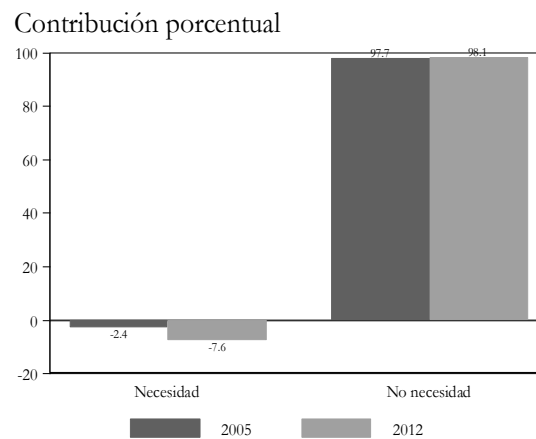
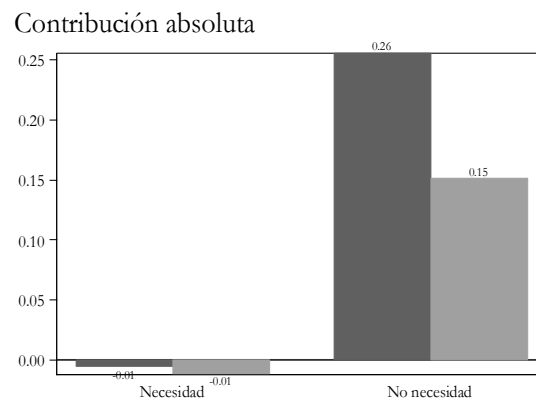
Finalmente, la contribución de las características particulares de las provincias en la desigualdad creció de 7% a 16% y, al igual que la mayoría de grupos, perjudicó a los más pobres por residir en provincias cuyas características, en promedio, redujeron la probabilidad de que accedan a EESS.

Gráfico 4 - Descomposición intra-anual de los determinantes del IC de acceso a EESS, 2005-2012

Panel A: Según grupos de variables



Panel B: Según variables de necesidad



Resultados provenientes del cuadro A3 del anexo (residuos no mostrados). Para el año 2005, el IC es 0.2614 y el promedio de acceso, 0.2568. Para el 2012, el IC es 0.1541 y el promedio es 0.3141.
Elaborado por los autores en base a INEI - Encuesta Nacional de Hogares (2005-2012)

La descomposición también permite expresar el IC en términos de aquella parte que se atribuye a variables de necesidad y de no necesidad. Al considerar como variables de necesidad la edad del individuo (y edad al cuadrado) y el sexo de éste en concordancia con los estudios relacionados (García y López 2004, De Santis y Herrero 2009), los resultados (panel B) permiten afirmar que en ambos años el nivel de la desigualdad en acceso EESS coincide con el nivel de inequidad. Así, la caída en la desigualdad entre 2005 y 2012 implicó también una disminución en la inequidad.

Descomposición inter-anual

Los resultados de las descomposiciones intra-anual permiten descomponer los cambios entre 2005 y 2012 en términos de cada una de las variables que se modelaron en la regresión (cuadro A4, en anexo). Similarmente al apartado anterior, presentamos el cambio agregado de grupos de variables así como la descomposición en términos de su elasticidad y distribución para facilitar la interpretación. Los resultados (**panel A del cuadro 3**) indican que la caída en el IC entre el 2005 y 2012 (de 0.26 a 0.15) es explicada por la caída de las contribuciones absolutas de todos los grupos de covariantes (penúltima columna), salvo el factor de efectos fijos. Las mayores reducciones entre esos años se registran en el grupo de NSE y aseguramiento: mientras que el primero contribuyó con la caída del IC en -0.014 (13% del total), el segundo lo hizo en -0.08 (76% del total). A nivel de los covariantes individuales en el grupo de aseguramiento (cuadro A4) destaca el aporte a la disminución de la desigualdad del SIS. Así, la reducción en 0.07 puntos que este generó representa cerca del 80% del cambio dentro del grupo. El tercer factor clave detrás de la caída en el IC radica en las características del hogar (-0.01), que explican un 11% de la reducción. Los efectos fijos contribuyeron con un ligero aumento del IC entre los años analizados (4%).

Cuadro 3 - Descomposición oaxaca inter-anual de los de determinantes del IC de acceso a EESS, 2005-2012

	Descomposición 1			Descomposición 2			Descomp. total	Porcent.
	$\Delta\eta, IC_1, R_0$	$\Delta IC, \eta_0, R_0$	$\Delta R, IC_1, \eta_1$	$\Delta\eta, IC_0, R_1$	$\Delta IC, \eta_1, R_1$	$\Delta R, IC_0, \eta_0$		
<i>Panel A: Variables según tipo</i>								
NSE	0.0081	-0.0317	0.0094	0.0114	-0.0370	0.0114	-0.0142	13.2704
Aseguramiento	-0.0618	-0.0211	0.0011	-0.0515	-0.0383	0.0080	-0.0818	76.2791
Caract. del individuo	0.0034	-0.0101	0.0009	0.0029	-0.0101	0.0015	-0.0057	5.3377
Caract. del jefe de hogar	-0.0009	0.0005	-0.0004	-0.0014	0.0010	-0.0004	-0.0008	0.7231
Caract. del hogar	-0.0127	0.0033	-0.0021	-0.0158	0.0057	-0.0013	-0.0115	10.6934
Efectos Fijos	-0.0050	0.0075	0.0019	-0.0039	0.0067	0.0017	0.0044	-4.1301
Residuo							0.0023	-2.1736
Total	-0.0688	-0.0516	0.0108	-0.0583	-0.0721	0.0208	-0.1073	100.0000
<i>Panel B: Variables según necesidad:</i>								
Necesidad	0.001	-0.006	-0.001	0.001	-0.005	-0.001	-0.005	5.027
No necesidad	-0.070	-0.046	0.012	-0.059	-0.067	0.021	-0.104	97.147
Residuo							0.002	-2.174
Total	-0.0688	-0.0516	0.0108	-0.0583	-0.0721	0.0208	-0.1073	100.0000

Fuente: INEI - Encuesta Nacional de Hogares (2005-2012)

La descomposición de Oaxaca permite establecer qué parte de los cambios anteriormente mencionados se deben a variaciones en la elasticidad, en la desigualdad y en la inversa del recíproco de la media. Para fines del estudio, nos concentraremos en los dos primeros. En general, la caída en la contribución al IC de la mayoría de grupos (que lleva a la disminución de la desigualdad en acceso) se debió en partes similares a la reducción en la desigualdad experimentada por estos y a la reducción en la elasticidad (fila Total). En el caso de los grupos de NSE y aseguramiento, la reducción en la contribución al IC responde a diferentes motivos. En el caso del primero, la caída se explica únicamente por la mejora de la distribución del gasto de los hogares a través de la escala del NSE experimentada entre el 2005 y 2012. En el caso del aseguramiento, la reducción en la elasticidad explica principalmente la menor contribución de este factor al IC. Dicho de otro modo, el debilitamiento de la relación entre aseguramiento y desigualdad en el acceso ocurrido entre los dos años explica la mayor parte de la caída en su contribución a la desigualdad. El resultado de este grupo se explica por la fuerte reducción en la elasticidad de la variable de aseguramiento al SIS bajo ambas descomposiciones. En tanto, la caída en la contribución de ESSALUD se debe a una reducción en la desigualdad en la distribución de este aseguramiento en la población

Vale analizar el cambio de la contribución los efectos fijos de las provincias. En este caso, el cambio en su contribución se debe a que el efecto pro-rico en el IC, dado por el cambio en la distribución de efectos fijos, fue superior al efecto pro-pobre en el IC, dado por la reducción en la elasticidad. En otras palabras, las características no observadas a nivel de provincias que influyen en el acceso se repartieron peor en la población a la vez que tuvieron un menor efecto propiciando el acceso.

Al clasificar los covariantes según variables de necesidad y de “no necesidad”, la caída del IC total entre esos años se debe a la reducción en el segundo grupo, la cual representa cerca del 100% del total de la disminución del IC (**panel B del cuadro 3**).

3.2. Sector educación

Igual que en el sector salud, comenzamos el análisis con una regresión tomando en este caso como dependiente la asistencia a CCEE (**cuadro 4**). Los resultados indican que, *ceteris paribus*, la probabilidad de que un niño asista al CCEE aumenta de manera significativa con el gasto del hogar mensual per cápita tanto en 2005 como en 2012. Sin embargo, su contribución en la probabilidad de acceso es pequeña y cae entre ambos años: un incremento de 10% del gasto generó en 2005 un cambio menor a 1% y en 2012 el efecto se reduce a la mitad. Asimismo, la lengua materna originaria del individuo (en comparación con aquellos cuya lengua materna es español o extranjeras) tiene el mayor impacto negativo en la probabilidad de asistencia dentro de los covariantes analizados. De hecho, la penalización inducida por ésta crece entre ambos años. Así, mientras que en el 2005 reduce la probabilidad en 6.7%, al 2012 la reduce en 8%³⁰.

En cuanto a las características del individuo, el efecto de la edad varía entre 2005 y 2012. Así, mientras que al inicio la probabilidad de que el niño acuda a la escuela se reducía en 5% para cada año extra, en el 2012 el efecto es no lineal: aumenta en los primeros años en 2% y eventualmente, alrededor de los 9 años de edad, se reduce a una tasa menor al 0.5% anual. En tanto, sólo en el 2012 se encuentra una prima en la asistencia para las mujeres, aunque débil para fines prácticos (alrededor del 2%). Asimismo, ser beneficiario de algún programa social de tipo alimentario no afecta la probabilidad de que la persona asista al CCEE en 2005 y en 2012 el impacto ligeramente negativo (esta disminuye en 2% en comparación con quienes no reciben apoyo) y estadísticamente significativo. Este resultado difiere de los estudios que encuentran que la ayuda alimentaria, especialmente en la escuela, incentiva la asistencia y escolaridad (Dhaliwal et al. 2011), y podría deberse al cambio en la formulación de la pregunta

³⁰ En la estimación correspondiente a esta variable, se probó la desagregación de las variables de lengua entre quechua, aymara y otras originarias del país. La lengua materna quechua tiene el mismo efecto y significancia estadística que la variable agregada en el cuadro 4, mientras que el impacto de las otras dos categorías es cero (resultados no mostrados)

entre la ENAHO de 2005 y 2012, a la modificación del conjunto de programas incluidos entre ambos años, o a posibles deficiencias en el diseño o gestión de los mismos³¹.

Los resultados sobre el vector de características del jefe de hogar muestran que el comportamiento de los padres y cónyuges con lengua materna originaria favorece la asistencia del niño en 2005 y 2012. Asimismo, la educación del jefe de hogar y de su cónyuge tiene efectos no lineales en la probabilidad de acceso. Así, en 2005 el impacto es positivo para aquellos con jefes de hogar hasta con 14 años de educación; a partir de dicho nivel la probabilidad de asistencia cae con cada año de educación. Al 2012 el punto de inflexión aumenta hasta casi los 18 años de educación. El efecto de la educación del cónyuge sobre la probabilidad tiene como punto de inflexión los 15 años en 2005 y 2012³². Vale notar que existe una ventaja en la asistencia para aquellos niños cuyo jefe de hogar es hombre sólo en 2012, puesto que la probabilidad de acceso es 10% mayor en comparación con aquellos de jefatura femenina.

³¹ Se estimaron otros modelos incluyendo como variables explicativas la recepción de programas alimentarios que se entregan dentro de la escuela y fuera de la escuela, manteniéndose los resultados mostrados en el Cuadro 4.

³² En 2005, sólo un 3% de la muestra que se usa en la regresión tiene como jefe de hogar alguien con más de 14 años de educación; este porcentaje es prácticamente nulo en 2012. Sólo en el 3.4% de la muestra el cónyuge del jefe de hogar es alguien con más de 15 años, porcentaje que aumenta al 5.8% al 2012. Por tanto, los resultados de la inflexión son fenómenos principalmente de carácter muestral.

Cuadro 4. Regresiones de asistencia al CCEE, 2005 y 2012

	2005		2012	
	Coef.	SE	Coef.	SE
<i>NSE:</i>				
(Ln.) gasto del hogar mensual per cápita	0.056***	(0.010)	0.026***	(0.009)
<i>Origen Étnico:</i>				
Leng. materna del individuo (dummy)	-0.067***	(0.022)	-0.080***	(0.018)
<i>Características del indiv:</i>				
Si el individuo es hombre (dummy)	-0.007	(0.009)	-0.016*	(0.008)
Edad del individuo	-0.045***	(0.010)	0.020**	(0.009)
Edad del individuo al cuadrado	0.000	(0.000)	-0.003***	(0.000)
Si el individuo recibe un programa social alimentario	-0.018	(0.012)	-0.021*	(0.012)
<i>Características del jefe hogar y cónyuge:</i>				
Si el jefe(a) de hogar es hombre (dummy)	-0.027	(0.037)	0.093***	(0.027)
Edad del jefe(a) de hogar	0.002***	(0.001)	0.001*	(0.000)
Leng. materna del jefe(a) de hogar (dummy)	0.023	(0.019)	0.028*	(0.017)
Años de estudio del jefe(a) de hogar	0.025***	(0.005)	0.018***	(0.004)
Años de estudio del jefe de hogar al cuadrado	-0.001***	(0.000)	-0.000**	(0.000)
Leng. materna de cónyuge del jh (dummy)	0.034*	(0.019)	0.043**	(0.019)
Años de estudio de cónyuge del jh	0.030***	(0.004)	0.030***	(0.004)
Años de estudio del cónyuge al cuadrado	-0.001***	(0.000)	-0.001***	(0.000)
<i>Características del hogar:</i>				
Hogares con alta dependencia económica (NBI 5)	-0.058	(0.045)	0.014	(0.051)
Si el hogar tiene electricidad (dummy)	0.087***	(0.018)	0.091***	(0.015)
Si el hogar está en una zona urbana (dummy)	0.001	(0.018)	0.010	(0.013)
Número de niños entre 0 y 17 años en el hogar	-0.020***	(0.005)	-0.028***	(0.004)
Constante	0.625***	(0.120)	0.393***	(0.098)
Obs.	13,269		13,502	
Obs. expandidas	3,794,980		3,773,340	
R2 ajustado	0.296		0.269	
Test F de la regresión	5054.708***		2.52e+08***	
Test F caract. indiv.	202.980***		234.959***	
Test F caract. j.h.	27.203***		35.394***	
Test F caract. hogar	12.674***		25.523***	
Test F de efectos hijos	342.342***		17.613***	

*Nota: Estimaciones LSDV restringida a la población entre 6 y 17 años. Matriz de varianza y covarianza corregida según el diseño muestral de la encuesta (clustering en conglomerados y viviendas). Datos ponderados según el factor de expansión poblacional para ambos años. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$
Elaborado por los autores en base a INEI - Encuesta Nacional de Hogares (2005 - 2012)*

Dentro de las variables del hogar, una mayor probabilidad de asistencia está asociada con la disponibilidad de electricidad: en promedio, un niño cuyo hogar tiene electricidad presenta una probabilidad 9% mayor en ambos años que aquellos en situación contraria. El tamaño del hogar afecta negativamente probabilidad de asistencia en 2% por cada niño menor a 17 años en 2005, y en 3% en 2012.

Descomposición intra-anual

Si bien, como ya se dijo, los coeficientes estimados permiten hallar la contribución en el IC de cada uno de los determinantes presentes en el **cuadro 4**, sólo presentamos los resultados agrupando variables (ver el anexo para los resultados a nivel de covariantes individuales). En el sector educación, la principal contribución proviene de las características del jefe de hogar (**panel A del gráfico 5**). Este vector de variables contribuyó con 0.17 y 0.18 al IC total en el 2005 y 2012, lo representa 41% y 50% del total de cada año. Dentro de este grupo, la variable más importante corresponde a los años de estudio del jefe de hogar y del cónyuge (cuadro A5). Para el jefe de hogar, la desigualdad en educación (lineal y al cuadrado) explica un 17% del total en el 2005 y 20% en el 2012. En tanto, la educación del cónyuge tiene un efecto aún mayor en el IC total: 0.12 y 0.14 puntos en el 2005 y 2012, aportando el 30% y 40% del total. El grupo con la segunda mayor importancia es el gasto del hogar per cápita, explica un 34% del IC de asistencia en 2005 y 20% en 2012.

En el caso de las desigualdades dadas por el origen étnico, a pesar de que la lengua materna originaria del individuo tuvo el efecto más perjudicial en la asistencia medida por el valor de su coeficiente, su contribución en la desigualdad total es baja (debido principalmente a la baja proporción de estos en la población total). Al igual que el grupo de características del jefe de hogar, su efecto desigualador aumentó entre los dos años, pasando de 6% del IC total en 2005 a 8% de éste en 2012. En el caso de las características del hogar, su contribución pasó de representar el 25% del IC total en 2005 a 30% para el final del periodo. En tanto, la desigualdad inducida por las características del individuo y, en particular, la recepción de programas sociales alimentarios constituyó una pequeña parte del total.

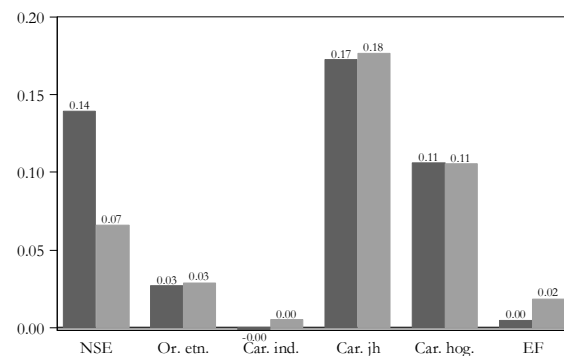
Finalmente, el aporte del grupo de características de provincia (efectos fijos) representó el 1% del IC en 2005 y sólo el 5% en 2012. Destacan aquí los aspectos de oferta, de infraestructura y calidad de los servicios de educación, o la presencia del programa JUNTOS, entre otros, con la información disponible que no se pueden desagregar³³.

³³ Nótese que en 2005 el programa JUNTOS operaba, en sus inicios, a una escala menor, y que las preguntas específicas sobre el mismo en la ENAHO son relativamente recientes.

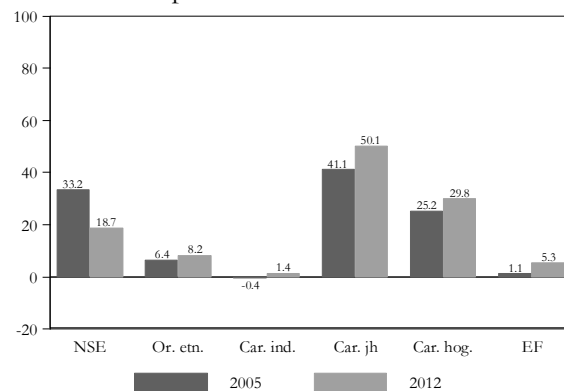
Gráfico 5 - Descomposición intra-anual de los determinantes del IC de asistencia a CCEE, 2005-2012

Panel A: Según grupos de variables

Contribución absoluta

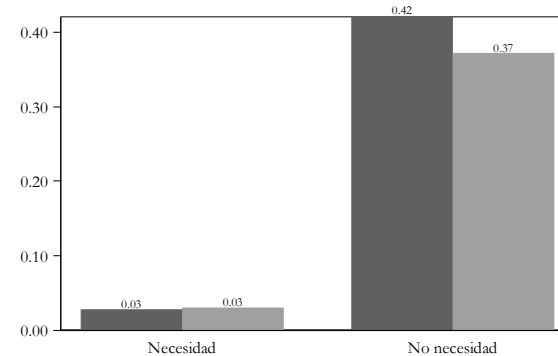


Contribución porcentual

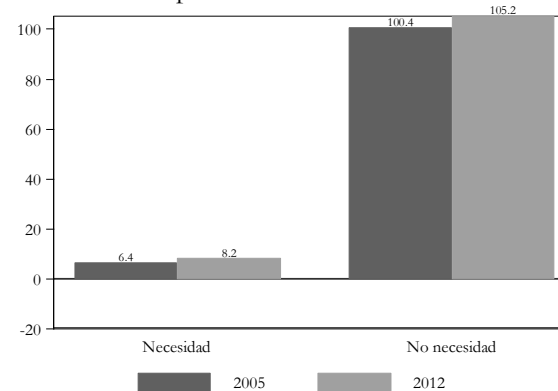


Panel B: Según variables de necesidad

Contribución absoluta



Contribución porcentual



Resultados provenientes del cuadro A4 del anexo (residuos no mostrados). Para el año 2005, el IC es 0.4188 y el promedio de la asistencia, 0.6670. Para el 2012, el IC es 0.3527 y el promedio es 0.7493.
Elaborado por los autores en base a INEI - Encuesta Nacional de Hogares (2005-2012)

Para la descomposición del IC en variables de necesidad y no necesidad (estas últimas referidas a inequidad), se considera dentro del primer grupo sólo aquellas relacionadas con la dimensión étnica del individuo. La literatura sobre la relevancia del origen étnico en la inequidad en América Latina (Benavides y Valdivia, 2004; Gandelman et. Al, 2007) puede llevar a inferir que la particular desventaja de asistir a un sistema educativo basado en una lengua distinta, con efectos negativos probados en la deserción y en el rendimiento educativo, podría implicar una mayor exigencia para la oferta educativa de adaptarse y responder adecuadamente a esta realidad (Beltrán y Seinfeld, 2013). Los resultados coinciden con lo encontrado en salud, es decir, el nivel de desigualdad en la asistencia a CCEE es muy parecido al nivel de inequidad. En ambos años, tres son las principales variables que explican la mayor parte de la inequidad: el nivel de gasto del hogar per cápita, el nivel de desigualdad en los años de estudio del padre (lineal y al cuadrado) y el de los años de estudio del cónyuge.

Descomposición inter-anual

Con las contribuciones de cada grupo de covariantes pasamos a desentrañar las causas de los cambios en sus contribuciones entre el 2005 y 2012. En el caso del sector educación, sólo los vectores de NSE y características del hogar contribuyeron a la disminución del IC entre ambos años, mientras que los demás grupos llevaron al aumento del IC (**cuadro 5**). De lo anterior se deduce que la reducción en el IC de asistencia al CCEE entre los dos años se debe casi de manera exclusiva a la reducción de la desigualdad originada por el NSE. En tanto, los efectos fijos provinciales tuvieron la mayor contribución incrementando el IC entre esos años (0.01), lo que representa el -20% del cambio del IC total. De manera similar, el grupo que captura el origen étnico tuvo un efecto contribuyente en la desigualdad del 3%. En tanto, el vector de características de jefe de hogar y del cónyuge, que explica la mayor parte del IC en asistencia al CCEE dentro de cada año, llevó a aumentar la desigualdad entre el 2005 y 2012 en 7% del cambio total.

Al interior de este último vector, el cambio de la desigualdad de los años de estudio del jefe de hogar y cónyuge (lineal más cuadrático) fue de 0.01, lo que representa una

contribución de -21% (i.e. incentivó la desigualdad) en la variación del IC total (cuadro A6). La mayor parte de esto viene dado por el efecto incremental en el IC dado por los años de estudio del cónyuge. Salvo la edad del jefe de hogar, las otras variables de ese vector tuvieron una contribución en el incremento del IC entre el 2005 y 2012.

Cuadro 5. Descomposición Oaxaca inter-anual de los determinantes del IC de asistencia al CCEE, 2005-2012

	Descomposición 1			Descomposición 2			Descomp total	Porcent
	$\Delta\eta, IC_1, R_0$	$\Delta IC, \eta_0, R_0$	$\Delta R, IC_1, \eta_1$	$\Delta\eta, IC_0, R_1$	$\Delta IC, \eta_1, R_1$	$\Delta R, IC_0, \eta_0$		
<i>Panel A: Variables según tipo</i>								
NSE	-0.0546	-0.0350	0.0163	-0.0969	-0.0221	0.0457	-0.0734	111.01
Origen étnico	-0.0033	-0.0018	0.0071	-0.0047	-0.0021	0.0088	0.0019	-2.94
Caract. del individuo	0.0009	0.0043	0.0012	0.0029	0.0040	-0.0005	0.0064	-9.73
Caract. del jh y cónyuge	-0.0161	-0.0231	0.0437	-0.0198	-0.0323	0.0566	0.0045	-6.74
Caract. del hogar	0.0123	-0.0388	0.0260	0.0301	-0.0653	0.0347	-0.0005	0.76
Efectos Fijos	-0.0092	0.0184	0.0046	-0.0025	0.0147	0.0016	0.0138	-20.88
Residuo	-0.0189	28.53
Total	-0.0700	-0.0760	0.0989	-0.0909	-0.1031	0.1469	-0.0662	100.01
<i>Panel B: Variables según necesidad:</i>								
Necesidad	-0.0033	-0.0018	0.0071	-0.0047	-0.0021	0.0088	0.0019	-2.94
No necesidad	-0.0666	-0.0744	0.0918	-0.0862	-0.1010	0.1381	-0.0492	74.41
Residuo	-0.0189	28.53
Total	-0.0666	-0.0744	0.0918	-0.0862	-0.101	0.1381	-0.0662	100.01

Elaborado por los autores en base a INEI - Encuesta Nacional de Hogares (2005 - 2012)

La descomposición de Oaxaca permite identificar qué parte de las variaciones anteriormente mencionadas se deben a cambios en la elasticidad, en la desigualdad y en la inversa del recíproco de la media. La contracción de la contribución del NSE, el principal impulsor de la reducción en el IC global, se debe a la reducción tanto en el impacto que este tiene sobre la asistencia al CCEE (elasticidades) y en la desigualdad según ambas descomposiciones. Sin embargo, el cambio en la elasticidad da cuenta de la mayor parte de la caída de la contribución de este. Nótese la diferencia con lo ocurrido sector salud, en cuyo caso la reducción venía dada sólo por el cambio en la distribución. En el caso de los efectos fijos, el cambio en su contribución (positiva) al IC viene dado principalmente por el aumento en la desigualdad. Es decir, la distribución de las características que llevan a una mayor asistencia al CCEE (capturadas por variables como infraestructura, programas sociales, características geográficas etc.) a nivel de provincias se volvió más desigual entre ambos años. Sin embargo, la reducción en la elasticidad, o en el efecto que estas características tienen sobre la asistencia, moderó el efecto pro-desigualdad anterior. En cuanto al origen étnico es posible afirmar que el cambio en la elasticidad y la distribución tuvieron un efecto pro-reducción de la desigualdad.

Respecto al grupo de características del jefe del hogar y cónyuge, se reconoce que cambios en el promedio (a través del recíproco de la media) es la principal fuente de su aporte pro-incremento al IC, lo que se contrarresta parcialmente por cambios en la desigualdad y en menor medida de la elasticidad. De hecho, la disminución del aporte de los dos principales factores de variación dentro de este grupo (la educación del jefe de hogar y del cónyuge) se atribuye principalmente a la caída en la desigualdad de ambos entre la población (cuadro A6). La mejora distributiva fue también la principal causa de la contribución negativa (aunque pequeña) del grupo de características del hogar. La variable más importante dentro de este grupo en términos del cambio, la disponibilidad de electricidad se explica principalmente por el descenso en la desigualdad.

Vale hacer dos comparaciones con los resultados del análisis de acceso a EESS. 1) La contribución total de los tres componentes detrás del cambio (elasticidad, IC y

recíproco de media) para todos los grupos de determinantes en consideración (fila Total) permite afirmar que la caída en el IC de asistencia se debe casi por igual a la caída en la elasticidad e IC y no, como en salud, a reducciones en la desigualdad; 2) sólo en el sector educación los cambios en la inversa del recíproco de la media, ΔR , tienen un efecto importante y que contribuye al aumento de la desigualdad entre ambos años.

De manera análoga a los resultados del sector salud, al clasificar los covariantes según variables asociadas a la necesidad y a no necesidad, la reducción del IC total entre esos años se debe al descenso en las variables de no necesidad. (panel B del cuadro 5).

4. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

El estudio aplicó y adecuó para el caso de una variable dependiente limitada (dicotómica) una metodología de descomposición que provee una caracterización más exhaustiva de la desigualdad de las desigualdades intra e inter-anales para el sector educación (asistencia neta a CCEE para aquellos entre 6 y 17 años) y salud (acceso a EESS para aquellos mayores a 16 años). En este sentido, nuestro estudio trasciende el típico análisis de regresión de los determinantes del acceso, y agrega el estudio de la contribución de dichos determinantes en un año (intra anual) y en el tiempo (inter anual). Así, no sólo se identifica qué variables relevantes tienen mayor peso en un momento del tiempo, sino también si la fuente de variación inter temporal proviene de cambios en las elasticidades (es decir, en el impacto de un determinante en el acceso) que son más susceptibles de abordar mediante mejores políticas sectoriales. Asimismo, la estandarización del IC aporta un potencial de comparabilidad con variables naturalmente acotadas (en el intervalo que va de -1 a 1) de otros sectores e incluso con estudios de otros países.

El estudio encuentra que, en primer lugar, el acceso a EESS y la asistencia a CCEE a nivel nacional se incrementaron de manera (estadísticamente significativa) entre el 2005 y 2012 a nivel nacional. Así, el primero pasó de 26% a 31% y el segundo de 66% a 77%. Esto se mantiene cuando se analiza a nivel urbano y rural, siendo el incremento mayor en este último. Sin embargo, a nivel nacional, existen diferencias en estos

resultados al analizar subgrupos relevantes: si bien la asistencia a los CCEE aumenta entre el 2005 y 2012 para todas las edades (aunque el aumento en la asistencia decae mientras mayor es la edad), el acceso a EESS aumenta sólo para aquellos con seguro privado y aquellos sin seguro. Esto último concuerda con Beteta y Del Pozo (2013).

En segundo lugar, el estudio analiza las diferencias de acceso y asistencia entre la población que estos resultados agregados no permiten discernir. Encontramos que si bien tanto en el sector salud como educación la distribución de acceso a EESS y asistencia a CCEE favorece a la población de mayor NSE (aproximado por el gasto del hogar per cápita), ha ocurrido en ambos casos una reducción de la desigualdad entre el 2005 y 2012. Este resultado a nivel nacional se mantiene cuando se separan los ámbitos rural y urbano y cuando se analiza la evolución no sólo de las CC sino también de los IC. De hecho, según el análisis de dominancia estocástica e intervalos de confianza, la caída observada en la desigualdad es estadísticamente significativa. Este sesgo pro-rico se mantiene analizando dentro de los diferentes grupos definidos por aseguramiento para el sector salud y edad para el sector educación. Tanto a nivel urbano como rural, los IC llegan a sus mayores niveles en el grupo de aquellos sin seguro y de aquellos entre 14 y 17 años. El análisis de sensibilidad revela que, para la mayoría de años, estos resultados, que usan como medida de NSE el gasto del hogar per cápita, son iguales a los que se hubieran encontrado usando el ingreso del hogar per cápita.

Para el caso del sector salud, el análisis de regresión previo a la descomposición muestra signos razonables de acuerdo a lo esperado. Tanto el gasto del hogar mensual como la tenencia de seguro generan un aumento en el acceso a EESS. Sin embargo, para el 2012 y 2005 el seguro tiene el mayor efecto. En términos prácticos, un aumento en 80% del gasto (equivalente al incremento del promedio de ingreso de los hogares entre el 2005 y 2012) aumenta la probabilidad de acceder en 2.8% y 3% para el 2005 y el 2012, respectivamente. Sin embargo, la tenencia de seguro SIS, mayoritario entre la población, tiene en ambos años un efecto flagrantemente mayor: 27% para el 2005 y 12% para el 2012. Incluso, el seguro privado, más escaso entre la población, genera un aumento en la probabilidad de acceso del 10% y 12% para el

2005 y 2012, respectivamente. Asimismo, las características particulares de las provincias (efectos fijos promedio) impactaron de manera positiva sobre la asistencia sólo en el 2012; existe una brecha en la asistencia que favorece a las mujeres (en ambos años), a las poblaciones con lengua originaria materna (sólo en el 2012) y, en general, a las poblaciones rurales en ambos años.

La descomposición intra-anual en ese sector permite afirmar que la mayor parte de la desigualdad en el acceso a EESS se explica, en primer lugar, por las desigualdades en el NSE del hogar y, en segundo lugar, por la tenencia de seguro. Ambos desfavorecieron a los más pobres. En particular, el seguro ESSALUD tuvo la segunda mayor contribución a la desigualdad en ambos años: pasó de contribuir en 0.09 puntos al IC del 2005 (34% del total) a 0.07 puntos al IC del 2012 (46% del total). En cambio, el seguro SIS tuvo un efecto igualador que se acrecentó entre el inicio y el fin del periodo. Vale mencionar que la contribución de las características de las provincias en el IC pasó del 7% en el 2005 al 16% en el 2012 y desfavorecieron a los pobres. Asimismo, en ambos años, la desigualdad observada se explica casi en su totalidad por desigualdad en variables de no necesidad. En pocas palabras: en el caso de acceso a salud, es posible usar de manera intercambiable la palabra desigualdad e inequidad.

La aplicación de la descomposición inter-anual para el sector salud permite establecer que la disminución de la desigualdad se explica por la caída en las contribuciones (absolutas) al IC de todos los grupos de las variables considerados (salvo el de efectos fijos). La mayor parte de la reducción entre esos años se debe a cambios inducidos por el consumo per cápita y en el aseguramiento: mientras que el primero contribuyó con la caída del IC en -0.01 (13% de la caída total), el segundo contribuyó en mayor magnitud, -0.08 (76% de la caída total). La mayor parte del descenso en el primer caso se explica por la reducción de la desigualdad de gasto entre hogares; en el segundo caso, por el menor efecto del aseguramiento en el acceso (elasticidad). Dentro de los tipos de seguros considerados, el principal contribuyente de la caída corresponde al SIS: la reducción en 0.06 puntos que este generó representa cerca del 82% del cambio en el grupo, explicado principalmente por su menor elasticidad. El tercer factor más

importante constituye el cambio en la desigualdad de las características de los hogares (-0.01), lo que explica un 10% de la caída del IC entre 2005 y 2012.

Para el sector educación, en general se obtienen signos intuitivamente razonables. La probabilidad de que un niño asista al CCEE aumenta de manera significativa con el gasto del hogar mensual en 2005 y 2012, aunque se mantiene baja (un aumento en 80% del gasto aumenta la probabilidad de acceder en 2.8% y 3% para el 2005 y el 2012, respectivamente). En tanto, la lengua materna originaria no sólo genera la mayor penalidad en la asistencia a los CCEE sino que además aumenta entre los años (pasa del 6% al 8%). Este efecto sobre la asistencia se contrapone con el que tiene dicha variable en el caso del jefe de hogar y cónyuge. Es decir, el comportamiento de los padres con lengua materna genera un aumento en la asistencia de los niños a la escuela, en reconocimiento de la importancia de que sus hijos cursen, al menos, educación básica, aunque este efecto se ve debilitado por la tendencia de los niños a dejar de asistir. Asimismo, la recepción de programas sociales, si bien no tuvo efecto alguno en la asistencia en el año 2005, su efecto es negativo (aunque reducido, del orden del 2%) en el 2012. Los resultados muestran una brecha de género (que favorece a las mujeres) sólo en el último año y el efecto positivo de las características de las provincias en el acceso.

La descomposición intra-anual permite afirmar que la mayor parte de la desigualdad en la asistencia a CCEE se explica, en primer lugar, por las desigualdades en las características del jefe de hogar, en particular por las diferencias en los años de estudio y, en segundo lugar, por las desigualdades en el NSE del hogar. Mientras que el primer grupo explica 41% del IC total en el 2005 y el 50% en el 2012, el segundo explica un 33% en el 2005 y 18% en el 2012. En tercer lugar, las desigualdades en este sector se explican principalmente por las desigualdades en las características del hogar, principalmente por aquellas relacionadas con la infraestructura (electricidad) y la composición del hogar (número de niños entre 0 y 17 años). El fuerte efecto de la lengua originaria en las regresiones contrasta con la baja contribución en la desigualdad en ambos años, aunque se verifica que tendió a aumentarla.

La aplicación de la descomposición inter-anual para este sector permite afirmar que la caída de la desigualdad en la asistencia no se explica, a diferencia del caso de salud, por un descenso generalizado de las contribuciones de cada grupo sino por el del NSE y características del hogar. Dicho de otro modo, la caída en el IC de asistencia a CCEE se debe principalmente a la caída de la contribución dada por el NSE que contribuye a la disminución de la desigualdad. A diferencia del sector salud, la reducción del IC no se explica principalmente, a nivel de todos los grupos, por la reducción en sus correspondientes niveles de desigualdad sino en similar proporción por las reducciones en la desigualdad de los determinantes y por sus elasticidades. En particular, si bien el cambio de la contribución del NSE es causado principalmente por la reducción de la elasticidad, en el caso de efectos fijos de provincia el cambio en su contribución es causado por el aumento en la desigualdad de las características. En tanto, el cambio en la contribución del grupo de características de jefe de hogar y cónyuge estuvo guiado por cambios en la desigualdad.

Estos resultados muestran, en el caso del sector salud, el potencial del SIS para la reducción de la desigualdad en salud, toda vez que este impactó de manera notable dentro del acceso a EESS y en la reducción de brechas. El hecho de que en los últimos años su contribución a la desigualdad se haya reducido por el cambio en la elasticidad refuerza la importancia de esta política de mejoramiento del acceso de su creciente población afiliada. En el sector educación, los hallazgos confirman que existe espacio para mejorar el diseño y gestión de políticas que promuevan la equidad en el acceso, dado el reconocido avance logrado en la cobertura. En el caso de las políticas sectoriales, merece mayor atención la profundización de estrategias para mejorar el acceso de poblaciones indígenas (nótese que la variación interanual se explica principalmente por el cambio en el regresor) y la adecuación de la oferta a sus necesidades de inclusión y a la diversidad cultural (Kudó y Vera Tudela, 2012; Beltrán y Seinfeld, 2013). El peso en la desigualdad (intra anual) de las características del hogar como el acceso a la energía eléctrica refuerza la relevancia de políticas intersectoriales, así como la necesidad de profundizar la reducción de la desventaja de acceso de hogares con más niños (por ejemplo, por falta de estrategias de apoyo al cuidado, por

falta de acceso a servicios de salud y/o por la brecha de cobertura vigente en educación inicial).

Llama la atención que otra política relevante, como la de nutrición escolar, no presente relevancia estadística en este estudio, en la dirección esperada, a diferencia de la evidencia disponible en otros países (Dhaliwal et al, 2011). Como línea de investigación futura, se sugiere un seguimiento y evaluación rigurosa de las recientes reformas en la organización de los programas de asistencia alimentaria.

Una limitación metodológica de este estudio consiste en que la medición de acceso utilizada en cada sector resume el acceso adecuado según una característica particular (percepción de malestar o necesidad en salud y edad pertinente al grado de educación primaria y secundaria) de manera simple, pero es insuficiente para dar cuenta de si las personas reciben la cantidad y calidad correcta para sus necesidades. Asimismo, este estudio omite los impactos del acceso a atención de salud en el bienestar físico o mental o de la asistencia a la escuela en los aprendizajes de los niños.

Otras líneas de investigación futuras deberían referirse, en ambos sectores, al estudio más detallado del efecto desagregado en el acceso y la desigualdad de determinantes que en este estudio se incluyeron como efectos fijos provinciales. La disponibilidad de características de oferta, tales como la infraestructura y distancias que recorren los individuos para acceder al EESS y CCEE, permitiría reemplazar los efectos fijos por variables fácticas y, además, calcular los efectos marginales de cada tipo de infraestructura³⁴. Los aspectos relacionados con las capacidades de gestión en ambos sectores son relevantes. En educación, destacan las propuestas de gestión educativa descentralizada (fortalecimiento de las Direcciones Regionales de Educación y de las Unidades de Gestión Educativa Local, mayor autonomía de la escuela, avance en la carrera administrativa escolar), en línea con los diagnósticos que enfatizan en estos aspectos (CNE, 2006; Kudó y Vera Tudela, 2012). Dentro del amplio rango de variables que podrían considerarse dentro de los efectos fijos provinciales de este estudio, destaca en educación el programa JUNTOS por su potencial efecto igualador en el

³⁴ Sólo en educación, el diagnóstico vigente en el PESEM (MINEDU, 2012) indica que, según el Censo Escolar de 2012 sólo 35% de las escuelas cuenta con servicios básicos completos.

acceso a CCEE en distintos rangos de edad (en particular, para contribuir a modificar el gradiente que perjudica al nivel secundario). Estos resultados complementan la evidencia sobre el efecto positivo promedio que genera en la asistencia escolar (Perova y Vakis, 2012). Asimismo, otros estudios futuros podrían analizar el impacto que tiene el copago en salud y el costo de bolsillo la educación en el acceso a la asistencia a EESS y a CCEE, respectivamente; asimismo, el efecto de la desigualdad en acceso a salud en la productividad agregada.

Este análisis de descomposición presenta el potencial de aplicarse en otros sectores de la política social en los que se pueda definir una variable relevante de acceso y sus determinantes. También permite profundizar en otros aspectos claves de equidad en educación y salud distintos del acceso; por ejemplo, en el estudio de una variable continua como los puntajes en pruebas de logro escolar como las que realiza el Ministerio de Educación anualmente.

BIBLIOGRAFÍA/REFERENCES

- Aguilera, N., Marruffo, G. y Montesinos, A.
(2005) Desigualdad en salud en México Un análisis de sus determinantes. Documento de trabajo. México D.F.: Universidad Iberoamericana. Disponible en:
<<http://www.uia.mx/campus/publicaciones/IIDSES/pdf/investigacion/idses10.pdf>>
- Benavides, M. y Valdivia, M.
(2004) “Metas del milenio y la brecha étnica en el Perú”. Documento de trabajo. Disponible en:
<http://www.grade.org.pe/download/docs/informe%20ethnicity%20and%20MDGs%20v3.pdf>
- Beltrán, J. y Seinfeld
(2013) “La trampa educativa en el Perú. Cuando la educación llega a muchos pero sirve a pocos”. Universidad del Pacífico.
- Beteta, E. y del Pozo, J.
(2013) “Inclusión social y acceso a servicios de salud”. En Aramburú, C. (editor). “Políticas sociales en el Perú”. Departamento de Ciencias Sociales, Pontificia Universidad Católica del Perú.
- Benavides, M. y Rodríguez, J.
(2006) “Políticas de educación básica 2006-2011”. Consorcio de Investigación Económica y Social, Grupo de Análisis para el Desarrollo – GRADE y Pontificia Universidad Católica del Perú, Departamento de Economía – PUCP.
- CNE - Consejo Nacional de Educación
(2006) “Proyecto educativo nacional al 2021”.
- De Belaúnde, C.
(2011) “Profundizando las brechas. Una mirada a la desigualdad en los estudios sobre el sistema educativo peruano”. En Cotler, J. y Cuenca, R. (editores). “Las desigualdades en el Perú: balances críticos”. Instituto de Estudios Peruanos.
- De Ferranti, D., Perry, G., Ferreira, F. Walton, M.
(2003) *Inequality in Latin America and the Caribbean: Breaking with History?* Washington D.C.: The World Bank.
- De Santis, M. y Herrero, V.
(2009) “Equidad en el acceso, desigualdad y utilización de los servicios de salud. Una aplicación al caso argentino en 2001”. *Revista de Economía y Estadística*, XLVII(1), 125 – 162.

- Deaton, A.
 (1999) "Inequalities in income and inequalities in health" Research Program in Development Studies Princeton University. Princeton, Woodrow Wilson School - Development Studies.
- Francke, P.
 (2013) "Peru's Comprehensive Health Insurance and New Challenges for Universal Coverage". *Working Paper* N° 75009. World Bank.
- García, P. y López, N.
 (2004) "The evolution of inequity in the access to health care in Spain: 1987-2001". Documento de Trabajo. Barcelona: Universidad Pompeu Fabra. Disponible en: <http://www.fbbva.es/TLFU/dat/DT_2007_10.pdf>
- Gravelle, H.
 (2001) "Measuring income related inequality in health and health care: the partial concentration index with direct and indirect standardization". Documento de trabajo. York: Centre for Health Economics, University of York. Disponible en: <<http://www.york.ac.uk/che/pdf/tp21.pdf>>
- Hernández-Quevedo, C., Masseria, C. y Mossialos, E.
 (2010) "Analyzing the socioeconomic determinants of health in Europe: new evidence from EU-SILC". Luxembourg: Publications Office of the European Union.
- Horrace, W. y Oaxaca, R.
 (2003) New Wine in Old Bottles A Sequential Estimation Technique for the LPM. Consulta: Julio 2014. Disponible en <<http://www.u.arizona.edu/~rlo/papers/newwine.pdf>>
- Kakwani, N., Wagstaff, A. y Van Doorslaer, E.
 (1997) "Socioeconomic inequalities in health: Measurement, computation and statistical inference". *Journal of Econometrics*, 77, 87-103.
- Kudó, I. y D. Vera Tudela
 (2012) "Avanzando hacia la educación que queremos para todos los niños y niñas del Perú". En Susan G. Goldmark, C. Felipe Jaramillo y Carlos Silva-Jáuregui (eds.). Perú en el umbral de una nueva era. Lecciones y desafíos para consolidar el crecimiento económico. Notas de Política, Volumen II. Banco Mundial.
- Lavadenz, F., J. Ruel-Bergeron y A. Leyton
 (2012) "Hacia un Perú más saludable: desafíos y oportunidades del sistema de salud". En Susan G. Goldmark, C. Felipe Jaramillo y Carlos Silva-Jáuregui (eds.). Perú en el umbral de una nueva era. Lecciones y desafíos para consolidar el crecimiento económico. Notas de Política, Volumen II. Banco Mundial.

- Macinko, J. y Starfield, B.
 (2002) "Annotated Bibliography on equity in health, 1980-2001". *International Journal for Equity in Health*, 1(1).
- Mackenbach, J. y Kunst, A.
 (1997) "Measuring the magnitude of socio-economic inequalities in health an overview of available measures illustrated with two examples from Europe". *Social Science and Medicine*, 44(6), 757-771.
- Oaxaca, R.
 (1973) "Male-Female wage differentials in urban labor markets". *International Economic Review*, 14, 693-709
- O'Donnell, O., Van Doorslaer, E., Wagstaff, A, y Lindelow, M.
 (2008) *Analyzing Health Equity Using Household Survey Data: A Guide to Techniques and Their Implementation*. Washington DC.: The World Bank.
- Petrera, M., Valdivia, M. y E. Jiménez
 (2010) "Equidad de la atención de salud: 2004 – 2008". Organización Panamericana de la Salud/Organización Mundial de la Salud.
- Poterba, J.
 (1995) "Government Intervention in the Markets for Education and Health Care: How and Why?" En Victor R. Fuchs (ed.). *Individual and Social Responsibility*. University of Chicago Press.
- Rao, V.
 (1969) "Two decompositions of concentration ratio", *Journal of Royal Statistical Society*, 132(3), 329-348.
- Sen, A.
 (2002) "Why health equity?", *Health Economics*, 11(8), 659-666.
 (1992) *Inequality reexamined*. Cambridge, MA: Harvard University Press
- Sen, A. y Foster, J.
 (1997) *La desigualdad económica (edición ampliada)*. México D.F.: Fondo de Cultura Económica
- Smith, J.
 (1998) "Socioeconomic status and health", *The American Economic Review*, 88(2), 192-196.
- Valdivia, M.
 (2002) "Acerca de la magnitud de la inequidad en el Perú". Documento de trabajo. Lima: GRADE. Disponible en: <<http://www.grade.org.pe/download/pubs/ddt/ddt37.pdf>>

Valdivia, M. y Mesinas, J.

(2002) “Evolución de la equidad en salud materno-infantil en el Perú ENDES 1986, 1991-1992, 1996 y 2000”. Documento de trabajo. Lima: Centro de Investigación y Desarrollo – INEI. Disponible en: <<http://www.inei.gob.pe/biblioineipub/bancopub/Est/Lib0559/Libro.pdf>>

Valdivia, M.

(2011) “Etnicidad como determinante de la inequidad en salud materno-infantil en el Perú”. En Hernández Bello, A. y Rico de Sotelo, C. (eds.). *Protección social en salud en América Latina y el Caribe: investigación y políticas*. Bogotá: IDRC, Pontificia Universidad Javeriana.

Wagstaff A., E. Van Doorslaer

(2000) “Equity in health care finance and delivery”. En Anthony J. Culyer y Joseph P. Newhouse (eds.) *Handbook of Health Economics*. Elsevier Science, cap. 34.

Wagstaff, A.

(2005) “The bounds of the concentration index when the variable of interest is binary, with an application to immunization inequality”, *Health Economics*, 14, 429–432.

Wagstaff, A. y Watanabe, N.

(2003) “What difference does the choice of SES make in health Inequality Measurement?”, *Health Economics*, 12, 885-890.

Wagstaff, A., Van Doorslaer, E. y Watanabe, N.

(2003) “On Decomposing the Causes of Health Sector Inequalities with an Application to Malnutrition Inequalities in Vietnam”. *Journal of Econometrics*, 112(1), 207-223.

Wagstaff, A., Pierella, P. y Van Doorslaer, E.

(1991) “On the measurement of inequalities in health”, *Social Science and Medicine*, 33(5), 545-557.

Wooldridge, J.

(2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Boston: The MIT Press.

World Bank

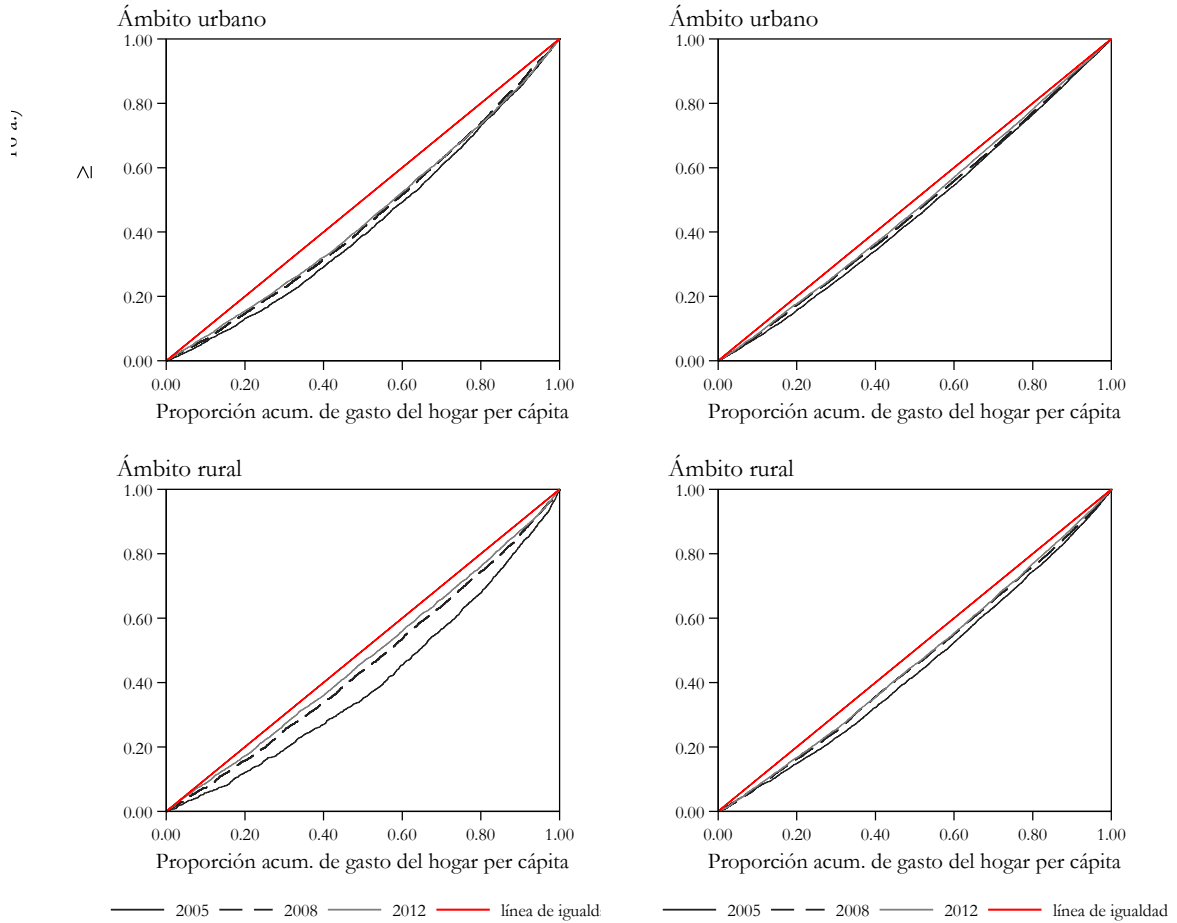
(2005a) “Quantitative Techniques for Health Equity Analysis Technical Note #6. Concentration Curve”. Documento de trabajo. World Bank. Disponible en: <http://siteresources.worldbank.org/INTPAH/Resources/Publications/Quantitative-Techniques/health_eq_tn06.pdf>

ANEXO ESTADÍSTICO

Gráfico A1 - Curvas de Concentración de indicadores de educación y salud según ámbito, 2005-2012

Panel A: Acceso al EESS

Panel B: Asistencia al CCEE



Elaborado por los autores en base a INEI - Encuesta Nacional de Hogares (2005-2012)

Cuadro A1. Resultados de pruebas de dominancia estocástica de las CC

	Acceso a EESS		Asistencia a CCEE	
	2005 - 2008	2008-2012	2005 - 2008	2008-2012
<i>Ámbito nacional</i>				
MCA	2008 domina 2005	no-dominancia	2008 domina 2005	2012 domina 2008
IUP	no-dominancia	cruce de curvas	no-dominancia	no-dominancia
<i>Ámbito urbano</i>				
MCA	2008 domina 2005	no-dominancia	2008 domina 2005	2012 domina 2008
IUP	no-dominancia	cruce de curvas	no-dominancia	no-dominancia
<i>Ámbito rural</i>				
MCA	2008 domina 2005	no-dominancia	2008 domina 2005	no-dominancia
IUP	2008 domina 2005	no-dominancia	no-dominancia	no-dominancia

Nota: Pruebas realizadas siguiendo el programa dominance en Stata diseñado por el Banco Mundial, al 5% de significancia estadística y usando 19 puntos de comparación. MCA=Multiple comparison approach, IUP=Intersection union principle.

Elaborado por los autores en base a INEI - Encuesta Nacional de Hogares (2005-2012)

Cuadro A2. Análisis de Sensibilidad de IC total

	Nacional			Urbano			Rural		
	Beta	P-value	N	Beta	P-value	N	Beta	P-value	N
Acceso a EESS									
2005	-0.003	0.657	28,942	-0.011	0.823	17,045	0.028	0.102	11,897
2006	0.001	0.433	31,472	-0.002	0.617	18,682	0.030	0.088	12,790
2007	0.004	0.258	35,115	0.002	0.372	21,837	0.018	0.135	13,278
2008	-0.007	0.846	35,296	-0.009	0.830	21,686	0.002	0.431	13,610
2009	0.000	0.493	35,289	-0.001	0.587	21,517	0.001	0.462	13,772
2010	0.001	0.408	37,008	0.004	0.295	22,609	-0.008	0.769	14,399
2011	0.003	0.308	43,814	0.005	0.252	27,242	-0.002	0.582	16,572
2012	-0.003	0.731	43,764	-0.004	0.720	27,261	-0.004	0.659	16,503
Asistencia a CCEE									
2005	0.014	0.053	16,479	0.009	0.108	7,783	0.018	0.088	8,696
2006	0.010	0.068	17,159	0.003	0.231	8,349	0.016	0.097	8,810
2007	0.011	0.049	17,645	0.006	0.115	9,485	0.027	0.057	8,160
2008	0.005	0.121	16,601	-0.001	0.654	8,712	0.013	0.113	7,889
2009	0.012	0.051	16,565	0.008	0.108	8,652	0.022	0.073	7,913
2010	0.013	0.052	15,722	0.010	0.096	8,043	0.020	0.079	7,679
2011	0.009	0.067	17,373	0.004	0.193	8,989	0.024	0.058	8,384
2012	0.011	0.055	16,784	0.006	0.126	8,899	0.029	0.048	7,885

*Nota: Datos ponderados según el factor de expansión poblacional para ambos años. *** Significante al 1%, ** Significante al 5%, * Significante al 10%*

Elaborado por los autores en base a INEI- Encuesta Nacional del Hogares 2005-2012

Cuadro A3 - Descomposición intra-anual de los de determinantes del IC de acceso a EESS, 2005-2012

	Coef		Mean		Elasticidad		IC		Contribución		Porcentaje	
	2005	2012	2005	2012	2005	2012	2005	2012	2005	2012	2005	2012
<i>NSE:</i>												
(Ln.) gasto del hogar mensual per cápita	0.049	0.057	5.063	5.734	0.965	1.040	0.105	0.080	0.136	0.122	52.081	79.094
<i>Aseguramiento:</i>												
Si el indiv. tiene seguro ESSALUD (d)	0.191	0.160	0.211	0.273	0.157	0.139	0.428	0.347	0.090	0.070	34.531	45.607
Si el indiv. tiene seguro SIS (d)	0.274	0.135	0.021	0.293	0.022	0.126	-0.302	-0.416	-0.009	-0.076	-3.420	-49.570
Si el indiv. tiene seguro Privado u otro (d)	0.094	0.115	0.045	0.060	0.016	0.022	0.644	0.617	0.014	0.020	5.452	12.883
<i>Caract. indiv.:</i>												
Si el indiv. es hombre (d)	-0.042	-0.056	0.434	0.435	-0.071	-0.077	0.004	0.001	-0.000	-0.000	-0.139	-0.048
Edad del individuo	0.001	0.000	42.582	43.799	0.192	0.005	-0.009	-0.019	-0.002	-0.000	-0.840	-0.084
Edad del indiv. al cuadrado	0.000	0.000	2,158.724	2,267.537	0.139	0.200	-0.020	-0.039	-0.004	-0.011	-1.413	-7.424
Si el indiv. tiene leng. mat. vernac. (d)	0.014	0.025	0.242	0.226	0.014	0.018	-0.370	-0.320	-0.007	-0.008	-2.584	-5.478
Años de estudio del individuo	0.014	0.013	7.972	8.877	0.439	0.364	0.193	0.164	0.114	0.087	43.462	56.592
Años de estudio del indiv. al cuadrado	-0.001	-0.000	87.782	102.372	-0.224	-0.160	0.275	0.236	-0.083	-0.055	-31.593	-35.583
<i>Caract. jh y cónyuge:</i>												
Si el j.h. es hombre (d)	0.015	0.002	0.789	0.768	0.046	0.005	-0.020	-0.018	-0.001	-0.000	-0.481	-0.086
Edad del j.h. de hogar	-0.000	0.000	51.944	53.736	-0.052	0.009	0.003	-0.003	-0.000	-0.000	-0.084	-0.029
Si el j.h. tiene leng. mat. vernac (d)	-0.017	0.006	0.293	0.284	-0.019	0.005	-0.309	-0.244	0.008	-0.002	3.017	-1.227
Años de estudio del j.h.	0.000	-0.000	7.656	8.491	0.012	-0.014	0.201	0.171	0.003	-0.003	1.261	-2.187
Años de estudio del j.h. al cuadrado	-0.000	0.000	82.575	95.709	-0.035	0.000	0.299	0.257	-0.014	0.000	-5.426	0.119

<i>Caract. hogar:</i>												
Hogar sin servicios higiénicos (NBI 3) (d)	-0.017	-0.012	0.192	0.101	-0.013	-0.004	-0.520	-0.460	0.009	0.003	3.452	1.721
Hogar con alta dep. econ. (NBI 5) (d)	-0.011	0.039	0.014	0.006	-0.001	0.001	-0.390	-0.536	0.000	-0.001	0.121	-0.395
Si el hogar está en una zona urbana (dummy)	-0.025	-0.041	0.716	0.756	-0.069	-0.099	0.221	0.181	-0.020	-0.026	-7.795	-16.991
Núm. hijos 0 y 17 años del j.h.	0.003	0.003	1.206	0.962	0.015	0.011	-0.236	-0.210	-0.005	-0.003	-1.854	-2.083
<i>Efectos fijos</i>									0.020	0.024	7.562	15.701
<i>Residuo</i>									0.012	0.015	4.690	9.467

Fuente: INEI - Encuesta Nacional de Hogares (2005-2012)

Cuadro A4 - Descomposición inter-anual de los de determinantes del IC de acceso a EESS, 2005-2012

	Descomposición 1			Descomposición 2			Descomp. total	Porcentaje
	$\Delta\eta, IC_1, R_0$	$\Delta\eta, IC_1, R_0$	$\Delta\eta, IC_1, R_0$	$\Delta\eta, IC_0, R_1$	$\Delta IC, \eta_1, R_1$	$\Delta R, IC_0, \eta_0$		
<i>NSE:</i>
(Ln.) gasto del hogar mensual per cápita	0.0081	-0.0317	0.0094	0.0114	-0.0370	0.0114	-0.0142	13.2704
<i>Aseguramiento:</i>								
Si el indiv. tiene seguro ESSALUD (d)	-0.0083	-0.0171	0.0054	-0.0110	-0.0165	0.0075	-0.0200	18.6170
Si el indiv. tiene seguro SIS (d)	-0.0582	-0.0034	-0.0059	-0.0458	-0.0210	-0.0007	-0.0675	62.8856
Si el indiv. tiene seguro Privado u otro (d)	0.0047	-0.0006	0.0015	0.0053	-0.0009	0.0012	0.0056	-5.2236
<i>Caract. indiv:</i>								
Si el indiv. es hombre (d)	-0.0000	0.0003	-0.0000	-0.0000	0.0004	-0.0000	0.0003	-0.2700
Edad del individuo	0.0047	-0.0026	-0.0000	0.0023	-0.0001	-0.0002	0.0021	-1.9264
Edad del indiv. al cuadrado	-0.0032	-0.0037	-0.0009	-0.0017	-0.0057	-0.0003	-0.0077	7.2234
Si el indiv. tiene leng. mat. vernac. (d)	-0.0020	0.0009	-0.0007	-0.0025	0.0013	-0.0006	-0.0017	1.5735
Anos de estudio del individuo	-0.0164	-0.0167	0.0067	-0.0208	-0.0150	0.0095	-0.0264	24.5979
Años de estudio del indiv. al cuadrado	0.0203	0.0117	-0.0042	0.0256	0.0090	-0.0069	0.0277	-25.8606
<i>Caract. jh y cónyuge:</i>								
Si el j.h. es hombre (d)	0.0010	0.0002	-0.0000	0.0012	0.0000	-0.0001	0.0011	-1.0482
Edad del j.h. de hogar	-0.0003	0.0005	-0.0000	0.0003	-0.0001	-0.0000	0.0002	-0.1626
Si el j.h. tiene leng. mat. vernac (d)	-0.0080	-0.0016	-0.0001	-0.0109	0.0005	0.0007	-0.0098	9.1137
Años de estudio del j.h.	-0.0059	-0.0005	-0.0003	-0.0075	0.0006	0.0003	-0.0067	6.2135

Años de estudio del j.h. al cuadrado	0.0123	0.0020	0.0000	0.0156	-0.0000	-0.0012	0.0144	-13.3933
<i>Caract. hogar:</i>								
Hogar sin servicios higiénicos (NBI 3) (d)	-0.0055	-0.0010	0.0002	-0.0068	-0.0003	0.0008	-0.0064	5.9386
Hogar con alta dep. econ. (NBI 5) (d)	-0.0010	0.0001	-0.0000	-0.0008	-0.0002	0.0000	-0.0009	0.8631
Si el hogar está en una zona urbana (dummy)	-0.0075	0.0037	-0.0020	-0.0099	0.0058	-0.0017	-0.0058	5.4161
Núm. hijos 0 y 17 años del j.h.	0.0013	0.0005	-0.0002	0.0016	0.0004	-0.0004	0.0016	-1.5243
<i>Efectos fijos</i>	-0.0050	0.0075	0.0019	-0.0039	0.0067	0.0017	0.0044	-4.1301
<i>Residuo</i>							0.0023	-2.1736

Fuente: INEI - Encuesta Nacional de Hogares (2005-2012)

Cuadro A5. Descomposición intra-anual del IC de asistencia a CCEE según sus determinantes, 2005 y 2012

	Coef.		Mean		Elasticidad		IC		Contribución		Porcentaje	
	2005	2012	2005	2012	2005	2012	2005	2012	2005	2012	2005	2012
<i>NSE:</i>												
(Ln.) Gasto del hogar mensual per cápita	0.056	0.026	4.652	5.400	0.393	0.187	0.118	0.088	0.139	0.066	33.23	18.66
<i>Origen étnico:</i>												
Lengua materna originaria del individuo (d)	-0.067	-0.080	0.149	0.123	-0.015	-0.013	-0.594	-0.553	0.027	0.029	6.41	8.16
<i>Características del individuo</i>												
Si el individuo es hombre (d)	-0.007	-0.016	0.510	0.517	-0.005	-0.011	-0.016	0.010	0.000	-0.000	0.06	-0.12
Edad del individuo	-0.045	0.020	11.461	11.662	-0.768	0.312	0.004	0.002	-0.008	0.002	-2.01	0.60
Edad del individuo al cuadrado	0.000	-0.003	141.975	146.712	0.008	-0.529	0.005	0.002	0.000	-0.004	0.03	-1.21
Si recibe un programa social alimentario (d)	-0.018	-0.021	0.333	0.269	-0.009	-0.007	-0.242	-0.252	0.007	0.007	1.56	2.12
<i>Características del jefe de hogar y cónyuge</i>												
Si el jefe de hogar es hombre (d)	-0.027	0.093	0.974	0.961	-0.039	0.119	-0.008	-0.010	0.001	-0.005	0.22	-1.33
Edad del jefe de hogar	0.002	0.001	44.779	45.903	0.146	0.055	0.001	0.008	0.001	0.002	0.16	0.51
Lengua materna originaria del jefe de hogar (d)	0.023	0.028	0.315	0.301	0.011	0.011	-0.294	-0.250	-0.009	-0.011	-2.27	-3.22
Años de estudio de jefe de hogar	0.025	0.018	7.561	8.703	0.287	0.208	0.192	0.162	0.165	0.134	39.48	38.04
Años de estudio de jefe de hogar al cuadrado	-0.001	-0.000	76.668	95.155	-0.101	-0.062	0.309	0.262	-0.093	-0.065	-22.31	-18.50
Lengua materna originaria	0.034	0.043	0.308	0.293	0.016	0.017	-0.300	-0.262	-0.014	-0.018	-3.41	-5.01

del conyuge (d)												
Años de estudio del conyuge	0.030	0.030	6.002	7.187	0.271	0.290	0.280	0.244	0.228	0.283	54.32	80.14
Años de estudio del conyuge al cuadrado	-0.001	-0.001	57.983	75.390	-0.086	-0.098	0.408	0.365	-0.105	-0.143	-25.07	-40.52
<i>Características del hogar:</i>												
Hogares con alta dependencia económica (NBI 5) (d)	-0.058	0.014	0.023	0.012	-0.002	0.000	-0.391	-0.561	0.002	-0.000	0.56	-0.14
Si el hogar tiene electricidad (d)	0.087	0.091	0.671	0.870	0.087	0.106	0.238	0.090	0.063	0.038	14.94	10.81
Si el hogar está en zona urbana (d)	0.001	0.010	0.588	0.633	0.001	0.009	0.322	0.282	0.001	0.010	0.24	2.79
Número de niños entre 0 y 17 años del jefe de hogar	-0.020	-0.028	3.341	2.912	-0.098	-0.109	-0.135	-0.132	0.040	0.058	9.51	16.35
<i>Efectos Fijos</i>									0.005	0.019	1.14	5.27
<i>Residuo</i>									-0.028	-0.047	-6.79	-13.41

Nota: (d)=variable dummy

Elaborado por los autores en base a INEI- Encuesta Nacional del Hogares 2005-2012

Cuadro A6. Descomposición Oaxaca inter-anual de los determinantes del IC de asistencia a CCEE, 2005-2012

	Descomposición 1			Descomposición 2			Descomp. total	Porcentaje
	$\Delta\eta, IC_1, R_0$	$\Delta\eta, IC_1, R_0$	$\Delta\eta, IC_1, R_0$	$\Delta\eta, IC_0, R_1$	$\Delta IC, \eta_1, R_1$	$\Delta R, IC_0, \eta_0$		
NSE:								
(Ln.) Gasto del hogar mensual per cápita	-0.0546	-0.0350	0.0163	-0.0969	-0.0221	0.0457	-0.0734	111.01
<i>Origen étnico:</i>								
Lengua materna originaria del individuo (d)	-0.0033	-0.0018	0.0071	-0.0047	-0.0021	0.0088	0.0019	-2.94
<i>Características del individuo</i>								
Si el individuo es hombre (d)	-0.0002	-0.0004	-0.0001	0.0004	-0.0011	0.0001	-0.0007	1.00
Edad del individuo	0.0055	0.0045	0.0005	0.0157	-0.0024	-0.0028	0.0105	-15.91
Edad del individuo al cuadrado	-0.0033	-0.0001	-0.0011	-0.0117	0.0072	0.0000	-0.0044	6.64
Si recibe un programa social alimentario (d)	-0.0012	0.0003	0.0019	-0.0015	0.0003	0.0021	0.0010	-1.46
<i>Características del jefe de hogar y cónyuge</i>								
Si el jefe de hogar es hombre (d)	-0.0047	0.0002	-0.0012	-0.0049	-0.0010	0.0003	-0.0056	8.51
Edad del jefe de hogar	-0.0023	0.0030	0.0004	-0.0005	0.0015	0.0002	0.0011	-1.74
Lengua materna originaria del jefe de hogar (d)	-0.0005	0.0014	-0.0028	-0.0008	0.0020	-0.0031	-0.0019	2.84
Años de estudio de jefe de hogar	-0.0382	-0.0261	0.0332	-0.0603	-0.0251	0.0543	-0.0312	47.15
Años de estudio de jefe de hogar al cuadrado	0.0302	0.0141	-0.0161	0.0472	0.0116	-0.0307	0.0282	-42.63
Lengua materna originaria del cónyuge (d)	-0.0009	0.0018	-0.0044	-0.0013	0.0026	-0.0047	-0.0034	5.14
Años de estudio del cónyuge	0.0141	-0.0288	0.0699	0.0214	-0.0410	0.0747	0.0551	-83.45

Años de estudio del cónyuge al cuadrado	-0.0138	0.0112	-0.0353	-0.0206	0.0171	-0.0345	-0.0380	57.43
<i>Características del hogar:</i>								
Hogares con alta dependencia económica (NBI 5) (d)	-0.0037	0.0010	-0.0001	-0.0034	-0.0001	0.0008	-0.0028	4.26
Si el hogar tiene electricidad (d)	0.0050	-0.0388	0.0094	0.0175	-0.0624	0.0205	-0.0244	36.96
Si el hogar está en zona urbana (d)	0.0066	-0.0001	0.0024	0.0099	-0.0014	0.0003	0.0089	-13.42
Número de niños entre 0 y 17 años del jefe de hogar	0.0045	-0.0009	0.0143	0.0061	-0.0013	0.0131	0.0179	-27.04
<i>Efectos Fijos</i>	-0.0092	0.0184	0.0046	-0.0025	0.0147	0.0016	0.0138	-20.88
<i>Residuo</i>							-0.0189	28.53

Nota: (d)=variable dummy

Elaborado por los autores en base a INEI- Encuesta Nacional del Hogares 2005-2012

**ÚLTIMAS PUBLICACIONES DE LOS PROFESORES
DEL DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA**

Libros

José Carlos Orihuela y José Ignacio Távara (Edt.)

2014 *Pensamiento económico y cambio social: Homenaje Javier Iguíñiz*. Lima, Fondo Editorial, Pontificia Universidad Católica del Perú.

Jorge Rojas

2014 *El sistema privado de pensiones en el Perú*. Lima, Fondo Editorial, Pontificia Universidad Católica del Perú.

Carlos Conteras (Edt.)

2014 *El Perú desde las aulas de Ciencias Sociales de la PUCP*. Lima, Facultad de Ciencias Sociales, Pontificia Universidad Católica del Perú.

Waldo Mendoza

2014 *Macroeconomía intermedia para América Latina*. Lima, Fondo Editorial, Pontificia Universidad Católica del Perú.

Carlos Conteras (Edt.)

2014 *Historia Mínima del Perú*. México, El Colegio de México.

Ismael Muñoz

2014 *Inclusión social: Enfoques, políticas y gestión pública en el Perú*. Lima, Fondo Editorial, Pontificia Universidad Católica del Perú.

Cecilia Garavito

2014 *Microeconomía: Consumidores, productores y estructuras de mercado*. Lima, Fondo Editorial, Pontificia Universidad Católica del Perú.

Alfredo Dammert Lira y Raúl García Carpio

2013 *La Economía Mundial ¿Hacia dónde vamos?* Lima, Fondo Editorial, Pontificia Universidad Católica del Perú.

Piero Ghezzi y José Gallardo

2013 *Qué se puede hacer con el Perú. Ideas para sostener el crecimiento económico en el largo plazo*. Lima, Fondo Editorial de la Pontificia Universidad Católica del Perú y Fondo Editorial de la Universidad del Pacífico.

Cecilia Garavito e Ismael Muñoz (Eds.)

2012 *Empleo y protección social*. Lima, Fondo Editorial, Pontificia Universidad Católica del Perú.

Serie: Documentos de Trabajo

- No. 387 “Sobre la naturaleza multidimensional de la pobreza humana: propuesta conceptual e implementación empírica para el caso peruano”. Jhonatan Clausen y José Luis Flor. Diciembre, 2014.
- No. 386 “Inflation Targeting in Peru: The Reasons for the Success”. Oscar Dancourt. Diciembre, 2014.
- No. 385 “An Application of a Short Memory Model With Random Level Shifts to the Volatility of Latin American Stock Market Returns”. Gabriel Rodríguez y Roxana Tramontana. Diciembre, 2014.
- No. 384 “The New Keynesian Framework for a Small Open Economy with Structural Breaks: Empirical Evidence from Perú”. Walter Bazán-Palomino y Gabriel Rodríguez. Noviembre, 2014.
- No. 383 “An Application of a Random Level Shifts Model to the Volatility of Peruvian Stock and Exchange Rates Returns”. Junior Ojeda y Gabriel Rodríguez. Noviembre, 2014.
- No. 382 “Firms’ Innovation, Constrains and Productivity: the Case of Peru”. Mario Tello. Octubre, 2014.
- No. 381 “The Great Recession: on the Ineffectiveness of Domestic Adjustment Policies and the Need of Multilateral Arrangements”. Jorge Rojas. Octubre, 2014.
- No. 380 “The Political Economy of Growth, Inequality, the Size and Composition of Government Spending”. Klaus Schimdt-Hebbel y Jose Carlos Tello. Setiembre, 2014.
- No. 379 “Sistema educativo peruano: balance y agenda pendiente”. Guillermo Jopen, Walter Gómez y Herbert Olivera. Setiembre, 2014.
- No. 378 “International Competition and Inequality: A Generalized Ricardian Model”. Adolfo Figueroa. Setiembre, 2014.