



REVISTA INCLUSIONES

HOMENAJE A ALEKSANDAR IVANOV KATRANZHEV
Y NIKOLAY POPOV

Revista de Humanidades y Ciencias Sociales

Volumen 7 . Número Especial

Enero / Marzo

2020

ISSN 0719-4706

CUERPO DIRECTIVO

Directores

Dr. Juan Guillermo Mansilla Sepúlveda

Universidad Católica de Temuco, Chile

Dr. Francisco Ganga Contreras

Universidad de Los Lagos, Chile

Subdirectores

Mg © Carolina Cabezas Cáceres

Universidad de Las Américas, Chile

Dr. Andrea Mutolo

Universidad Autónoma de la Ciudad de México, México

Editor

Drdo. Juan Guillermo Estay Sepúlveda

Editorial Cuadernos de Sofía, Chile

Editor Científico

Dr. Luiz Alberto David Araujo

Pontificia Universidade Católica de Sao Paulo, Brasil

Editor Brasil

Drdo. Maicon Herverton Lino Ferreira da Silva

Universidade da Pernambuco, Brasil

Editor Ruropa del Este

Dr. Alekzandar Ivanov Katrandhiev

Universidad Suroeste "Neofit Rilski", Bulgaria

Cuerpo Asistente

Traductora: Inglés

Lic. Pauline Corthorn Escudero

Editorial Cuadernos de Sofía, Chile

Traductora: Portugués

Lic. Elaine Cristina Pereira Menegón

Editorial Cuadernos de Sofía, Chile

Portada

Lic. Graciela Pantigoso de Los Santos

Editorial Cuadernos de Sofía, Chile

COMITÉ EDITORIAL

Dra. Carolina Aroca Toloza

Universidad de Chile, Chile

Dr. Jaime Bassa Mercado

Universidad de Valparaíso, Chile

Dra. Heloísa Bellotto

Universidad de Sao Paulo, Brasil

Dra. Nidia Burgos

Universidad Nacional del Sur, Argentina

Mg. María Eugenia Campos

Universidad Nacional Autónoma de México, México

Dr. Francisco José Francisco Carrera

Universidad de Valladolid, España

Mg. Keri González

Universidad Autónoma de la Ciudad de México, México

Dr. Pablo Guadarrama González

Universidad Central de Las Villas, Cuba

Mg. Amelia Herrera Lavanchy

Universidad de La Serena, Chile

Mg. Cecilia Jofré Muñoz

Universidad San Sebastián, Chile

Mg. Mario Lagomarsino Montoya

Universidad Adventista de Chile, Chile

Dr. Claudio Llanos Reyes

Pontificia Universidad Católica de Valparaíso, Chile

Dr. Werner Mackenbach

Universidad de Potsdam, Alemania

Universidad de Costa Rica, Costa Rica

Mg. Rocío del Pilar Martínez Marín

Universidad de Santander, Colombia

Ph. D. Natalia Milanesio

Universidad de Houston, Estados Unidos

Dra. Patricia Virginia Moggia Münchmeyer

Pontificia Universidad Católica de Valparaíso, Chile

Ph. D. Maritza Montero

Universidad Central de Venezuela, Venezuela

Dra. Eleonora Pencheva

Universidad Suroeste Neofit Rilski, Bulgaria

Dra. Rosa María Regueiro Ferreira

Universidad de La Coruña, España

Mg. David Ruete Zúñiga

Universidad Nacional Andrés Bello, Chile

Dr. Andrés Saavedra Barahona

Universidad San Clemente de Ojrid de Sofía, Bulgaria

Dr. Efraín Sánchez Cabra
Academia Colombiana de Historia, Colombia

Dra. Mirka Seitz
Universidad del Salvador, Argentina

Ph. D. Stefan Todorov Kapralov
South West University, Bulgaria

COMITÉ CIENTÍFICO INTERNACIONAL

Comité Científico Internacional de Honor

Dr. Adolfo A. Abadía
Universidad ICESI, Colombia

Dr. Carlos Antonio Aguirre Rojas
Universidad Nacional Autónoma de México, México

Dr. Martino Contu
Universidad de Sassari, Italia

Dr. Luiz Alberto David Araujo
Pontificia Universidad Católica de Sao Paulo, Brasil

Dra. Patricia Brogna
Universidad Nacional Autónoma de México, México

Dr. Horacio Capel Sáez
Universidad de Barcelona, España

Dr. Javier Carreón Guillén
Universidad Nacional Autónoma de México, México

Dr. Lancelot Cowie
Universidad West Indies, Trinidad y Tobago

Dra. Isabel Cruz Ovalle de Amenabar
Universidad de Los Andes, Chile

Dr. Rodolfo Cruz Vadillo
Universidad Popular Autónoma del Estado de Puebla, México

Dr. Adolfo Omar Cueto
Universidad Nacional de Cuyo, Argentina

Dr. Miguel Ángel de Marco
Universidad de Buenos Aires, Argentina

Dra. Emma de Ramón Acevedo
Universidad de Chile, Chile

Dr. Gerardo Echeita Sarrionandia
Universidad Autónoma de Madrid, España

Dr. Antonio Hermosa Andújar
Universidad de Sevilla, España

Dra. Patricia Galeana
Universidad Nacional Autónoma de México, México

Dra. Manuela Garau
Centro Studi Sea, Italia

Dr. Carlo Ginzburg Ginzburg
Scuola Normale Superiore de Pisa, Italia
Universidad de California Los Ángeles, Estados Unidos

Dr. Francisco Luis Girardo Gutiérrez
Instituto Tecnológico Metropolitano, Colombia

José Manuel González Freire
Universidad de Colima, México

Dra. Antonia Heredia Herrera
Universidad Internacional de Andalucía, España

Dr. Eduardo Gomes Onofre
Universidade Estadual da Paraíba, Brasil

Dr. Miguel León-Portilla
Universidad Nacional Autónoma de México, México

Dr. Miguel Ángel Mateo Saura
Instituto de Estudios Albacetenses "Don Juan Manuel", España

Dr. Carlos Tulio da Silva Medeiros
Diálogos em MERCOSUR, Brasil

+ Dr. Álvaro Márquez-Fernández
Universidad del Zulia, Venezuela

Dr. Oscar Ortega Arango
Universidad Autónoma de Yucatán, México

Dr. Antonio-Carlos Pereira Menaut
Universidad Santiago de Compostela, España

Dr. José Sergio Puig Espinosa
Dilemas Contemporáneos, México

Dra. Francesca Randazzo
Universidad Nacional Autónoma de Honduras, Honduras

Dra. Yolando Ricardo

Universidad de La Habana, Cuba

Dr. Manuel Alves da Rocha

Universidade Católica de Angola Angola

Mg. Arnaldo Rodríguez Espinoza

Universidad Estatal a Distancia, Costa Rica

Dr. Miguel Rojas Mix

*Coordinador la Cumbre de Rectores Universidades
Estatales América Latina y el Caribe*

Dr. Luis Alberto Romero

CONICET / Universidad de Buenos Aires, Argentina

Dra. Maura de la Caridad Salabarría Roig

Dilemas Contemporáneos, México

Dr. Adalberto Santana Hernández

Universidad Nacional Autónoma de México, México

Dr. Juan Antonio Seda

Universidad de Buenos Aires, Argentina

Dr. Saulo Cesar Paulino e Silva

Universidad de Sao Paulo, Brasil

Dr. Miguel Ángel Verdugo Alonso

Universidad de Salamanca, España

Dr. Josep Vives Rego

Universidad de Barcelona, España

Dr. Eugenio Raúl Zaffaroni

Universidad de Buenos Aires, Argentina

Dra. Blanca Estela Zardel Jacobo

Universidad Nacional Autónoma de México, México

Comité Científico Internacional

Mg. Paola Aceituno

Universidad Tecnológica Metropolitana, Chile

Ph. D. María José Aguilar Idañez

Universidad Castilla-La Mancha, España

Dra. Elian Araujo

Universidad de Mackenzie, Brasil

Mg. Rumyana Atanasova Popova

Universidad Suroeste Neofit Rilski, Bulgaria

Dra. Ana Bénard da Costa

Instituto Universitario de Lisboa, Portugal

Centro de Estudos Africanos, Portugal

Dra. Alina Bestard Revilla

*Universidad de Ciencias de la Cultura Física y el
Deporte, Cuba*

Dra. Noemí Brenta

Universidad de Buenos Aires, Argentina

Ph. D. Juan R. Coca

Universidad de Valladolid, España

Dr. Antonio Colomer Vialdel

Universidad Politécnica de Valencia, España

Dr. Christian Daniel Cwik

Universidad de Colonia, Alemania

Dr. Eric de Léséulec

INS HEA, Francia

Dr. Andrés Di Masso Tarditti

Universidad de Barcelona, España

Ph. D. Mauricio Dimant

Universidad Hebrea de Jerusalén, Israel

Dr. Jorge Enrique Elías Caro

Universidad de Magdalena, Colombia

Dra. Claudia Lorena Fonseca

Universidad Federal de Pelotas, Brasil

Dra. Ada Gallegos Ruiz Conejo

Universidad Nacional Mayor de San Marcos, Perú

Dra. Carmen González y González de Mesa

Universidad de Oviedo, España

Ph. D. Valentin Kitanov

Universidad Suroeste Neofit Rilski, Bulgaria

Mg. Luis Oporto Ordóñez

Universidad Mayor San Andrés, Bolivia

Dr. Patricio Quiroga

Universidad de Valparaíso, Chile

Dr. Gino Ríos Patio

Universidad de San Martín de Porres, Perú

**REVISTA
INCLUSIONES**
REVISTA DE HUMANIDADES
Y CIENCIAS SOCIALES

Dr. Carlos Manuel Rodríguez Arrechavaleta
Universidad Iberoamericana Ciudad de México, México

Dra. Vivian Romeu
Universidad Iberoamericana Ciudad de México, México

Dra. María Laura Salinas
Universidad Nacional del Nordeste, Argentina

Dr. Stefano Santasilia
Universidad della Calabria, Italia

Mg. Silvia Laura Vargas López
Universidad Autónoma del Estado de Morelos, México

**CUADERNOS DE SOFÍA
EDITORIAL**

Dra. Jaqueline Vassallo
Universidad Nacional de Córdoba, Argentina

Dr. Evandro Viera Ouriques
Universidad Federal de Río de Janeiro, Brasil

Dra. María Luisa Zagalaz Sánchez
Universidad de Jaén, España

Dra. Maja Zawierzeniec
Universidad Wszechnica Polska, Polonia

Editorial Cuadernos de Sofía
Santiago – Chile
Representante Legal
Juan Guillermo Estay Sepúlveda Editorial

Indización, Repositorios y Bases de Datos Académicas

Revista Inclusiones, se encuentra indizada en:





REX



UNIVERSITY OF SASKATCHEWAN



Universidad de Concepción



BIBLIOTECA UNIVERSIDAD DE CONCEPCIÓN

**COMPORTAMIENTO DEL INGRESO Y SU DISTRIBUCIÓN EN LOS HOGARES DE BOLIVIA
BEHAVIOR OF INCOME AND ITS DISTRIBUTION IN THE HOUSEHOLDS OF BOLIVIA**

Dr. Dante Ayaviri Nina

Universidad Nacional de Chimborazo, Ecuador
dayaviri@unach.edu.ec

Dra. Gabith Quispe Fernández

Universidad Nacional de Chimborazo, Ecuador
gquispe@unach.edu.ec

Dr. Jorge Medina Gutiérrez

Universidad Técnica de Oruro, Bolivia
jorge_medina_gutierrez@hotmail.com

Fecha de Recepción: 16 de octubre de 2019 – **Fecha Revisión:** 30 de octubre de 2019

Fecha de Aceptación: 28 de noviembre de 2019 – **Fecha de Publicación:** 01 de enero de 2020

Resumen

El objetivo de la investigación, es explicar el comportamiento del ingreso medio de los hogares, la desigualdad en su distribución medida por el coeficiente de Gini y la relación entre estas dos variables en el periodo 2000 – 2015. Se utiliza datos de panel estructurado a partir de la información estadística de la encuesta de hogares del Instituto Nacional de Estadística; asimismo, se estiman modelos econométricos de efectos fijos y efectos aleatorios. Se concluye que inicialmente existe una relación inversa entre el ingreso de los hogares y la desigualdad, para luego pasar a una relación directa positiva, aspecto que confirma que en el caso de Bolivia a pesar de que en los últimos años las tasas de crecimiento han sido favorables, ello no ha permitido una mejor distribución del ingreso en los hogares bolivianos.

Palabras Claves

Ingreso de hogares – Distribución de ingresos – Datos de panel

Abstract

The objective of the research is to explain the behavior of the average income of households, the inequality in their distribution measured by the Gini coefficient and the relationship between these two variables in the period 2000 - 2015. Structured panel data is used of the statistical information of the household survey of the National Institute of Statistics; likewise, econometric models of fixed effects and random affects are estimated. It is concluded that initially there is an inverse relationship between household income and inequality, to then move to a positive direct relationship, an aspect that confirms that in the case of Bolivia despite the fact that in recent years the growth rates have been favorable, this has not allowed a better distribution of income in Bolivian households.

Keywords

Household income – Income distribution – Panel data

Para Citar este Artículo:

Ayaviri Nina, Dante; Quispe Fernández, Gabith y Medina Gutiérrez, Jorge. Comportamiento del ingreso y su distribución en los hogares de Bolivia. Revista Inclusiones Vol: 7 num Especial Enero-Marzo (2020): 125-141.

Licencia Creative Commons Attribution Non-Comercial 3.0 Unported
(CC BY-NC 3.0)
Licencia Internacional



Introducción

El aporte de las investigaciones acerca de la desigualdad en la distribución de ingresos, en general asume, que cuando la desigualdad de los ingresos se incrementa, los niveles de pobreza también, y por tanto, la calidad de vida y el bienestar social disminuyen; además, el estudio de la distribución del ingreso es relevante porque es un factor determinante en el desarrollo social y económico de un país¹; una sociedad con mayor desigualdad de ingresos genera que sus habitantes tengan la percepción de menores probabilidades de desarrollo².

La distribución de los ingresos en América Latina es una de las más inequitativas respecto de otras regiones del mundo y es un problema no reciente, desde la década de los ochenta y noventa los indicadores de distribución del ingreso no han mejorado, si bien algunos países han mostrado mejoras en sus tasas de crecimiento económico, esto no se ha traducido en una mejor distribución de los ingresos, pues los ricos tienen mayores ingresos en desmedro de los más necesitados que tienen menos³; sin embargo; la evolución de los indicadores de desigualdad en la región ha sido gradual, en el periodo 2002 – 2013 en 15 de 17 países en América Latina, entre los que se encuentra Bolivia, se evidencia una discreta mejoría en distribución de los ingresos reflejado en una disminución del coeficiente de Gini; para el año 2014 el índice de Gini promedio para América Latina es de 0,491 evidenciándose que Uruguay y Venezuela son los países con mejor distribución de ingresos de la región, mientras que Colombia, Brasil y Guatemala son los países con mayor desigualdad en la distribución de los ingresos⁴.

Como resultado de la disponibilidad de información estadística de encuesta de hogares realizada por el Instituto Nacional de Estadística, en Bolivia se han abordado estudios acerca de la desigualdad en la distribución de los ingresos que evidencian que en Bolivia existen altos niveles de pobreza y desigualdad⁵; aunque las reformas estructurales del año 1985 lograron estabilizar la economía y permitieron un crecimiento moderado, un porcentaje importante de la población sigue viviendo en condiciones de pobreza, además Bolivia sigue siendo uno de los países con mayor desigualdad en América Latina⁶.

¹ Morley Samuel, La distribución de ingreso en América Latina y el Caribe (Santiago: CEPAL, 2000); Eduardo Camacho y Willy Cortez, “Distribución del ingreso y bienestar social en México 1984-2008”, Estudios Económicos, num 3 (2012): 347-378 y Alhelí Flores, Distribución del ingreso en México: 1984-2006 repercusión en las clases sociales, Doctoral dissertation, Universidad Autónoma de Nuevo León. 2009.

² Rogelio Huerta Quintanilla, “Pobreza, distribución del ingreso y renta básica”, Economía UNAM, num 9 Vol: 26 (2012): 68-81 y Manuel Muñoz, “Algunos aspectos de la distribución del ingreso en Colombia”, Cuadernos de Economía Vol: 14 num 3 (1990): 35-70.

³ Walter Hernani, ¿Qué importa para reducir la pobreza y en que magnitud? Desigualdad (La Paz: Capital Humano y Mercado Laboral en Bolivia, 2002) y Facundo Alvaredo y Leonardo Gasparini. Recent trends in inequality and poverty in developing countries (Ámsterdam: North-Holland, 2015).

⁴ CEPAL, Bases de datos y publicaciones estadísticas. Estadísticas e indicadores. 2016. Disponible en <http://estadisticas.cepal.org>; Juan Pablo Jiménez, Desigualdad, concentración del ingreso y tributación sobre las altas rentas en América Latina (Santiago: CEPAL, 2015) y Roberto Mauricio Sánchez-Torres, “Desigualdad del ingreso en Colombia: un estudio por departamentos”, Cuadernos de Economía, num 36 Vol: 72 (2017): 139-178.

⁵ Horacio Villegas, “Desigualdad en el área rural de Bolivia: ¿cuán importante es la educación?”, Revista Latinoamericana de Desarrollo Económico, num 4 Vol: 6 (2015): 121-135 y Wilson Jiménez y Susana Lizárraga, Ingresos y desigualdad en el área rural de Bolivia (La Paz: UDAPE, 2003).

⁶ Walter Hernani, ¿Qué importa para reducir la pobreza... y Juan Pablo Jiménez, Desigualdad, concentración del ingreso...

En 1989 el coeficiente de Gini en Bolivia fue de 0,49 mientras que en el año 1999 alcanzó el 0,55 lo cual refleja un aumento de la desigualdad en 6 puntos porcentuales, además entre los años 1999 y 2001 la desigualdad en la distribución de los ingresos se incrementó tanto en el área urbana como el área rural; en la misma línea, Andersen et al., afirman que “la desigualdad en el país llegó a su punto máximo el año 2000 con un Gini mayor a 0,6. Entre el año 2005 y 2011 la desigualdad disminuyó constantemente, con un leve incremento en 2012 y 2013”⁷. Así también, para el año 2013 según se evidencia que existen diferencias significativas en los niveles de desigualdad de distribución de ingresos considerando los nueve departamentos de Bolivia; Tarija es el departamento con menos desigualdad, seguido por Oruro y Beni; mientras que Chuquisaca, Potosí y Pando son los departamentos con mayor desigualdad en la distribución de los ingresos; además, se contrasta que Oruro y Tarija son los departamentos con mejoras relevantes en la distribución del ingreso desde el año 2000; en Oruro, el coeficiente de Gini disminuyó de 0,63 el año 2000 hasta 0,38 el año 2013, también en Tarija el Gini se redujo de 0,60 a 0,35 en el mismo periodo⁸.

En este contexto, el presente estudio tiene como objetivo explicar el comportamiento del ingreso medio de los hogares, la desigualdad en su distribución medida por el coeficiente de Gini y la relación entre estas dos variables, en tal sentido, se emplea datos de panel estructurado a partir de la información estadística de la encuesta de hogares del Instituto Nacional de Estadística considerando los nueve departamentos de Bolivia para el periodo 2000-2015, además se estiman modelos econométricos de efectos fijos y efectos aleatorios.

Aspectos teóricos

Las diferentes escuelas del pensamiento económico fundamentan la forma como se genera riqueza y como se distribuye, en este acápite se expone los principales postulados de las doctrinas económicas como la Fisiócrata, Clásica, Marxista, Keynesiana, Marginalista y Monetarista. La escuela Fisiócrata surge en Francia en la segunda mitad del siglo XVIII, el fundador y principal representante de esta doctrina económica es Francois Quesnay, junto con Robert Turgot afirman que la principal actividad económica que genera riqueza es la agricultura; además, sustentan el libre comercio y el *laissez – faire*, los gobiernos tienen una limitada participación en la economía. En esa línea Debrott⁹, afirma que la contribución de la fisiocracia al pensamiento económico y, en particular, a la formulación de una teoría que posibilitara comprender la verdadera naturaleza y causas de la riqueza social, tiene como punto de partida el reconocimiento de la existencia de la renta de la tierra. Los fisiócratas explican el producto neto como la riqueza y la productividad generada exclusivamente por la actividad agrícola; es decir, como fruto de trabajar la tierra existe un superávit que se traduce en un excedente respecto de los costos de producción; también el dinero considerado en sí mismo no es riqueza pues no puede procurar provecho más que por la adquisición de bienes productivos¹⁰, y el plusproducto generado es consumido por los que

⁷ Lykke Andersen; Oscar Tejerina, y Anna Doyle. D-Desigualdad, INESAD book chapters, 1: (2016): 55-60.

⁸ Oscar Molina Tejerina, Bolivia: más allá de la desigualdad en la distribución del ingreso (La Paz: Friedrich Ebert Stiftung, 2016).

⁹ David Debrott, “Apuntes sobre teoría de la renta en la interpretación crítica de Marx: los fisiócratas”, Revista Laberinto, num 10 (2002): 5-15

¹⁰ Rossi Cendrer, Los fisiócratas Quesnay, Dupont de Nemours, Mirabeau y otros (Buenos Aires: Centro editor, 1967).

sustentan la riqueza y el poder¹¹; esto implicaría una inequitativa distribución de los ingresos, pues los excedentes económicos estarían destinados a un grupo determinado, que para el caso de los Fisiócratas la clase privilegiada sería los agricultores que trabajan la tierra.

Por otra parte, los inicios de la escuela Clásica de economía se da en la última etapa del siglo XVIII, conjuntamente a la revolución industrial británica, que marcó un ritmo acelerado de la economía, cambios de los medios de producción, que implicó por ejemplo pasar a la máquina de vapor, y que causó además de lo económico, cambios sociales, es lo que luego se denominaría sistema económico capitalista; esta doctrina económica, se desarrolla sobre la base del pensamiento de Adam Smith y David Ricardo, el primero sustentaba la división del trabajo, la mano invisible, el precio de mercado; no intervención del Estado; el segundo argumenta en su principal obra Principios de economía política y tributación (1817) la distribución de la renta de la tierra, el valor de los bienes respecto de la cantidad de trabajo utilizado; además indica que existe rendimientos decrecientes de la tierra. Así, el modelo económico planteado por Adam Smith tiene cuatro pilares, el egoísmo, el liberalismo, la división del trabajo y el orden natural; en este modelo, la moral es determinante para explicar la distribución de la riqueza en el capitalismo; además, considera un sistema de distribución en base a la retribución justa a cada factor productivo según su aporte a la producción; es decir, al capital el beneficio, al trabajador el salario y al dueño de la tierra la renta, de esta manera se propiciaría un mundo más equitativo¹², también se destaca que David Ricardo, demuestra cómo la escasez relativa de un bien puede dar a una persona mayor riqueza en la medida que dicha persona es poseedora de un recurso escaso¹³, en tanto que la riqueza de las sociedades en las que domina el modo de producción capitalista se presenta como un enorme cúmulo de mercancías, y la mercancía individual como la forma elemental de esa riqueza¹⁴.

Para los capitalistas, dueños de los medios de producción, la diferencia entre la remuneración que le paga por horas trabajadas al obrero y las horas que éste dedica a la producción de la mercancías debe ser siempre positiva, generando ganancia extra para el capitalista, es lo que denomina Marx como plusvalía o plusvalor; y bajo la óptica marxista, llegaríamos a que el contenido de la distribución funcional es cuánto se apropian obreros y capitalistas del total del valor creado por aquellos, como resultado de las formas de utilización de la fuerza de trabajo en un proceso productivo que tiene por fundamento la producción de plusvalor y que, por ende, encierra necesariamente una relación conflictiva entre obreros y capitalistas¹⁵. Un economista notable del siglo XX es el británico Keynes (1943) que en la década de los treinta fundamenta el desarrollo de un nuevo modelo económico que se constituye en un auténtico hito para entender la evolución tanto de la Ciencia Económica como de la historia económica, e incluso política y social, de la segunda mitad del siglo que acaba de terminar. Sin embargo, la mayoría de los investigadores que de una u otra forma se han acercado al pensamiento keynesiano han

¹¹ José González, Distribución del ingreso y pobreza en América Latina: Los casos de Argentina, Brasil, Chile y México (Tijuana: Universidad Nacional Autónoma de México, 2011).

¹² David Debrott, Apuntes sobre teoría de la renta...

¹³ Beatriz Vera de Miguel, Efectos de la crisis sobre la distribución de la renta: un estudio comparativo, Universidad de Sevilla. España. 2015.

¹⁴ Karl Marx, El capital: crítica de la economía política (Madrid: Alianza Editora, 2010).

¹⁵ Juan Graña, Distribución funcional del ingreso en la Argentina 1935-2005. Documento de trabajo, (2007): 8-16.

ignorado o, al menos, desdeñado, sus aportaciones a la relación de compatibilidad entre equidad en la distribución de la renta y crecimiento económico¹⁶.

Por su parte, la escuela marginalista es un conjunto de doctrinas que emergieron a finales del siglo XIX y principios del siglo XX; esta escuela, explica la determinación de ingresos de los factores de producción sin considerar quienes los reciben; además, el ingreso generado está determinado por la productividad marginal de los factores y la intensidad con que se los emplea; sus principales representantes son William Stanley Jevons, Carl Menger, León Walras, Alfred Marshall; su análisis se fundamenta en el principio de utilidad marginal decreciente. Para la economía marginalista, la teoría de la distribución es un aspecto de la teoría general del valor: los factores son remunerados porque son escasos¹⁷.

La doctrina económica denominada monetarismo emana luego de la segunda guerra mundial en la década de los años 40, sustenta el libre mercado acorde con una limitada participación estatal, priorizan el control de la inflación respecto de los niveles de desempleo, su principal representante es Milton Friedman, Milton Friedman ocupará, sin duda, un lugar importante, probablemente como el economista que más ha contribuido en la ola del pensamiento keynesiano y a reivindicar la ideas clásicas respecto a la distribución de los ingresos¹⁸. Sin embargo, González¹⁹, afirma que para el caso del monetarismo, el problema se centra en la moneda que expresa la riqueza de la sociedad en general, o sea, en la cantidad de dinero que se debe repartir o distribuir, Y si queremos obtener algo referido a la pobreza, debemos mencionar la inflación como eje central de la pobreza y como el problema central de toda la economía.

Metodología

La estimación econométrica para explicar la relación entre ingreso y su distribución en Bolivia se realiza empleando datos de panel, para ello se aplica el modelo de efectos fijos y el modelo de efectos aleatorios; asimismo, el criterio del test de Hausman ayuda a determinar la metodología más adecuada de estimación entre efectos fijos y aleatorios. En este sentido, el modelo de efectos fijos considera que las variables explicativas afectan por igual a las unidades de corte transversal y que éstas se diferencian por características propias de cada una de ellas, medidas por medio del intercepto. Es por ello que los N interceptos se asocian con variables dummy con coeficientes específicos para cada unidad, los cuales se deben estimar²⁰. El planteamiento de García²¹, indica que el modelo general de datos de panel está representado por la siguiente expresión:

$$y_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^k \beta_k x_{kit} + u_{it} \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

¹⁶ Antonio García Lizana y Salvador Pérez Moreno, Equidad y Crecimiento en el pensamiento keynesiano, VII Jornadas de Economía Crítica. 2000. 45-60.

¹⁷ Fernando Méndez, El enfoque microeconómico: marginalismo y neoclásicos, Ensayos sobre pensamiento económico. 1994. 89-138.

¹⁸ Antonio Argandoña, El pensamiento económico de Milton Friedman (España: Universidad de Navarra, 1990).

¹⁹ José González, Distribución del ingreso y pobreza en América Latina...

²⁰ Mauricio Mayorga y Evelyn Muñoz, La técnica de datos de panel una guía para su uso e interpretación (San José: Banco Central de Costa Rica, 2000).

²¹ Luis García, Técnicas de medición económica. Castilla de la Mancha (España: 2010).

Se debe tomar en cuenta que el término de error es igual a $u_{it} = \alpha_i + \phi_t + \varepsilon_{it}$, donde $\alpha_i = \sum_{i=1}^{N-1} \alpha_i d_i$ y $\phi_t = \sum_{t=1}^{T-1} \phi_t t_t$, de tal forma que con α_i se incluyen $N - 1$ variables dummy en el modelo para explicar el efecto de cada una de las unidades de estudio en la variable dependiente; mientras que con ϕ_t se incluyen $T - 1$ variables dummy para explicar el efecto del tiempo. Asimismo el término de error u_{it} no es aleatorio, sin embargo su componente ε_{it} si es aleatorio y cumple con las propiedades de ruido blanco; entonces, el modelo a estimar con efectos fijos es:

$$y_{it} = \beta_0 + \alpha_1 d_1 + \dots + \alpha_N d_N + \phi_1 t_1 + \dots + \phi_T t_T + \sum_{k=1}^k \beta_k x_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

También puede expresarse de la siguiente manera:

$$y_{it} = \beta_0 + \sum_{i=1}^{N-1} \alpha_i d_i + \sum_{t=1}^{T-1} \phi_t t_t + \sum_{k=1}^k \beta_k x_{kit} + \varepsilon_{it}$$

La forma matricial se expresa como $y_{it} = \alpha_i + \phi_t + \beta'_i X_{it} + \varepsilon_{it}$, la estimación se la realiza aplicando Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y se incluyen además de los k parámetros, $N + T - 2$ coeficientes, se considera también el término independiente.

Un aspecto a tomar en cuenta es, los modelos de efectos fijos permite que los efectos individuales α_i y ϕ_t puedan estar correlacionados con las variables explicativas X_{it} , sin embargo para que los estimadores por MCO sean consistentes es menester la exogeneidad estricta de X_{it} y ε_{it} .

Los modelos de efectos aleatorios tienen diferencias entre las observaciones individuales son realizaciones de variables aleatorias, lo que conlleva que el término aleatorio de la ecuación pueda ser descompuesto en la suma de términos aleatorios incorrelados y homocedásticos²², en esa línea también se considera que los efectos individuales no son independientes entre sí, sino que están distribuidos aleatoriamente alrededor de un valor dado. Una práctica común en el análisis de regresión es asumir que el gran número de factores que afecta el valor de la variable dependiente pero que no han sido incluidas explícitamente como variables independientes del modelo, pueden resumirse apropiadamente en la perturbación aleatoria²³. El modelo de coeficientes aleatorios más utilizado es el modelo con varios componentes de error. Utiliza un error aleatorio en el tiempo, un error aleatorio en las unidades sociales, y un error que depende del tiempo y de las unidades sociales pero que es aleatorio, con el fin de proporcionar estimaciones eficientes y no sesgadas de los coeficientes de regresión. El modelo a estimar es:

²² María Brito, El racionamiento del crédito: análisis econométrico con datos de panel de su incidencia en las decisiones de inversión de las empresas. Doctoral dissertation, Universidad de La Laguna, España. 1995.

²³ Luis García, Técnicas de medición económica...

$$y_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^k \beta_k x_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Donde y_{it} es una función lineal de k variables explicativas, y el término de error tiene la estructura siguiente:

$$u_{it} = \alpha_i + \phi_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Donde $i = 1, \dots, N$ unidades sociales y $t = 1, \dots, T$ observaciones en el tiempo.

El error u_{it} tiene un componente individual aleatorio que es invariable a través del tiempo α_i (caracteriza a cada uno de los agentes sociales y se denomina componente “entre grupos”) y un componente temporal aleatorio que es invariable a través de los individuos ϕ_t (que varía a través del tiempo y se denomina componente “intragrupos”). Asimismo, tiene un componente ε_{it} que es aleatorio.

Cada uno de los tres componentes del error total $\alpha_i, \phi_t, \varepsilon_{it}$ sigue una distribución normal con media cero, no está correlacionado consigo mismo ($E(\alpha_i \alpha_j) = 0$ y $E(\phi_t \phi_s) = 0$ para todo agente $i \neq j$ y para todo instante $t \neq s$), son homocedásticos y no están correlacionadas con las variables X, es decir, $Cov(\varepsilon_{it}, \alpha_j) = 0$ para todo agente $i \neq j$ y para todo instante $t \neq s$ tenemos:

$$E(\alpha_i) = E(\phi_t) = E(\varepsilon_{it}) = 0 \quad (5)$$

$$Var(\alpha_i) = \sigma_\alpha^2; Var(\phi_t) = \sigma_\phi^2; Var(\varepsilon_{it}) = \sigma_\varepsilon^2 \quad (6)$$

$$Cov(\alpha_i \alpha_j) = 0; Cov(\phi_t \phi_s) = 0; Cov(\varepsilon_{it} \varepsilon_{js}) = 0 \quad (7)$$

La estructura de varianza del error total es:

$$Var(u_{it}) = \sigma_\alpha^2 + \sigma_\phi^2 + \sigma_\varepsilon^2 \quad (8)$$

La covarianza entre los errores para dos unidades sociales diferentes es:

$$Cov(u_{it} u_{jt}) = \sigma_\phi^2 \quad (9)$$

La covarianza entre los errores para una misma unidad social en dos momentos del tiempo distinta es:

$$Cov(u_{it} u_{is}) = \sigma_\alpha^2 \quad (10)$$

El método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) no es aplicable dado que no se cumplen los supuestos que permiten que el estimador sea consistente. Por lo que es preferible en este caso utilizar el método de Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG) cuyas estimaciones son eficientes. En la estimación de datos de panel es relevante elegir entre la estimación de un modelo de efectos fijos o un modelo de efectos aleatorios, el test de Hausman es el indicador estadístico que ayuda y fundamenta la elección de uno de estos modelos; en este sentido, Pastor²⁴ señala que si existe mucha diferencia entre los valores de ambas estimaciones será un indicio que hay efectos individuales no observados, si no la hay, será un indicio de que ese, modelo es de efectos aleatorios. En realidad, la hipótesis nula que plantea Hausman es que las diferencias entre las estimaciones de efectos aleatorios y efectos fijos no son significativas; entonces, rechazar la hipótesis nula implicaría aceptar que la estimación por efectos aleatorios es inconsistente y debería considerarse la estimación por efectos fijos.

Resultados

Para explicar la relación entre el ingreso medio de los hogares y la desigualdad en su distribución medido por el coeficiente de Gini, se utiliza datos de panel estructurado a partir de la información estadística de la encuesta de hogares del INE considerando los nueve departamentos de Bolivia para el periodo 2000-2015; asimismo, se estiman modelos de efectos fijos y efectos aleatorios. La Figura 1, se presenta la media de los ingresos de los hogares de Bolivia para cada departamento y año; se observa que los hogares de los departamentos de Santa Cruz y Pando son los de mayor ingreso medio; asimismo, los departamentos de Potosí y Chuquisaca presentan el menor ingreso medio de hogares. Los años 2000, 2001 y 2002 son los de ingreso medio de hogares más bajo, el 2014 es el año que reporta el ingreso medio de hogares más alto. Como se puede apreciar, la tendencia es creciente del ingreso de los hogares en Bolivia en el periodo de estudio.

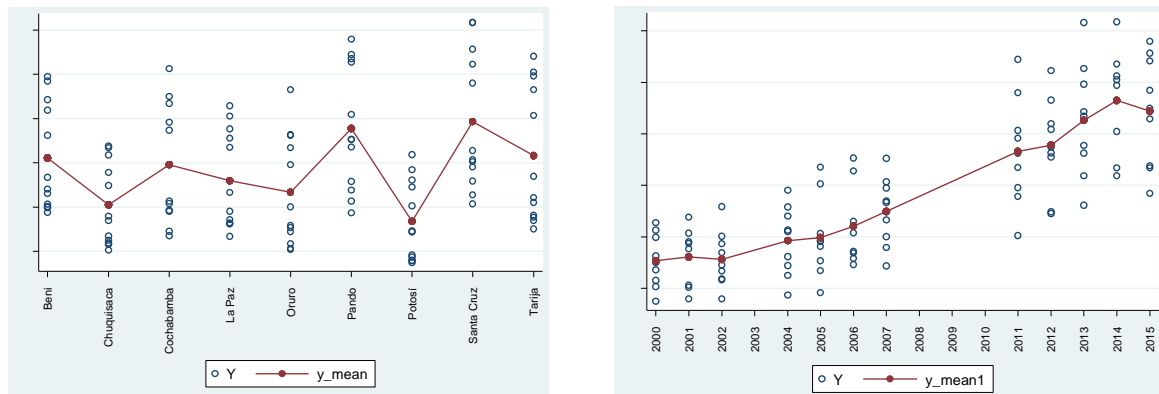


Figura 1

Bolivia: Media ingreso de hogares, según departamento y años

Fuente: Elaboración propia con datos encuesta de hogares INE, 2000 – 2015

En cambio, en la figura 2, se observa la media del coeficiente de Gini según departamento y años; en promedio, los departamentos con mayor desigualdad en la distribución de los ingresos de hogares son Chuquisaca y Potosí, mientras que los departamentos con mayor equidad en la distribución de los ingresos de hogares son Beni,

²⁴ Carlos Pastor, Introducción a modelos de datos de panel (Valladolid: Universidad de Valladolid, 2016).

Pando y Tarija. Considerando los años, en promedio el año 2000 presenta la mayor desigualdad en la distribución de ingresos de los hogares, en el año 2015 en promedio la distribución del ingreso de los hogares es la más equitativa; asimismo, se aprecia una tendencia decreciente del comportamiento del coeficiente de Gini en el periodo 2000 – 2015.

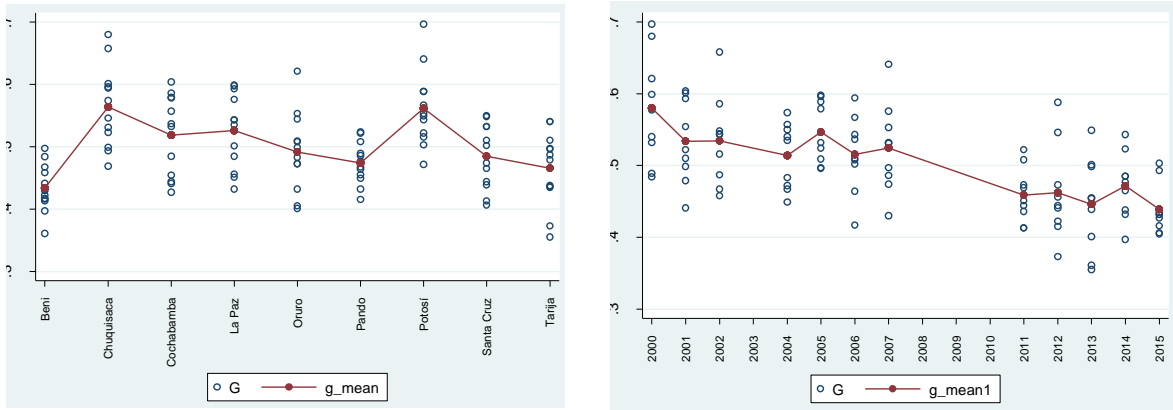


Figura 2

Bolivia: Media coeficiente de Gini, según departamento y años

Fuente: Elaboración propia con datos encuesta de hogares INE, 2000 – 2015

Antes de estimar un modelo de efectos fijos o efectos aleatorios es importante verificar que exista relación estadística significativa entre las variables; en ese sentido, en primera instancia se realiza una regresión lineal a través de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), se considera los datos como uno solo, no se toma en cuenta departamentos y años. La Tabla 1, presenta la regresión en datos en niveles entre el coeficiente de Gini (g) y el ingreso medio de los hogares (y), ingreso medio de los hogares al cuadrado (y2) con 108 observaciones; se considera los datos en niveles por presentar mejor ajuste respecto de los datos en logaritmos.

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	108
Model	.261772465	2	.130886233	F(2, 105)	=	57.42
Residual	.239338524	105	.002279415	Prob > F	=	0.0000
Total	.501110989	107	.00468328	R-squared	=	0.5224
				Adj R-squared	=	0.5133
				Root MSE	=	.04774

g	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
y	-.0000767	.0000156	-4.93	0.000	-.0001076 -.0000459
y2	6.61e-09	2.35e-09	2.82	0.006	1.96e-09 1.13e-08
_cons	.6539028	.022222	29.43	0.000	.6098406 .697965

Tabla 1

Bolivia: Regresión entre coeficiente de Gini e ingreso medio de los hogares

Fuente: Elaboración propia con datos encuesta de hogares INE, 2000 – 2015

Los estadísticos *t* de student indican que el ingreso medio de los hogares es individualmente significativo para explicar la desigualdad en la distribución de los ingresos de hogares medido por el coeficiente de Gini, también el estadístico F de Fisher señala que las variables exógenas en conjunto son estadísticamente significativas para explicar a la variable endógena, asimismo, los signos de los parámetros estimados de las variables

primero muestran una relación inversa negativa entre el ingreso medio de los hogares y el coeficiente de Gini, luego el signo positivo del parámetro estimado de la variable cuadrática indica relación positiva entre el ingreso y coeficiente de Gini (ver figura 3), en la que se muestra la relación descrita entre las variables de estudio.

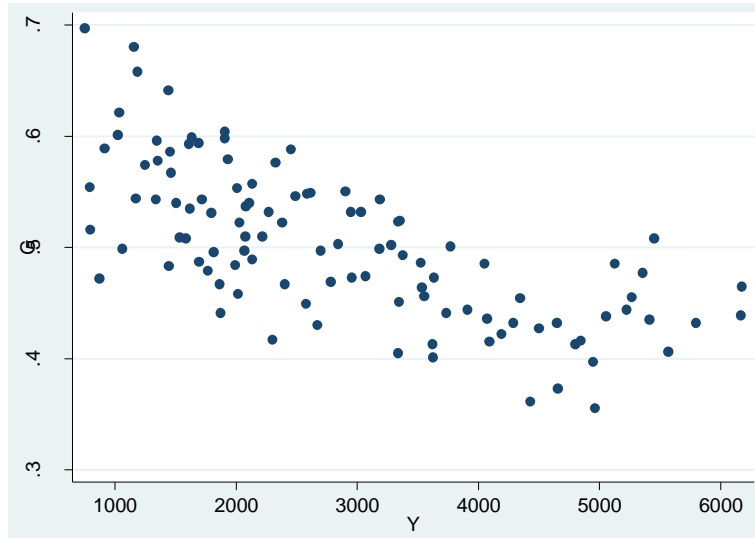


Figura 3

Bolivia: Diagrama de dispersión, coeficiente de Gini e ingreso medio de los hogares

Fuente: Elaboración propia con datos encuesta de hogares INE, 2000 – 2015

- **Efectos fijos.** Asimismo, se realiza una regresión tomando en cuenta los departamentos, es decir, efectos fijos utilizando Mínimos Cuadrados, modelo variable dummy, se tiene ahora nueve sub regresiones para cada departamento.

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	108
Model	.346688641	10	.034668864	F(10, 97)	=	21.78
Residual	.154422348	97	.001591983	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.6918
				Adj R-squared	=	0.6601
				Root MSE	=	.0399
Total	.501110989	107	.00468328			

g	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
y	-.0000653	.0000137	-4.76	0.000	-.0000926 -.0000381
y2	5.25e-09	2.04e-09	2.57	0.012	1.20e-09 9.31e-09
_Idepartame_2	.0923565	.0167406	5.52	0.000	.059131 .125582
_Idepartame_3	.078401	.0163104	4.81	0.000	.0460294 .1107727
_Idepartame_4	.0752312	.0163781	4.59	0.000	.0427251 .1077372
_Idepartame_5	.029276	.0165825	1.77	0.081	-.0036356 .0621876
_Idepartame_6	.0572477	.0164888	3.47	0.001	.024522 .0899734
_Idepartame_7	.073619	.0173368	4.24	0.000	.0391482 .1080897
_Idepartame_8	.069628	.0166921	4.17	0.000	.0364988 .1027571
_Idepartame_9	.0292078	.0163724	1.78	0.078	-.0032869 .0617025
_cons	.5790372	.0243835	23.75	0.000	.5306427 .6274316

Tabla 2

Bolivia: Estimación modelo efectos fijos entre coeficiente de Gini e ingreso medio de los hogares

Fuente: Elaboración propia con datos encuesta de hogares INE, 2000 – 2015

La estimación con efectos fijos admite variaciones en el intercepto a través de la inclusión de variables dummy, y así se consideran los efectos de cada departamento; el modelo con efectos fijos en la Tabla 2, muestra que el signo negativo del coeficiente estimado de la variable ingreso de los hogares (y) indica una relación inversa entre el ingreso de los hogares y la desigualdad en la distribución de ingresos de los hogares; luego, el signo positivo del coeficiente estimado de la variable ingreso de los hogares al cuadrado (y2) revela una relación directa positiva entre ingreso de los hogares y la desigualdad en la distribución de ingresos de los hogares; además, se considera el estadístico t de student para validar la significancia estadística individual de las variables explicativas, se observa que los “p – values” de los estadísticos t de student son menores al 5% para las variables (y) y (y2) y que los valores calculados caen en la región de rechazo de la hipótesis nula; entonces, se acepta que el ingreso de los hogares es individualmente significativo para explicar variaciones en los niveles de desigualdad en la distribución de ingresos de los hogares en Bolivia; también, el valor calculado del estadístico F es igual a 21,78 y su probabilidad es menor al 5% de nivel de significancia lo cual significa que se rechaza la hipótesis nula y se acepta la hipótesis alternativa de que el conjunto de variables independientes del modelo son estadísticamente significativas para explicar el comportamiento de la variable explicada que en este caso es la desigualdad en la distribución de ingreso de los hogares; el coeficiente de determinación y el ajustado señala también buen ajuste del modelo de efectos fijos; asimismo, se observa las variables dicotómicas para los departamentos (1=Beni 2=Chuquisaca, 3=Cochabamba, 4=La Paz, 5=Oruro, 6=Pando, 7=Potosí, 8=Santa Cruz, 9=Tarija), Beni es el departamento de referencia para los demás departamentos, el t de student indica que los parámetros estimados de las variables dummy de los departamentos de Chuquisaca, Cochabamba, La Paz, Pando, Potosí, Santa Cruz son significativos al 5%, mientras que los departamentos de Oruro y Tarija son significativos al 10%; en el Anexo A, se presenta dos formas alternativas de estimar los efectos fijos, sin embargo los signos y el valor de los parámetros estimados son los mismos.

- Efectos aleatorios

Random-effects GLS regression	Number of obs	=	108
Group variable: departamen~1	Number of groups	=	9
R-sq:	Obs per group:		
within = 0.5112	min =		12
between = 0.5684	avg =		12.0
overall = 0.5219	max =		12
	Wald chi2(2)	=	110.44
corr(u_i, X) = 0 (assumed)	Prob > chi2	=	0.0000

g	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
y	-.0000671	.0000136	-4.95	0.000	-.0000936 -.0000405
y2	5.45e-09	2.02e-09	2.70	0.007	1.49e-09 9.41e-09
_cons	.6380491	.0220893	28.88	0.000	.5947549 .6813434
sigma_u	.02999844				
sigma_e	.03989966				
rho	.36113421	(fraction of variance due to u_i)			

Tabla 3

Bolivia: Estimación modelo efectos aleatorios entre coeficiente de Gini e ingreso medio de los hogares

Fuente: Elaboración propia con datos encuesta de hogares INE, 2000 – 2015

La estimación de un modelo de efectos aleatorios según señala Iriarte Rivas²⁵ captura las diferencias entre departamentos y años a través de un término de error $\omega_{it} = \varepsilon_i + v_t + u_{it}$, donde ε_i es el término inobservable que representa el componente del error específico de los departamentos, v_t es un término inobservable que representa el componente del error específico de los años y u_{it} es el componente del error estimado de series de tiempo (años) y de series de corte transversal (departamentos); asimismo, se asume que ε_i no está correlacionado con ninguna variable en la ecuación. En la Tabla 3, se observa que el signo del parámetro estimado del ingreso de los hogares (y) es negativo y el signo del parámetro del ingreso de los hogares al cuadrado (y^2) es positivo, también se observa que los coeficientes de regresión son individualmente significativos porque el estadístico t de student cae en la región de rechazo de la hipótesis nula, además el valor de los “ p – values” son menores al 5% del nivel de significancia; por tanto, se acepta que existe relación significativa entre el ingreso de los hogares y desigualdad; el estadístico calculado Wald $\chi^2(2)$ cae en la región de rechazo de la hipótesis nula y el valor del “ p – value” es menor al 5% por tanto se acepta la significancia estadística conjunta de los parámetros estimados.

En el Anexo B, se presenta el test LM multiplicador Breusch – Pagan Lagrange que ayuda a decidir si se utiliza una regresión de efectos aleatorios o una regresión por mínimos cuadrados ordinarios, la hipótesis nula es que las varianzas entre los departamentos son iguales a cero, como la probabilidad del estadístico calculado es menor a 5% se rechaza la hipótesis nula y entonces se debe aplicar una regresión de efectos aleatorios.

	— Coefficients —			
	(b) fixed	(B) random	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
y	-.0000653	-.0000671	1.72e-06	2.17e-06
y ²	5.25e-09	5.45e-09	-1.97e-10	2.90e-10

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(1) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)] (b-B)
 = 0.63
 Prob>chi2 = 0.4286

Tabla 4

Test de Hausman

Fuente: Elaboración propia con datos encuesta de hogares INE, 2000 – 2015

En la misma línea, la Tabla 4 muestra el Test de Hausman, que permite decidir entre efectos fijos o efectos aleatorios, se observa que la probabilidad del estadístico a prueba es mucho mayor a 5%, por tanto, se acepta la hipótesis nula de que los coeficientes estimados de los modelos de efectos fijos y aleatorios no tienen diferencias

²⁵ Carlos Rivas, Análisis de la relación crecimiento económico y desigualdad en México (México: Instituto Politécnico Nacional, 2011).

significativas, a razón de ello se decide por los efectos aleatorios; sin embargo, la estimación de efectos fijos también presenta coeficientes estimados significativos por tal motivo, también se considera en la investigación para fundamentar la relación entre el ingreso medio de los hogares y la desigualdad en su distribución en Bolivia.

Conclusiones

Los diferentes estudios revisados permiten evidenciar que América Latina es una de las regiones con mayor desigualdad en la distribución de los ingresos, particularmente en Bolivia pese a las reformas estructurales en el año 1985 la población sigue viviendo en condiciones de pobreza y desigualdad en la distribución de los ingresos, entre 1989 y 1999 el índice de Gini se incrementó en 6 puntos porcentuales, el año 2000 la desigualdad en los ingresos registró un máximo con un coeficiente de Gini superior a 0,6; pese a que entre los años 2005 y 2011 la desigualdad disminuyó acompañado de incrementos en la tasa de crecimiento, en la coyuntura actual de la economía boliviana no se avizora políticas distributivas claras y esto debiera ser un tema de preocupación en la política económica de Bolivia, más aún cuando existen diferencias significativas en los niveles de desigualdad entre departamentos tanto en el área urbana como rural.

Las estimaciones realizadas reflejan que en Bolivia para el periodo 2000 – 2015 los hogares de los departamentos de Santa Cruz y Pando son los de mayor ingreso medio; mientras que los hogares de los departamentos de Potosí y Chuquisaca son los de menor ingreso medio; además, los años 2000, 2001 y 2002 son los de ingreso medio de hogares más bajo, sin embargo, el 2014 es el año que reporta el ingreso medio de hogares más alto. Asimismo, los departamentos con mayor desigualdad en la distribución de los ingresos de hogares son Chuquisaca y Potosí, mientras que los departamentos con mayor equidad en la distribución de los ingresos de hogares son Beni, Pando y Tarija. En promedio el año 2000 presenta la mayor desigualdad en la distribución de ingresos de hogares, sin embargo, el año 2015 registra el promedio de distribución de ingresos de hogares más equitativo.

Test de Hausman acepta la hipótesis nula de que los coeficientes estimados de los modelos de efectos fijos y aleatorios no tienen diferencias significativas, además ambos modelos presentan coeficientes estimados significativos que contrastan que en el periodo 2000 – 2015 inicialmente existe una relación inversa entre el ingreso de los hogares y la desigualdad en la distribución de ingresos de los hogares, para luego pasar a una relación directa positiva entre el ingreso de los hogares y la desigualdad en su distribución, aspecto que confirma que en el caso de Bolivia a pesar de que en los últimos años las tasas de crecimiento han sido favorables, esto no ha permitido una mejor distribución del ingreso en los hogares bolivianos.

Anexos

Anexo A: Estimación de modelos de efectos fijos (Formas alternativas)

Variable	fixed	ols	areg
y	-.00006533***	-.00006533***	-.00006533***
y2	5.254e-09*	5.254e-09*	5.254e-09*
_Idepartam~2		.09235648***	
_Idepartam~3		.07840101***	
_Idepartam~4		.07523119***	
_Idepartam~5		.02927601	
_Idepartam~6		.05724772***	
_Idepartam~7		.07361898***	
_Idepartam~8		.06962795***	
_Idepartam~9		.02920778	
_cons	.63514464***	.57903718***	.63514464***
N	108	108	108
r2	.51121133	.69184003	.69184003
r2_a	.46082075	.66007096	.66007096

legend: * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001

Fuente: Elaboración propia con datos encuesta de hogares INE, 2014 – 2015.

Anexo B: Test LM multiplicador Breusch – Pagan Lagrange

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$g[\text{departamento1}, t] = Xb + u[\text{departamento1}] + e[\text{departamento1}, t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
g	.0046833	.0684345
e	.001592	.0398997
u	.0008999	.0299984

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 49.41
Prob > chibar2 = 0.0000

Fuente: Elaboración propia con datos encuesta de hogares INE, 2014 – 2015.

Referencia bibliográfica

Alvaredo, Facundo y Gasparini, Leonardo. Recent trends in inequality and poverty in developing countries. Ámsterdam: North-Holland. 2015.

Andersen, Lykke; Tejerina, Oscar y Doyle, Anna. D-Desigualdad, INESAD book chapters, num 1 (2016): 55-60.

Argandoña, Antonio. El pensamiento económico de Milton Friedman. España: Universidad de Navarra. 1990.

Brito, María García. El racionamiento del crédito: análisis econométrico con datos de panel de su incidencia en las decisiones de inversión de las empresas. Doctoral dissertation, Universidad de La Laguna. España. 1995.

Camacho, Eduardo y Cortez, Willy. "Distribución del ingreso y bienestar social en México 1984-2008". Estudios Económicos, num 3 (2012): 347-378.

Cendrer, Rossi. Los fisiócratas Quesnay, Dupont de Nemours, Mirabeau y otros. Buenos Aires: Centro editor. 1967.

CEPAL. Bases de datos y publicaciones estadísticas. Estadísticas e indicadores. 2016. Disponible en <http://estadisticas.cepal.org>.

Debrott, David. "Apuntes sobre teoría de la renta en la interpretación crítica de Marx: los fisiócratas". Revista Laberinto, num 10 (2002): 5-15.

Flores, Alheli. Distribución del ingreso en México: 1984-2006 repercusión en las clases sociales, Doctoral dissertation. Universidad Autónoma de Nuevo León. 2009

García Lizana, Antonio y Pérez Moreno, Salvador. Equidad y Crecimiento en el pensamiento keynesiano, VII Jornadas de Economía Crítica. 2000. 45-60.

García, Luis. Técnicas de medición económica. Castilla de la Mancha: 2010.

González, José. Distribución del ingreso y pobreza en América Latina: Los casos de Argentina, Brasil, Chile y México. Tijuana, Baja California, México, Universidad Nacional Autónoma de México. 2011.

Graña, Juan. Distribución funcional del ingreso en la Argentina 1935-2005. Documento de trabajo. 2007.

Hernani, Walter. ¿Qué importa para reducir la pobreza y en que magnitud? Desigualdad. La Paz: Capital Humano y Mercado Laboral en Bolivia. 2002.

Huerta Quintanilla, Rogelio. "Pobreza, distribución del ingreso y renta básica". Economía UNAM, num 9 Vol: 26 (2012): 68-81.

Jiménez, Juan Pablo. Desigualdad, concentración del ingreso y tributación sobre las altas rentas en América Latina. CEPAL, Santiago de Chile. 2015.

Jiménez, Wilson y Lizárraga, Susana. Ingresos y desigualdad en el área rural de Bolivia, UDAPE, La Paz, Bolivia. 2003.

Marx, Karl. El capital: crítica de la economía política. Madrid: Alianza Editora. 2010.

Mayorga, Mauricio y Muñoz, Evelyn. La técnica de datos de panel una guía para su uso e interpretación. San José: Banco Central de Costa Rica. 2000.

Méndez, Fernando. El enfoque microeconómico: marginalismo y neoclásicos. Ensayos sobre pensamiento económico. 1994.

Molina Tejerina, Oscar. Bolivia: más allá de la desigualdad en la distribución del ingreso. La Paz: Friedrich Ebert Stiftung. 2016.

Morley, Samuel. La distribución de ingreso en América Latina y el Caribe. Santiago: CEPAL. 2000.

Muñoz, Manuel. “Algunos aspectos de la distribución del ingreso en Colombia”. Cuadernos de Economía, Vol: 14 num 3 (1990): 35-70.

Pastor, Carlos. Introducción a modelos de datos de panel, Universidad de Valladolid. España. 2016.

Rivas, Carlos. Análisis de la relación crecimiento económico y desigualdad en México. México: Instituto Politécnico Nacional. 2011.

Sánchez-Torres, Roberto Mauricio. “Desigualdad del ingreso en Colombia: un estudio por departamentos”. Cuadernos de Economía, num 36 Vol: 72 (2017): 139-178.

Vera de Miguel, Beatriz. Efectos de la crisis sobre la distribución de la renta: un estudio comparativo. Universidad de Sevilla. España. 2015.

Villegas Horacio. “Desigualdad en el área rural de Bolivia: ¿cuán importante es la educación?” Revista Latinoamericana de Desarrollo Económico, num 4 Vol: 6 (2015): 121-135.

CUADERNOS DE SOFÍA EDITORIAL

Las opiniones, análisis y conclusiones del autor son de su responsabilidad y no necesariamente reflejan el pensamiento de la **Revista Inclusiones**.

La reproducción parcial y/o total de este artículo debe hacerse con permiso de **Revista Inclusiones**.