

ecos de
Economía
A Latin American Journal of Applied Economics

ISSN 1657-4206
e-ISSN 2462-8107

Vol. 23 - No. 49
Julio – Diciembre de 2019
PP. 1 - 98
Medellín - Colombia

Ecoss de Economía:

A Latin American Journal of Applied Economics

Frequency: 2 issues/year

ISSN: 1657 - 4206

e-ISSN: 2462-8107

Focus and Scope

Ecoss de Economía is an international journal of applied economics, with a particular interest in the quantitative analysis of economic, financial, and public policy issues and/or themes related to Latin America. Articles that include and analyze national data are particularly welcome, since these data are often unavailable to international researchers outside the region. The journal is not interested in manuscripts that are solely conceptual in nature.

Abstracting & Indexing Services

The Journal is found indexed and reported in: Pubindex "A2" | Latindex | SciELO Citation Index - WoS | Scielo_Colombia | EconLit | Economía y Negocios-EBSCOhost | Fuente Académica Premier – EBSCOhost | Business Source Corporate Plus - EBSCOhost | ABI/INFORM Complete – Proquest | ABI/INFORM Global – Proquest | DoTEc | RePEc | Ideas | EconPapers | E-revist@s | Index Copernicus International | Dialnet | PKP – OJS | Informe Académico – Gale | Actualidad Iberoamericana | Clase - UNAM | DOAJ | DRJI | Google Scholar | JournalTOCs | ResearchBib | ProQuest Social Science Database | Business Insights: Global | Redalyc | ECONIS | LatAm-Studies

Editor-in-Chief

Diego A. Agudelo Rueda, Universidad EAFIT, Colombia

Managing Editor

Paula A. Colorado Chávez,
Universidad EAFIT, Colombia

Board of Editors

Klaus F. Zimmermann, Professor, UNU-MERIT, Maastricht Uni, Bonn Uni & President, Global Labor Organization (GLO), Netherlands

Subal Kumbhakar, Binghamton University - State University of New York, United States

Sergio S. Urzúa, University of Maryland, United States

Jorge Martínez-Vázquez, Georgia State University, United States

Rodrigo Soares, Columbia University, United States

Enrique López-Bazo, University of Barcelona, Spain

Sergio Firpo, Insper Institute of Education and Research, Brazil

Associate Editors

Daniel Bergstresser, Brandeis University, United States

Félix Rioja, Tulane University, United States

Hugo Ñopo, GRADE Group for the Analysis of Development, Peru

Claudio Bravo-Ortega, Universidad Adolfo Ibañez, Chile

Luis Díaz-Serrano, Universitat Rovira i Virgili, Spain

Luis H. Gutierrez, Universidad del Rosario, Colombia

Juan C. Duque, Universidad EAFIT, Colombia

Gustavo Canavire Bacarreza, Inter-American Development Bank, United States

Carlos Medina, Banco de la República, Colombia

Jorge Guillén Uyen, Universidad ESAN, Peru

Contact Editorial Office:

Ecoss de Economía: A Latin American Journal of Applied Economics

Universidad EAFIT, School of Economics and Finance

Cra. 49 7sur 50 Oficina 26-206, Medellín

Phone: (57) (4) 261 95 00 ext. 9465 • Fax: (57) (4) 261 9294

A.A. 3300 - ecoseco@eafit.edu.co

Contents

Gasto municipal en educación y su efecto en la distribución de ingresos a nivel local en Chile <i>Local government expenditure on education and its effect on income inequality at the county-level in Chile</i> <i>Felipe Manuel Gutiérrez-Garrido y Andrés Alberto Acuña-Duarte</i>	5
Mexico's finance-growth nexus with trade openness, FDI and portfolio investment: Evidence from VECM cointegration analysis <i>El nexo del crecimiento financiero de México con la apertura comercial, la IED y la inversión de cartera: Evidencias del análisis de cointegración del modelo de corrección de errores vectoriales (VECM)</i> <i>Takashi Fukuda</i>	30
Riesgo de crédito, costo del capital y apalancamiento financiero excesivo <i>Credit risk, cost of capital and excessive financial leverage</i> <i>David Mejía Kambourova, Laura Gómez Cardeño y Juan Carlos Gutiérrez Betancur</i>	46
Stock price reactions to capital structure changes in Chilean firms: Examining the effects of ownership structure, growth opportunities and leverage <i>Reacción del precio de las acciones a los cambios de estructura de capital en empresas chilenas: Examinando los efectos de la estructura de propiedad, oportunidades de crecimiento y leverage</i> <i>Jorge A. Muñoz Mendoza, Sandra M. Sepúlveda Yelpo, Carmen L. Veloso Ramos</i>	72

GASTO MUNICIPAL EN EDUCACIÓN Y
SU EFECTO EN LA DISTRIBUCIÓN DE
INGRESOS A NIVEL LOCAL EN CHILE

Local Government Expenditure on
Education and its Effect on Income
Inequality at the County-Level in Chile

Felipe Manuel Gutiérrez-Garrido
Andrés Alberto Acuña-Duarte

Research Article

GASTO MUNICIPAL EN EDUCACIÓN Y SU EFECTO EN LA DISTRIBUCIÓN DE INGRESOS A NIVEL LOCAL EN CHILE*

Local government expenditure on education and its effect on income inequality at the county-level in Chile

Felipe Manuel Gutiérrez-Garrido^a y Andrés Alberto Acuña-Duarte^b

Palabras clave: Desigualdad de ingresos, Gasto público en educación, Respuesta fraccional, Tobit, América Latina.

Keywords: Income inequality, Education expenditure, Fractional response, Tobit, Latin America.

JEL Classification: D63, I24, O15

Received: 30/11/2018

Accepted: 09/12/2019

Published: 28/02/2020

Resumen

Cuatro medidas de gasto municipal en educación per cápita son utilizadas para analizar su efecto sobre la desigualdad de ingresos a nivel comunal en Chile. La desigualdad es cuantificada mediante los indicadores Gini, Theil, 10/10 y 20/20. El estudio longitudinal consideró 316 comunas para estimar modelos probit de respuesta fraccional para el coeficiente de Gini y Tobit con efectos-aleatorios para los restantes indicadores de desigualdad. La evidencia indica que aumentos en el gasto en educación per cápita reducirían la desigualdad de ingresos, medida con el índice de Theil, pero acentuarían la brecha entre el decil/quintil más rico y el más pobre de la población. Incluso, el mayor gasto en personal educativo incrementaría el coeficiente de Gini y el indicador 10/10. Adicionalmente, el predominio de población indígena y rural exacerbaría la desigualdad comunal. Finalmente, se revela la existencia de una curva de Kuznets convexa para los valores extremos de la distribución de ingreso.

Abstract

Four measurements of per-capita education expenditure are used to analyze its effect on income inequality at the county-level in Chile. The latter is quantified

a. Investigador del Departamento de Economía y Finanzas, Universidad del Bío-Bío, Concepción Chile. fmgutier@egresados.ubiobio.cl
Orcid: 0000-0002-0019-3274

b. Investigador del Departamento de Economía y Finanzas, Universidad del Bío-Bío, Concepción Chile. aacunad@ubiobio.cl
Orcid: 0000-0002-1623-4616

* La presente investigación fue desarrollada al interior del grupo de investigación Análisis Económico Sectorial Aplicado, Proyecto GI 160317/EF financiado por la Dirección de Investigación de la Universidad del Bío-Bío, Chile. Los autores agradecen al Ministerio de Desarrollo Social de Chile por haberles permitido disponer de la base de datos de la Encuesta CASEN, y a un evaluador anónimo por sus valiosos comentarios y sugerencias. Todos los resultados e interpretación de los mismos son responsabilidad de los autores.

through the Gini coefficient, Theil index, and the S80/S20 and S90/S10 ratios. The longitudinal study considers 316 Chilean counties in order to estimate a fractional response probit model for the Gini coefficient and random-effects Tobit models for the remaining indicators of inequality. Main findings show that an increasing per-capita education expenditure would reduce the income inequality measured by Theil index, but it would accentuate the gap between the poorest and wealthiest decile/quantile. And a greater education expenditure on personnel and teaching staff would enlarge the Gini coefficient and S90/S10 ratio. In addition, income inequality at the county-level is exacerbated by a larger indigenous and rural population. Finally, the evidence reveals that a convex Kuznets-curve exists for the extreme values of income distribution.

1. Introducción

El crecimiento económico de Chile registró niveles históricos tras la segunda mitad de la década de 1980, siendo una de las economías de mayor crecimiento en América Latina a partir de ese periodo.¹ Este buen rendimiento macroeconómico es el que ha permitido alcanzar reducciones significativas en los niveles de pobreza en el ámbito nacional, especialmente tras el inicio en 2003 de un ciclo favorable en el precio del cobre ([Álvarez, García-Marín, Ilabaca, 2018](#)).² No obstante, los auspiciosos indicadores macroeconómicos no se han traducido en un crecimiento inclusivo, lo que ha generado una alta desigualdad social y una inequitativa distribución de la riqueza, siendo esta última uno de los problemas más importantes de la sociedad chilena tras el retorno a la democracia ([Altimir, 1994](#); [Larrañaga, 1999](#); [López y Miller, 2008](#); [Solimano y Torche, 2008](#)). Incluso, la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico ([OCDE, 2015](#)) señala que Chile es en la actualidad el país que exhibe la mayor desigualdad de ingreso al interior del organismo, cuando esta es medida por el coeficiente de Gini.

Por otra parte, existe consenso en que altos niveles de desigualdad impactan negativamente no solo la productividad y el crecimiento económico sostenible, sino también la estabilidad política de un país ([Alesina y Perotti, 1996](#); [López y Miller, 2008](#); [Abdullah, Doucouliagos, Manning, 2015](#)). Una fórmula destacada para hacer frente a la inequidad es la mayor inversión en capital humano, que se traduciría en una disminución de la desigualdad de los ingresos, especialmente en las economías en desarrollo ([Tinbergen, 1957](#); [Marin y Psacharopoulos, 1976](#); [Winegarden, 1979](#); [Ram, 1989](#); [Ocampo, 1998](#); [Beyer, 1999](#); [De Gregorio y Lee, 2002](#); [Cotte y Cotrino, 2006](#)).

Al respecto, gran parte de la literatura se ha centrado en estimar el retorno de la educación, mientras que solo una fracción menor ha abordado el efecto del gasto público en educación sobre la desigualdad de ingresos. Cabe destacar que la evidencia reportada a nivel agregado ([Sylwester, 2002](#); [Keller, 2010](#); [Abdullah et al., 2015](#)) no es concluyente y es contradictoria respecto a la relación negativa entre ambas variables, especialmente en economías emergentes como las latinoamericanas. Adicionalmente, la literatura destaca el rol de los gobiernos locales sobre los niveles de desarrollo del territorio, en particular, sobre la reducción de la pobreza y las desigualdades bajo un contexto de descentralización del poder y una sana gobernanza ([Beall Crankshaw, Parnell, 2000](#); [Crook, 2003](#);

1 Según cifras del Banco Central de Chile, el país exhibió expansiones del producto interno bruto (PIB) incluso por sobre el 10 % durante el periodo 1986-1999, promediando una tasa de crecimiento anual de 6,4 %. Parte de este sobresaliente desempeño económico se ha debido principalmente a los altos precios alcanzados por el cobre, a la alta inversión extranjera y a su creciente apertura comercial e inserción en los mercados internacionales.

2 Según las estadísticas del Ministerio de Desarrollo Social y Familia, en el año 2000 un 26 % de la población chilena era considerada pobre, mientras que en 2017 dicho porcentaje se redujo a un 8,6 %, cifra equivalente a 1,5 millones de personas.

[Grindle, 2004](#)). Incluso cuan robusta sea la institucionalidad que cobija a los gobiernos locales, provocará impactos positivos sobre la generación de capital social a nivel local ([Warner, 2001](#)).

Bajo este contexto, el presente estudio analiza el efecto del gasto público en educación per cápita, ejecutado por los gobiernos locales chilenos, sobre la desigualdad de ingresos a nivel comunal. La investigación se centró en cuatro medidas de gasto municipal en educación (gasto total, en personal, en inversión y tasa de inversión), mientras que la desigualdad fue cuantificada mediante los índices de Gini y Theil y los indicadores 10/10 y 20/20. El estudio longitudinal consideró un panel balanceado que incluye 316 comunas chilenas para el periodo 2006-2017, construido a partir de las seis últimas rondas de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN). Lo anterior permite estimar modelos probit de respuesta fraccional para el coeficiente de Gini y Tobit de efectos aleatorios para los restantes indicadores de desigualdad de ingresos. La evidencia encontrada indica que aumentos en el gasto en educación per cápita reducirían la desigualdad de ingresos, medida a través del índice de Theil, pero acentuarían la brecha de ingresos entre el decil/quintil más rico y el más pobre de la población. Además, el mayor gasto en personal educativo incrementaría el coeficiente de Gini y el ratio 10/10. Por otra parte, una mayor presencia de población indígena y rural exacerbaría la desigualdad comunal en Chile. Finalmente, la evidencia revela la existencia de una curva de Kuznets convexa para los valores extremos de la distribución de ingreso.

El resto del documento se organiza como sigue. La [sección 2](#) aborda la literatura ligada al bienestar social, su relación con la distribución de ingresos y los principales determinantes de esta última. En la [sección 3](#) se describe brevemente el sistema educacional chileno y su financiamiento, y se presenta la metodología empleada en la presente investigación, junto con una caracterización de los datos utilizados. La [sección 4](#) expone los resultados y la discusión de sus alcances. La [sección 5](#) concluye el documento.

2. Revisión de la literatura

2.1. Bienestar social y desigualdad

Las desigualdades sociales están hoy en el centro de la discusión mundial, especialmente en América Latina. Numerosos estudios ponen el foco en ella, suscitando debates de variada intensidad sobre sus causas, manifestaciones y consecuencias ([Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo \[PNUD\], 2017](#)). El estudio de tales desigualdades se relaciona con la economía del bienestar y la medición del bienestar social. Esta última implica evaluar las condiciones de vida de los individuos, lo que ha migrado desde considerar indicadores simples como el ingreso hacia otros indicadores compuestos que son más informativos y que incluyen variables adicionales, como la tasa de mortalidad, propensión a la morbilidad, nivel de escolaridad, estado de nutrición, participación política, entre otras.

Para la antigua economía del bienestar, vinculada con el utilitarismo clásico, una sociedad justa es aquella que ha logrado maximizar la suma de las utilidades individuales. Dado esto, el bienestar general de la sociedad aumenta en mayor proporción cuando se incrementa la utilidad del grupo menos favorecido ([Pigou, 1932](#)). Por ende, la función de bienestar social juega un rol clave en la determinación de la distribución óptima de ingresos, en la que el estado inicial de esta última no necesariamente constituye un óptimo de Pareto ([Champernowne, 1953](#); [Thurow, 1971](#)).

Del estudio de la teoría del bienestar surgió una problemática central: su medición. Al respecto, el ingreso se ha utilizado habitualmente como una forma de medir la calidad de vida de la sociedad y la

productividad de quienes lo perciben, constituyendo además una recompensa para quienes poseen mayores atributos ([Lebergott, 1959](#); [Sadka, 1976](#)). En esta línea, [Newhouse \(1971\)](#) plantea que la educación o capacitación permite aumentar la productividad de trabajadores poco calificados, por lo que una fuerza laboral más educada y entrenada debería acceder a empleos mejor remunerados. En la literatura aún persiste la controversia sobre los alcances y limitaciones de utilizar el ingreso y el gasto corriente de los hogares como medidas adecuadas para evaluar la calidad de vida de un grupo familiar. [Medina \(1998\)](#) señala que cuando se utiliza el ingreso como medida de bienestar es muy probable que se presenten problemas en aquellas situaciones en las que las familias desahorran o se endeudan para poder adquirir bienes y servicios, distorsionando la medición del bienestar a través de este indicador.

2.2. Determinantes de la desigualdad de ingresos

El interés por dilucidar aquellos factores que explicarían cambios en la distribución del ingreso es gatillado por la hipótesis delineada por [Kuznets \(1955\)](#). Esta hipótesis plantea la existencia de una relación directa entre crecimiento económico y desigualdad de ingresos en las primeras etapas del desarrollo de una economía, que a partir de un umbral comienza a verse disminuida conforme el crecimiento avanza y esta presenta rasgos más propios de un sistema capitalista. Por ende, aquellos países que exhiben mayores niveles de crecimiento convergerían hacia una economía socialmente justa en el largo plazo ([Aigner y Heins, 1967](#)).

La dirección de la causalidad identificada por Kuznets ha sido puesta a prueba en la literatura. Para [Copeland \(1947\)](#) y [Aaron y McGuire \(1970\)](#), la política pública es un factor relevante para mejorar la distribución del ingreso, pues permite modificar sus patrones estructurales, lo que afecta favorablemente la producción agregada. Según [Strassmann \(1956\)](#) y [Galor y Zeira \(1993\)](#), el crecimiento económico no depende solo de la formación de capital y el progreso tecnológico, sino también de la creciente igualdad de ingresos, que elevaría la eficiencia marginal del capital. Un canal de transmisión alternativo fue identificado por [Alesina y Perotti \(1996\)](#), quienes señalan que una desigualdad de ingresos creciente genera efectos nocivos sobre la estabilidad política, reduciendo por esta vía el potencial de crecimiento de una economía.

En esta misma línea, la evidencia para América Latina indica que la relación entre crecimiento económico y distribución de ingresos tiene la forma de U invertida, sugerida por Kuznets. De acuerdo con [Morley \(2000\)](#), esta relación se ha vuelto más regresiva a través de los años en América Latina, debido a que el mayor crecimiento no ha mejorado la distribución de ingresos en la región. Ejemplo de ello es el caso chileno. Al respecto, [Larrañaga \(1999\)](#) estudió la dinámica existente entre el crecimiento económico sectorial y la distribución de ingresos de los hogares chilenos durante el periodo 1987-1996; encontró evidencia de aumentos en la desigualdad de ingresos a pesar de los niveles de crecimiento registrados para la economía chilena. En una línea similar, [Álvarez et al. \(2018\)](#) abordaron el efecto del denominado “súper ciclo” del precio del cobre, iniciado en 2003 por la alta demanda china por *commodities*, sobre la tasa de pobreza a nivel comunal. Los autores remarcaron que aquellas comunas más expuestas al shock positivo que afectó la actividad minera exhibieron la mayor reducción en los niveles de pobreza durante el periodo 1998-2013.

Otro de los aspectos macroeconómicos destacados en la literatura es el efecto que la inversión extranjera directa (IED) ejercería en los niveles de desigualdad. En este sentido, [Te Velde \(2003\)](#) remarcó que una de las principales causas de la mayor desigualdad de ingresos generada por la IED en

América Latina obedece a que las empresas transnacionales tienden a localizarse en sectores de mano de obra altamente calificada, siendo estos los que absorben la mayoría de los beneficios de la IED. Por su parte, [Suanes \(2016\)](#) evidenció un efecto positivo de la IED sobre la desigualdad de ingresos para 13 economías de América Latina, especialmente en aquellas inversiones localizadas en los sectores de servicios e industria manufacturera.

Un tercer argumento macroeconómico que explicaría la distribución de ingresos se refiere a la carga impositiva o estructura tributaria de un país. Al respecto, [Amarante y Jiménez \(2016\)](#) demostraron para una muestra de países latinoamericanos³ que el impuesto a las altas rentas de los individuos tiene un efecto distributivo considerable, mejorando la recaudación fiscal y, por ende, aumentando la cantidad de recursos disponibles para programas sociales que permiten disminuir las tasas de pobreza y mejorar el bienestar social. Para [Perotti \(1992\)](#) el crecimiento económico es el resultado de la inversión privada en educación, por ende, la estructura redistributiva de impuestos determinará el acervo de capital humano, afectando la tasa de crecimiento de la economía en el largo plazo. De este modo, cualquier intervención gubernamental, sea de carácter regulatorio o de manejo de instrumentos de política económica, tiene consecuencias distributivas.

Por otra parte, la literatura destaca como argumentos que explican la desigualdad de ingresos la composición étnica de la población y la dicotomía urbano-rural del territorio. Respecto al primer argumento, [Becker \(1971\)](#) planteó que la discriminación, en conjunto con las desventajas iniciales del individuo, afectaría su desempeño en el mercado laboral y el potencial retorno de su inversión en capital humano. Desde la perspectiva empírica, la evidencia reportada por [López \(2016\)](#) revela que en las regiones del sur de Chile, que exhiben una mayor presencia de población indígena, la discriminación salarial también se incrementa, y parte de esta brecha podría estar explicada por el grado de conflicto que se ha instaurado en esta zona. Adicionalmente, [Zurita y Dresdner \(2009\)](#) analizaron la diferencia salarial entre la población mapuche y no indígena en Chile y se evidenció que existen diferencias significativas de dotaciones de capital humano a favor de la población no indígena. En cuanto a las diferencias territoriales, [Cotte y Cotrino \(2006\)](#) encontraron marcadas diferencias en los niveles de desigualdad entre las zonas rurales y urbanas de las comunas de Colombia, las que se explican principalmente debido a los bajos retornos de la educación que tendrían los individuos que habitan las zonas rurales.

2.3. Rol del gasto público en educación en la reducción de inequidades

Los énfasis de la política pública y la estructura del gasto social también juegan un rol en la distribución de ingresos. Según [Mostajo \(2000\)](#), el gasto social tiene impactos distributivos en el corto plazo mediante la provisión de salud, educación y transferencias monetarias, y también en el largo plazo, en el que la formación de capital humano aparece como principal instrumento para modificar la distribución de ingresos. En efecto, aumentos en los niveles medios de escolaridad ejercerían un efecto positivo sobre la distribución del ingreso, mientras que las disparidades en el logro educativo incrementarían las desigualdades ([Tinbergen, 1957](#); [Aigner & Heins, 1967](#); [Marin & Psacharopoulos, 1976](#); [Winegarden, 1979](#); [Beyer, 1999](#)). De acuerdo con [Ram \(1989\)](#), el efecto de la escolaridad promedio de la fuerza laboral sobre los niveles de inequidad en países en desarrollo es marginal y de lenta entrega. En efecto, el autor remarca que una reducción de 0,1 en el coeficiente de Gini de países menos desarrollados se manifestaría tras medio siglo de espera, ello debido a que la escolaridad promedio tarda al menos una

3 Los países incluidos en el estudio de Amarante y Jiménez (2016) son Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, El Salvador, Honduras, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana, Uruguay y Venezuela.

década en exhibir un incremento de un año adicional. Empleando una muestra más amplia de países, [De Gregorio y Lee \(2002\)](#) confirmaron que la desigualdad de ingresos se ve incrementada ante una mayor desigualdad en la escolaridad promedio, entendiéndose esta última como la desviación estándar del máximo nivel educacional alcanzado por la población.

Dado lo anterior, una vía para incrementar la escolaridad promedio de la población es fortalecer el acceso de esta última a la educación pública de calidad en sus distintos niveles, a través de una expansión permanente del gasto público en educación. La interrogante que emerge es si este mayor gasto público realmente reduce los niveles de disparidad de ingreso o genera el efecto contrario. Al respecto, [Sylwester \(2002\)](#) encontró evidencia que avala la relación negativa entre el gasto público en educación como porcentaje del PIB y la variación en el coeficiente de Gini, empleando una muestra de 50 países desarrollados y emergentes para el periodo 1960-1990. En línea con lo reportado por [Ram \(1989\)](#), los resultados sugieren que, en promedio, un punto porcentual adicional de gasto en educación reduciría el coeficiente de Gini en un punto; no obstante, dicho efecto positivo sobre la desigualdad sería lento y tomaría alrededor de veinte años en materializarse.

A diferencia de estudios anteriores, [Keller \(2010\)](#) emplea diversas medidas de gasto público en educación según el nivel educativo al que se destina: tasa de cobertura, gasto público como porcentaje del PIB y gasto público por estudiante como porcentaje del PIB per cápita. Lo interesante es que la evidencia encontrada para los 77 países en desarrollo que consideró el estudio no es concluyente sobre el efecto negativo del gasto en educación sobre el coeficiente de Gini. En particular, los resultados indican que aumentos en la tasa de cobertura y el gasto en educación como porcentaje del PIB en educación primaria generan incrementos en el citado indicador, efecto que es exacerbado en países latinoamericanos y africanos. Por el contrario, solo un mayor gasto en educación terciaria como porcentaje del PIB reduciría la desigualdad, mientras que el gasto público por estudiante parece no alterar la distribución de ingresos al interior de países menos desarrollados.

A través de un análisis de metarregresión, [Abdullah et al. \(2015\)](#) trataron de dilucidar el verdadero efecto de la educación sobre la desigualdad, dada la contradictoria evidencia presente en la literatura. Tras la selección rigurosa de 64 estudios de un total de 2266 disponibles en las bases de datos JSTOR y EconLit, los autores concluyeron que la educación no generaría efecto alguno, en promedio, sobre la distribución de ingresos medida por el coeficiente de Gini. No obstante, la educación sí reduciría la desigualdad entre los grupos extremos de la distribución de ingresos, siendo la educación secundaria la que provocaría los mayores efectos redistributivos.

Finalmente, destaca el interés creciente de la literatura por abordar tanto aquellos canales de transmisión alternativos que condicionarían el impacto de la educación sobre la desigualdad (e. g., la disparidad en el acceso de la población a internet y las TIC) como redireccionar el foco hacia el efecto de la educación sobre la movilidad social intergeneracional en economías emergentes ([Kudasheva, Kunitsa, Mukhamediyev, 2015; Yang & Qiu, 2016](#)).

3. Materiales y métodos

3.1. El sistema educacional chileno y su financiamiento

El sistema educacional chileno comprende cuatro niveles de enseñanza: preescolar, primario, secundario y terciario. El primer nivel se extiende hasta los 5 años de vida de los estudiantes, el segundo nivel

está entre los 6 y 13 años, mientras que el tercer nivel va desde los 14 hasta los 17 años. El último nivel se desarrolla durante la vida adulta.

En la enseñanza parvularia, básica y media, la administración de los establecimientos educacionales es ejercida por los gobiernos locales (municipios), corporaciones de administración delegada, prestadores privados que pueden optar o no a la subvención estatal, conocidos como establecimientos particular-subvencionado y particular-pagado, respectivamente.

En la educación terciaria, la oferta académica depende de centros de formación técnica (CFT), institutos profesionales (IP), universidades tradicionales pertenecientes al Consejo de Rectores de las Universidades Chilenas (CRUCH), que incluye instituciones estatales y corporaciones de derecho privado sin fines de lucro, y universidades privadas.

En vista de la coexistencia de actores públicos y privados en todos los niveles de enseñanza, el sistema educacional chileno se financia de manera mixta incluyendo el gasto de las familias. Respecto al rol de los municipios en el financiamiento de los tres primeros niveles de educación, estos pueden utilizar recursos propios para complementar aquellos recibidos desde el gobierno central a través del Ministerio de Educación (MINEDUC). Este gasto municipal en educación puede distribuirse principalmente entre los siguientes ítems: personal, compra de bienes y servicios, transferencias e inversión real ([Marcel y Tokman, 2005](#)).

3.2. Datos

Cabe recordar que el objetivo del presente estudio fue analizar el efecto del gasto público municipal per cápita en educación sobre la distribución de ingresos autónomos a nivel comunal en Chile. Para lograr dicho objetivo fue necesario contar con alguna medida de desigualdad en la distribución de ingresos, en la que el coeficiente de Gini es el indicador más utilizado para tal efecto. Este coeficiente se calcula a partir de la curva de Lorenz, siendo generalmente presentado en su forma estandarizada, con lo cual adquiere el valor máximo de 1, en el caso de máxima desigualdad, y 0, en el caso de perfecta igualdad. Dentro de las desventajas de este indicador se encuentra que no es demasiado útil para estudiar brechas distributivas en la distribución de ingresos. Para ello existen ciertos indicadores locales tales como los ratios 10/10 y 20/20; el primero indica la razón entre el ingreso promedio de los deciles de mayores y menores ingresos, en tanto que el segundo captura la razón de ingresos entre el primer y último quintil. Adicionalmente, [Contreras y Ruiz-Tagle \(1997\)](#) destacaron como medidas de desigualdad complementarias los coeficientes de variación, de Atkinson y de Theil, que presentan características particulares.⁴

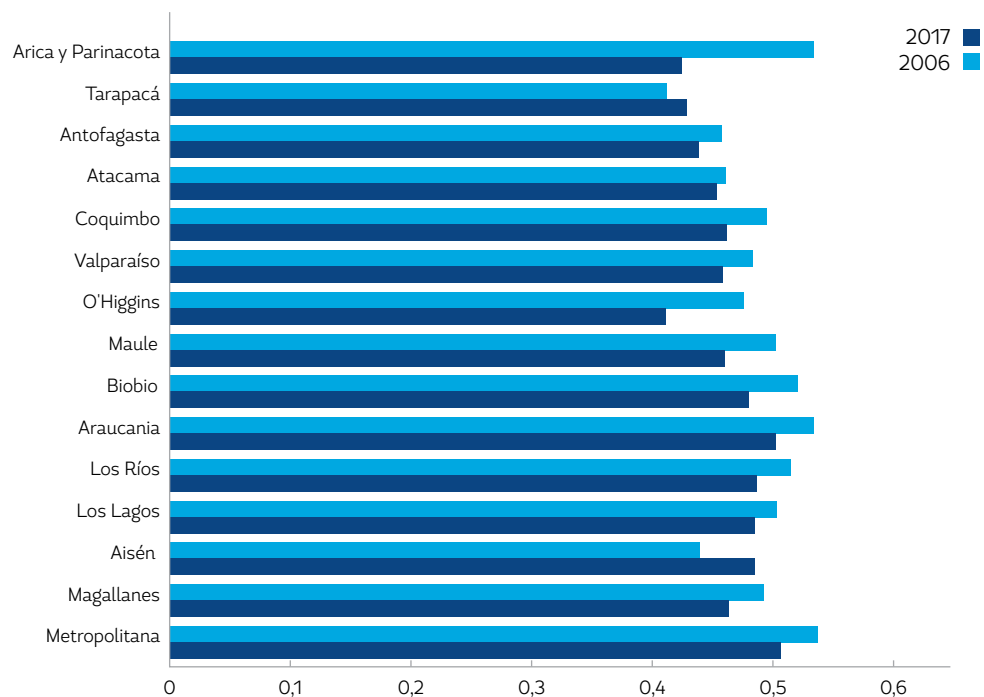
Por consiguiente, el presente estudio empírico abordó la desigualdad de ingresos considerando cuatro de las medidas anteriores: los coeficientes de Gini y Theil y los ratios 10/10 y 20/20. Para calcular tales indicadores a nivel comunal, se utilizó el ingreso autónomo de los hogares chilenos, disponible en las diversas rondas de la Encuesta CASEN aplicadas entre los años 2006 y 2017. Este instrumento es elaborado por el Ministerio de Desarrollo Social y mide el estándar de vida de los hogares en Chile. La encuesta entrega un acabado perfil socioeconómico de los hogares, abordando ámbitos como vivienda, salud, educación y registrando incluso las distintas fuentes de ingresos percibidos por cada uno de sus miembros (ocupación principal, secundaria, subsidios monetarios, etc.).

4 De acuerdo con Contreras y Ruiz-Tagle (1997), los coeficientes de Atkinson y de Theil son más sensibles a los cambios en la parte baja de la distribución, mientras que el coeficiente de variación es más sensible a los cambios en su parte alta.

Como se recalcó en la introducción, los niveles de desigualdad de ingresos en Chile han permanecido casi invariantes durante las últimas décadas. El estudio de este fenómeno se ha focalizado en la distribución del ingreso y la pobreza a nivel nacional y regional, pero con poca atención a nivel comunal ([Agostini & Brown, 2007](#)).

Al centrar la atención en la desigualdad regional de ingresos durante el periodo de análisis, esta ha permanecido constante en algunas regiones de Chile (ver Gráfico 1). En particular, en el año 2006, la región Metropolitana lideró la desigualdad regional de ingresos con un coeficiente de Gini de 0,539, seguida por las regiones de Arica y Parinacota (0,535), La Araucanía (0,534), del Biobío (0,522), Los Ríos (0,516) y Los Lagos (0,504), siendo estas cuatro últimas pertenecientes a la zona centro sur del país. En el año 2017, los coeficientes de desigualdad de ingresos disminuyeron levemente con respecto al año 2006, a excepción de la región de Arica y Parinacota, que exhibe una reducción del 20,5 %. Cabe destacar que la región Metropolitana sigue siendo la región más desigual de Chile, con un coeficiente de Gini de 0,507. Le siguen La Araucanía (0,503), Los Ríos (0,487), Aysén (0,486), Los Lagos (0,486) y Biobío (0,48).

Gráfico 1. Coeficiente de Gini según regiones de Chile, años 2006 y 2017



Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta CASEN.

En términos de desigualdad comunal, destaca la comuna de Galvarino, región de La Araucanía, que en el año 2006 registró el mayor nivel de desigualdad de ingresos en Chile, reportando un coeficiente de Gini de 0,729 y un índice de Theil de 1,641 (ver Tabla 1). Una explicación de los altos niveles de desigualdad de Galvarino podría ser que el decil más alto de la distribución percibe un ingreso 162,82 veces mayor que el decil de menores ingresos. En segundo lugar, la comuna de Sierra Gorda de la región de Antofagasta presenta un coeficiente de Gini de 0,683, un índice de Theil de 1,506 y un indicador 10/10 de 58 veces.

Tal como se aprecia en la Tabla 1, las comunas con peor distribución del ingreso en el año 2017, medida a través del coeficiente de Gini e índice de Theil, pertenecen a las regiones de Los Lagos y La Araucanía. Por consiguiente, tales territorios deberían ser el foco para la actual política social, identificando los principales factores de tales niveles de desigualdad.

Tabla 1. Comunas de Chile con mayor nivel de desigualdad de ingresos

Año	Comuna	Región	Ranking	Gini	Theil	10/10	20/20
	Galvarino	La Araucanía	1	0,729	1,641	162,82	62,07
	Sierra Gorda	Antofagasta	2	0,683	1,506	57,75	20,98
	Lo Barnechea	Metropolitana	3	0,670	0,925	90,92	34,49
	Colchane	Tarapacá	4	0,664	1,038	30,82	21,80
2006	Santo Domingo	Valparaíso	5	0,656	0,889	41,37	18,13
	Pucón	La Araucanía	6	0,639	1,328	66,69	25,39
	Primavera	Magallanes	7	0,637	0,810	22,08	11,35
	San Carlos*	Biobío	8	0,627	0,982	61,97	23,32
	San Pablo	Los Lagos	9	0,611	0,893	37,94	18,22
	Ninhue*	Biobío	10	0,610	0,833	56,61	20,14
	Chonchi	Los Lagos	1	0,649	1,511	400,19	50,86
	Curarrehue	La Araucanía	2	0,622	0,920	85,50	23,97
	Colina	Metropolitana	3	0,619	0,809	46,13	21,82
	Cabildo	Valparaíso	4	0,610	1,097	141,97	44,39
2017	Lo Barnechea	Metropolitana	5	0,605	0,674	69,62	20,79
	La Serena	Coquimbo	6	0,598	1,428	84,73	22,10
	San Juan de la Costa	Los Lagos	7	0,592	0,640	15,88	17,59
	Vichuquén	Maule	8	0,590	1,023	103,11	26,29
	San Pedro de la Paz	Biobío	9	0,583	0,644	36,37	15,15
	Antuco	Biobío	10	0,582	0,704	32,50	17,45

Nota: información según coeficiente de Gini e indicadores complementarios de inequidad, años 2006 y 2017. Las comunas destacadas con asterisco pertenecen en la actualidad a la región de Ñuble, la cual entró en vigor el 6 de septiembre del 2018.

Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta CASEN.

3.3. Estrategia empírica

Para estimar el efecto del gasto en educación per cápita sobre la distribución de ingresos para las comunas de Chile, el presente estudio utilizó el ingreso autónomo del hogar para construir los distintos indicadores de desigualdad.⁵ Esta variable, disponible en las diversas rondas de la Encuesta CASEN, representa la suma de los ingresos percibidos por los distintos miembros de un hogar, excluyendo los subsidios monetarios y alquileres imputados.⁶ Teniendo en cuenta que la Encuesta CASEN aún posee problemas para representar zonas geográficas extremas, y que el Ministerio de Desarrollo Social y Familia reconoce a nivel comunal un error muestral mayor que a nivel regional y nacional, no es posible considerar en el presente estudio las 346 comunas que comprenden el territorio chileno.

5 De Gregorio y Lee (2002) destacan que el cálculo de indicadores de desigualdad a nivel de hogares suele entregar estimaciones menores del coeficiente de Gini respecto de aquellas que utilizan datos a nivel individual.

6 La Encuesta CASEN identifica el ingreso autónomo del hogar a través de las variables *yauthaj* durante las rondas 2006, 2009 y 2011, y *yautcorh* en las versiones 2013, 2015 y 2017 del instrumento.

Por consiguiente, el presente estudio longitudinal consideró un panel balanceado para el periodo 2006-2017 de 316 comunas para estimar el coeficiente de Gini y el índice de Theil, 226 comunas para el índice 10/10 y 311 municipios para el índice 20/20.

Adicionalmente, el estudio empírico reconoció las características de la variable dependiente, al momento de seleccionar el método de estimación. En primer lugar, dado que los valores del coeficiente de Gini se encuentran entre 0 y 1, este se modeló a través del enfoque probit de respuesta fraccional desarrollado por [Papke y Wooldridge \(1996, 2008\)](#). Bajo este enfoque, la heterogeneidad no observada, c_i , se correlaciona con el promedio de aquellos regresores que varían en el tiempo de la forma sugerida por [Mundlak \(1978\)](#) y [Chamberlain \(1980\)](#). Por lo tanto, el modelo probit de respuesta fraccional para el coeficiente de Gini se especifica del siguiente modo:

$$E [gini_{it} | X_{it}, c_i] = \Phi(X_{it} \beta + c_i) \quad (1)$$

$$X_{it} \beta = \alpha \text{geducper}_{it-j} + z_{it} \gamma + \varepsilon_{it}; i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T; j = 1, 2 \quad (2)$$

$$c_i = \psi + \bar{G}_i \xi + a_i \quad (3)$$

Donde $gini_{it}$ representa el coeficiente de Gini de la comuna i en el periodo t calculado a partir del ingreso autónomo del hogar, mientras que $\Phi(\cdot)$ es la función de densidad acumulada de la distribución normal estándar. Por su parte, el vector $geducper_{it-j}$ captura el gasto en educación per cápita (i.e., por estudiante) que realizan las municipalidades en los establecimientos educacionales que se encuentran bajo su administración, es decir, se excluyen las escuelas, colegios y liceos particular-subvencionados y particular-pagados. Este gasto, medido en miles de pesos chilenos, comprende cuatro medidas: gasto total devengado ($geducper_total$), gasto en personal de educación ($geducper_personal$), gasto en inversión real ($geducper_inversion$) y el porcentaje del gasto destinado a inversión ($geducper_tasainversion$). Adicionalmente, se consideró adecuado capturar el eventual efecto rezagado que podría provocar el gasto en educación sobre la distribución de ingresos, incluyendo especificaciones donde la variable $geducper_{it-j}$ fue rezagada en uno, dos y tres periodos ($j=1, j=2$ y $j=3$, respectivamente). Todas estas medidas fueron deflactadas por el índice de precios al consumidor base 2018, reportado por el Instituto Nacional de Estadísticas de Chile. La información a nivel comunal de gasto municipal en educación y matrícula en establecimientos municipales de educación fue extraída del Sistema Nacional de Información Municipal (SINIM).⁷

La modelación empírica también incluyó un vector de variables de control, z_{it} , el cual considera el logaritmo natural del ingreso autónomo per cápita del hogar ($lnypercap$), en miles de pesos chilenos de 2008, y su cuadrado ($lnypercap2$); el porcentaje de población indígena ($etnia$), y el porcentaje de la población comunal que habita en la zona rural ($ruralidad$), siendo todas estas variables calculadas a partir de la Encuesta CASEN. Con el objeto de capturar el efecto de concentración o centralización en la toma de decisiones que ejercería la capital provincial/regional al interior de una región, el vector incluye la distancia en kilómetros desde el centroide de la comuna i hasta el centroide de su respectiva capital regional ($dist_capreg$) y una variable dicotómica ($capitalprov$) que toma el valor 1 si la comuna i es la capital de la provincia en que está inserta y 0 en caso contrario.⁸

7 Esta información se encuentra disponible públicamente en el sitio web dispuesto para ello por la Subsecretaría de Desarrollo Regional y Administrativo (SUBDERE): http://datos.sinim.gov.cl/datos_municipales.php

8 Hasta el año 2016, Chile poseía 54 capitales provinciales, siendo 51 de ellas incluidas en la muestra del presente estudio.

Cabe destacar que durante gran parte del periodo analizado, Chile experimentó un *shock* positivo en el precio del cobre, principal *commodity* de su canasta exportadora. Tal como lo remarcan Álvarez et al. (2018), lo anterior trajo consigo mayores tasas de crecimiento y una reducción en los indicadores de pobreza a nivel nacional y, en especial, en aquellas regiones y comunas con mayor presencia de la actividad minera (e.g., región de Antofagasta). En línea con la metodología implementada por los autores, se adicionaron como controles el porcentaje del empleo comunal generado por el sector minero (*empleomineria*) y variables dicotómicas por año.

En último término, ε_{it} es el error idiosincrático y la heterogeneidad no observada c_i se distribuye $c_i | X \sim N(\psi + \bar{G}_i \xi, \sigma_a^2)$, donde \bar{G}_i es el promedio en el tiempo de todos los regresores que varían en el tiempo.

Luego de ser estimado el modelo anterior, se procedió al cómputo de los efectos parciales promedio, siguiendo a Papke y Wooldridge (2008). Esto implica que si el regresor x_j es continuo, entonces su efecto parcial promedio (o APE en inglés por *average partial effect*) viene dado por:

$$\frac{\partial E[gini_{it} | X_{it}, c_i]}{\partial x_j} = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{\beta}_j \phi(\hat{\psi} + X_{it} \beta + \bar{G}_i \xi) \quad (4)$$

Por otro lado, en el caso de que el regresor x_j sea una variable dicotómica, entonces su APE se define como:

$$\frac{\partial E[gini_{it} | X_{it}, c_i]}{\partial x_j} = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \left[\Phi(\hat{\psi} + X_{it} \hat{\beta} + \bar{G}_i \hat{\xi}) |_{x_{j=1}} - \Phi(\hat{\psi} + X_{it} \hat{\beta} + \bar{G}_i \hat{\xi}) |_{x_{j=0}} \right] \quad (5)$$

Donde $\phi(\cdot)$ y $\Phi(\cdot)$ son las funciones de densidad y de densidad acumulada de una distribución de probabilidad normal estándar, respectivamente, mientras que el acento circunflejo denota valores estimados.

En segundo lugar, el índice de Theil y los ratios 10/10 y 20/20 se modelaron a través de un modelo Tobit de efectos aleatorios, debido a que estos tres indicadores son variables continuas pero truncadas (Wooldridge, 2002). Por ende, la estimación del índice de Theil, $theil_{it}$, y de los ratios 10/10 y 20/20, r_{it}^k , se realizó mediante las siguientes especificaciones empíricas:

$$theil_{it} = \begin{cases} 0 & \text{Si } y^* \leq 0 \\ X_{it} \beta & \text{Si } y^* > 0 \end{cases} \quad (6)$$

$$r_{it}^k = \begin{cases} 1 & \text{Si } y^* \leq 1 \\ X_{it} \beta & \text{Si } y^* > 1 \end{cases} ; k = 10/10, 20/10 \quad (7)$$

$$X_{it} \beta = \alpha \text{geducper}_{it-j} + z_{it} \gamma + u_{it}; i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T; j = 1, 2 \quad (8)$$

Donde y^* es una variable latente no observada y c_i es la heterogeneidad no observada que se asume independiente del error idiosincrático u_{it} , los que se distribuyen $c_i | X \sim N(0, \sigma_c^2)$ y $u_{it} | X, c_i \sim N(0, \sigma_u^2)$.

De manera alternativa, los APE para el modelo Tobit de efectos aleatorios fueron calculados siguiendo a [Cong \(2000\)](#). Así, si el regresor x_j es continuo, entonces su APE se obtiene mediante la siguiente expresión:

$$\frac{\partial E[y_{it} | a < y_{it} < b]}{\partial x_j} = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{\beta}_j \left[1 - \left(\frac{\delta_a \phi(\delta_a) - \delta_b \phi(\delta_b)}{\Phi(\delta_a) - \Phi(\delta_b)} \right) - \left(\frac{\phi(\delta_a) - \phi(\delta_b)}{\Phi(\delta_a) - \Phi(\delta_b)} \right)^2 \right] \quad (9)$$

Donde y_{it} es la variable dependiente truncada, $\phi(\cdot)$ y $\Phi(\cdot)$ representan nuevamente las funciones de densidad y de densidad acumulada de una distribución de probabilidad normal estándar, respectivamente, y el acento circunflejo denota el valor estimado del parámetro β_j . Los escalares a y b son los valores extremos en los que se encuentra truncada la variable dependiente; es decir, a es 0 para el índice de Theil y 1 para los ratios 10/10 y 20/20, mientras que el escalar b es igual infinito para el índice de Theil y los ratios 10/10 y 20/20. Adicionalmente, δ_a se define como $(a - X_{it}\beta)/\sigma$ y δ_b como $(b - X_{it}\beta)/\sigma$, donde $\sigma = \sqrt{\sigma_c^2 + \sigma_u^2}$.⁹

Finalmente, y a modo de información complementaria, la [Tabla 2](#) presenta las principales estadísticas descriptivas de las variables dependientes y regresores utilizados en las especificaciones empíricas descritas.

Tabla 2. Estadística descriptiva de las variables consideradas en el estudio

	Obs.	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
Variables dependientes:					
Coefficiente de Gini ($gini_t$)	1896	0,450	0,06	0,23	0,84
Índice de Theil ($theil_t$)	1896	0,389	0,17	0,11	2,61
Índice 10/10 ($r_t^{10/10}$)	1356	32,041	29,58	3,59	480,62
Índice 20/20 ($r_t^{20/20}$)	1866	11,091	8,14	2,57	206,37
Gasto en educación municipal per cápita:					
Total devengado ($geducper_total$)	1896	1658,227	695,79	176,56	9915,55
Personal de educación ($geducper_personal$)	1896	1338,707	533,92	147,91	6342,91
Inversión real ($geducper_inversión$)	1896	20,315	60,53	0	1207,23
Inversión sobre gasto total ($geductasainversión$)	1896	0,013	0,033	0	0,384
Variables de control:					
Ln Ingreso per cápita del hogar ($lnypercap$)	1896	5,353	0,40	4,41	7,51
Ln Ingreso per cápita del hogar al cuadrado ($lnypercap2$)	1896	28,810	4,53	19,42	56,47
Porcentaje población indígena ($etnia$)	1896	0,124	0,17	0	0,96
Porcentaje población rural ($ruralidad$)	1896	0,356	0,28	0	1
Distancia hacia capital regional ($dist_capreg$)	1896	68,458	53,60	0	352,29
Capital provincial ($capitalprov$)	1896	0,161	0,37	0	1
Porcentaje empleo sector minero ($empleomineria$)	1896	0,029	0,06	0	0,537

Fuente: elaboración propia.

⁹ Note que si el escalar b tiende a infinito, entonces $\Phi(\delta_b) \rightarrow 1$ y $\phi(\delta_b) \rightarrow 0$.

4. Principales resultados y discusión

En esta sección se presentan y discuten los resultados obtenidos tras la estimación de los modelos empíricos descritos en el apartado anterior, haciendo la distinción entre aquellos indicadores que engloban la totalidad de la distribución de ingresos y los que se focalizan en sus valores extremos, considerando el gasto en educación per cápita contemporáneo a las mediciones de desigualdad.

En primer lugar, la Tabla 3 reporta los resultados tras la estimación del modelo base para el coeficiente de Gini e índice de Theil. La evidencia encontrada sugiere, con un nivel de confianza del 90 %, que el gasto en educación per cápita reduciría la desigualdad de ingresos comunal en Chile solo si esta es medida a través del índice de Theil (columna 4, Tabla 3). Dada la magnitud del APE estimado, se requerirían 1,5 millones de pesos adicionales por estudiante para lograr una disminución de 3 centésimas en el índice de Theil. Cabe destacar que esta cifra, equivalente en 2018 a 3780 dólares internacionales (USD PPP), es muy cercana al incremento promedio experimentado por el gasto municipal per cápita durante el periodo 2006-2017. Lo anterior confirmaría lo destacado por [Ram \(1989\)](#) y [Sylwester \(2002\)](#) respecto a la lentitud del proceso de ajuste de la distribución de ingresos hacia una sociedad más equitativa tras aumentos en el gasto público destinado a educación.

Tras la desagregación del gasto municipal en educación, los resultados indican, con un nivel de significancia del 10 %, que los recursos destinados al personal del sector educacional municipal aumentarían el coeficiente de Gini en un punto por cada 0,5 millones de pesos (1260 USD PPP) adicionales (columnas 2 y 3, Tabla 3). Lo anterior podría explicarse por la caída dramática en la matrícula de establecimientos municipales de educación primaria y secundaria experimentada en la última década y la rigidez para ajustar la planta docente a nivel municipal. Estos establecimientos dependientes de los gobiernos locales exhiben, en promedio, el peor rendimiento en las pruebas estandarizadas aplicadas en Chile para medir la calidad del proceso enseñanza-aprendizaje. Esto generaría efectos nocivos sobre la probabilidad de ingresar a la educación superior de quienes se enrolan en la educación municipal, coartando la movilidad social de la población de menores ingresos y acentuando los niveles de desigualdad.

Por otra parte, el gasto municipal en inversión por estudiante y la participación de la inversión en el gasto total en educación parecen no afectar los niveles de desigualdad comunal medidos por los indicadores Gini y Theil. Este resultado debe ser mirado con cautela, debido a que una alta proporción de las comunas reportan no haber realizado inversión alguna en educación durante el periodo analizado. De acuerdo con la información del SINIM, en 2006, el 23,2 % de las comunas no destinó recursos a educación, mientras que en 2017 esta cifra se elevó a 61,2 %, lo que podría ser indicio de un subreporte de información municipal, ya que gran parte de los gobiernos locales declaran la educación como un objetivo relevante en su instrumento de planeación estratégica conocido como PLADECO.

Tabla 3. Efectos parciales promedio (APE) tras la estimación probit de respuesta fraccional y Tobit de efectos aleatorios, variante gasto en educación contemporáneo

Variable dependiente:	Gini			Theil		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>geducper_total</i>	0,0000 (0,000)			-0,00002* (0,000)		
<i>geducper_personal</i>		0,00002* (0,000)	0,00002* (0,000)		-0,00001 (0,000)	-0,00001 (0,000)
<i>geducper_inversion</i>		0,00001 (0,000)			-0,0001 (0,000)	
<i>geductasainversion</i>			0,0286 (0,037)			-0,0796 (0,107)
<i>lnypercap</i>	0,1215 (0,118)	0,1118 (0,116)	0,1118 (0,116)	0,7981*** (0,145)	0,8029*** (0,145)	0,8044*** (0,145)
<i>lnypercap2</i>	0,0006 (0,011)	0,0015 (0,011)	0,0015 (0,011)	-0,0545*** (0,013)	-0,0551*** (0,013)	-0,0552*** (0,013)
<i>etnia</i>	0,0968*** (0,028)	0,0958*** (0,028)	0,0957*** (0,028)	0,1657*** (0,029)	0,1601*** (0,029)	0,1560*** (0,029)
<i>ruralidad</i>	0,0366 (0,023)	0,0372* (0,022)	0,0374* (0,022)	0,1166*** (0,021)	0,1121*** (0,021)	0,1126*** (0,021)
<i>distancia_capitalreg</i>	0,0001 (0,000)	0,0001 (0,000)	0,0001 (0,000)	0,0002 (0,000)	0,0002 (0,000)	0,0002 (0,000)
<i>capitalprov</i>	0,0118** (0,005)	0,0117** (0,006)	0,0120** (0,006)	-0,0088 (0,014)	-0,0084 (0,014)	-0,0081 (0,014)
<i>empleomineria</i>	-0,0088 (0,048)	-0,0095 (0,048)	-0,0098 (0,048)	-0,3431*** (0,077)	-0,3412*** (0,077)	-0,3412*** (0,077)
Observaciones	1896	1896	1896	1896	1896	1896
N.o de comunas	316	316	316	316	316	316
Test estadístico de Wald	491,3	498,8	509,1	383,9	383	382,5

Nota: se incluyen dummies anuales no reportadas. Errores estándar entre paréntesis. * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.
Fuente: elaboración propia.

En relación con las variables de control, es posible remarcar lo siguiente. Primero, los resultados confirman la existencia de la curva de Kuznets (i.e., U invertida) en la medición de desigualdad a través del índice de Theil con un nivel de significancia del 1 % (columnas 4-6, Tabla 3); siendo este resultado coherente con lo reportado por [Ram \(1989\)](#), [De Gregorio y Lee \(2002\)](#) y [Keller \(2010\)](#).

Segundo, las estimaciones sugieren que la composición étnica de la población es un determinante estadísticamente significativo al 1 % que influye positivamente la desigualdad de ingresos en Chile cuantificada mediante los indicadores Gini y Theil (columnas 1-6, Tabla 3). En efecto, el APE estimado para la variable etnia da cuenta de mayores inequidades en comunas donde existe una alta concentración de personas pertenecientes a pueblos originarios. De acuerdo con el Censo de Población y Vivienda aplicado en Chile durante el año 2017, la población indígena se encuentra principalmente en la regiones norteñas de Arica y Parinacota (36 %) y Tarapacá (25 %), y en la zona sur en la región de la Araucanía (34 %) y en las comunas de Cañete (36 %), Contulmo (30 %), Tirúa (71 %) y Alto Biobío (86 %), pertenecientes a la región del Biobío (Instituto Nacional de Estadísticas, 2018). Por ende, tales zonas geográficas deberían ser el foco de la política pública orientada a reducir las disparidades en la distribución de ingresos que enfrentan en Chile las etnias quechua, aymara y mapuche.

Tercero, el grado de ruralidad de una comuna también influye positivamente en la desigualdad de ingresos, siendo esta relación más robusta para el índice de Theil (columnas 2-6, Tabla 3). En este sentido, si se consideran solo las comunas incluidas en esta investigación, las regiones con mayor índice de ruralidad son Los Lagos (0,53), Tarapacá (0,50) y Maule (0,49).

Cuarto, los resultados asociados al coeficiente de Gini indican, con un nivel de significancia del 5 %, que este indicador es superior en comunas que poseen el rango de capital provincial (columnas 1-3, Tabla 3), mientras que la distancia hacia la capital regional, centro del poder regional y de la toma de decisiones, parece no influir en la desigualdad de ingresos, medida por el coeficiente de Gini o Theil, lo que constituiría un indicio de descentralización intrarregional mayor al percibido por la población.

Quinto, aquellas comunas más expuestas al súper ciclo del precio del cobre sí se beneficiaron en reducir la inequidad de ingresos cuantificada por el índice de Theil (columnas 4-6, Tabla 3). Es decir, municipios donde el sector minero contribuye en mayor medida al empleo comunal experimentaron una mayor reducción de la desigualdad durante el periodo 2006-2017. Este resultado es robusto con un nivel de significancia del 1 % y alineado con lo encontrado por [Álvarez et al. \(2018\)](#).

La Tabla 4 exhibe los resultados tras la estimación del modelo base para aquellas medidas de desigualdad enfocadas en los extremos de la distribución de ingresos, es decir, los ratios 10/10 y 20/20. La evidencia indica, con un nivel de significancia del 5 %, que un mayor gasto en educación por estudiante deteriora los niveles de equidad, acrecentando la distancia entre el ingreso promedio de quienes pertenecen a los deciles extremos de la distribución de ingresos comunal (columna 1, Tabla 4). Dada la magnitud del coeficiente estimado, el incremento promedio del gasto en educación per cápita observado durante el periodo 2006-2017 (i.e., 1,5 millones de pesos de 2018), habría incrementado en 4,95 veces el ratio 10/10 a nivel comunal.

De igual modo, el gasto en personal por estudiante también genera un impacto positivo y significativo al 5 % en la desigualdad de ingresos entre el decil más rico y el más pobre a nivel comunal. Adicionalmente, los parámetros asociados a la inversión por estudiante y la participación de la inversión en el gasto total en educación son negativos para los ratios 10/10 y 20/20; sin embargo, estos no son estadísticamente significativos al 10 %, por lo que no generarían impactos en reducir la desigualdad comunal.

Tabla 4. Efectos parciales promedio (APE) tras la estimación Tobit de efectos aleatorios, variante gasto en educación contemporáneo

Variable dependiente:	10/10			20/20		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
geducper_total	0,0033** (0,002)			0,0002 (0,000)		
geducper_personal		0,0036** (0,002)	0,0035** (0,002)		0,0002 (0,000)	0,0001 (0,000)
geducper_inversion		-0,0069 (0,010)			-0,0008 (0,002)	
geductasainversion			-5,1030 (15,802)			-1,9319 (3,722)
lnypercap	-46,5477* (27,911)	-49,0337* (27,884)	-48,5467* (27,900)	-64,9614*** (4,979)	-65,0667*** (4,978)	-65,0428*** (4,979)
lnypercap2	6,1405** (2,493)	6,3830** (2,490)	6,3348** (2,491)	6,4458*** (0,439)	6,4571*** (0,439)	6,4552*** (0,439)
etnia	-2,7060 (3,620)	-2,3648 (3,565)	-2,2834 (3,567)	0,6444 (0,816)	0,6930 (0,813)	0,6894 (0,813)
ruralidad	9,7039*** (2,751)	9,9682*** (2,730)	9,9604*** (2,734)	1,5550** (0,617)	1,5841*** (0,614)	1,5891*** (0,614)
distancia_capitalreg	0,0203* (0,011)	0,0199* (0,011)	0,0202* (0,011)	0,0069** (0,003)	0,0068** (0,003)	0,0068** (0,003)
capitalprov	-2,2419* (1,322)	-2,2343* (1,320)	-2,2175* (1,323)	-0,7826** (0,364)	-0,7842** (0,364)	-0,7776** (0,365)
empleomineria	-31,5606*** (9,287)	-32,5337*** (9,224)	-32,5107*** (9,236)	-9,4792*** (2,181)	-9,5116*** (2,181)	-9,5206*** (2,182)
Observaciones	1356	1356	1356	1866	1866	1866
N.o de comunas	226	226	226	311	311	311
Test estadístico de Wald	266	266,5	265,7	744,1	744,4	744,2

Nota: se incluyen dummies anuales no reportadas. Errores estándar entre paréntesis. * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Fuente: elaboración propia.

Con relación a las variables de control, se destacan los siguientes seis puntos. Primero, la evidencia revela la existencia de una curva de Kuznets convexa (i.e., U no invertida) para la desigualdad de ingresos medida por los ratios 10/10 y 20/20 (columnas 1-6, Tabla 4). Esto sería señal de un fenómeno preocupante en términos de desigualdad, ya que esta última sería creciente entre los grupos extremos de la distribución de ingresos, a pesar de haber experimentado un ciclo positivo en los términos de intercambio gatillado por el alto precio del principal *commodity* exportado por Chile.

Segundo, las estimaciones además confirman la importancia de la ruralidad para explicar la desigualdad de ingresos entre los valores extremos de la distribución. De acuerdo con los APE reportados en la Tabla 4, un municipio totalmente rural exhibiría, en promedio, un indicador 20/20 de 1,56 veces superior al de una comuna urbana, mientras que la diferencia de ingresos entre el decil más rico y el más pobre se elevaría a 9,88 veces solo por esta condición geográfica. Cabe agregar que los municipios rurales en Chile enfrentarían un fenómeno mucho más complejo en términos de desarrollo, que no se limita a la inequidad de ingresos. De acuerdo con el censo 2017, las localidades rurales presentan un menor acceso al agua potable y deficiencias en la materialidad de las viviendas, lo que evidencia un detrimento en la calidad de vida de sus habitantes.

Tercero, las estimaciones sugieren que la distancia hacia la capital regional tendría un impacto positivo sobre la desigualdad de ingresos medida a través de los ratios 10/10 y 20/20 (columnas 1-6, Tabla 4), ello con un nivel de confianza del 90 y el 95 %, respectivamente. Considerando el APE estimado, una comuna distante a más de 150 km de su respectiva capital regional (e.g., Huasco en la región de Atacama, Chonchi en la región de Los Lagos, Natales en la región de Magallanes) registraría, en promedio, un ratio 20/20 de 1,03 veces superior y un índice 10/10 de 3,02 veces mayor.

Cuarto, aquellas comunas capitales de sus respectivas provincias registrarían niveles de desigualdad menores en los valores extremos de la distribución de ingresos (columnas 1-6, Tabla 4). Este resultado es contrapuesto al reportado para el índice de Gini, lo que se explicaría porque este indicador no captura los cambios entre grupos en términos de inequidad ([Abdullah et al., 2015](#)).

En quinto lugar, la evidencia reafirma, con un nivel de significancia del 1 %, el efecto redistributivo que generó el alto precio del cobre en aquellas comunas con mayor proporción de trabajadores que se desempeñan en el sector minero (columnas 1-6, Tabla 4). Tales resultados complementan lo encontrado por [Álvarez et al. \(2018\)](#), es decir, el súper ciclo del precio del cobre no solo redujo los niveles de pobreza en aquellas comunas más expuestas al *shock*, sino también los niveles de desigualdad entre aquella población perteneciente a los extremos de la distribución de ingresos. Finalmente, no se encuentra evidencia de que la diferencia entre el ingreso promedio del decil/quintil más rico y el más pobre sea determinada por el porcentaje de población indígena de la comuna.

En una segunda variante de análisis, el estudio de desigualdad comunal exploró el efecto rezagado del gasto municipal en educación per cápita sobre la distribución de ingresos. Al respecto, se decidió rezagar el regresor *geducper_total* hasta en tres periodos, los que, dada la periodicidad de la Encuesta CASEN, tendrían una extensión de entre 2 y 6 años. Las tablas 5 y 6 dan cuenta de las estimaciones de los modelos probit de respuesta fraccional y Tobit de efectos aleatorios bajo la nueva variante de análisis descrita.

Tabla 5. Efectos parciales promedio (APE) tras la estimación probit de respuesta fraccional y Tobit de efectos aleatorios, variante gasto en educación total rezagado

Variable dependiente:	Gini			Theil		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
geducper_totalt-1	0,0000 (0,000)			-0,00002* (0,000)		
geducper_totalt-2		0,00001 (0,000)			-0,00001 (0,000)	
geducper_totalt-3			-0,00001 (0,000)			-0,00001 (0,000)
lnypercap	0,1005 (0,138)	0,0710 (0,196)	-0,0305 (0,184)	0,7053*** (0,154)	0,6159*** (0,176)	0,4124** (0,191)
lnypercap2	0,0022 (0,013)	0,0050 (0,018)	0,0142 (0,017)	-0,047*** (0,014)	-0,0396** (0,016)	-0,0225 (0,017)
etnia	0,0719** (0,031)	0,0566* (0,034)	0,0645 (0,043)	0,1666*** (0,030)	0,1494*** (0,032)	0,1649*** (0,033)
ruralidad	0,0324 (0,023)	0,0377 (0,025)	0,0166 (0,029)	0,0995*** (0,022)	0,0866*** (0,023)	0,0709*** (0,025)
distancia_capitalreg	0,0001** (0,000)	0,0001** (0,000)	0,0001** (0,000)	0,0002** (0,000)	0,0003*** (0,000)	0,0002** (0,000)
capitalprov	0,0133** (0,006)	0,0109* (0,006)	0,0104* (0,006)	-0,0031 (0,015)	-0,0062 (0,015)	-0,0061 (0,016)
empleomineria	-0,0097 (0,057)	-0,0116 (0,061)	-0,0106 (0,072)	-0,3811*** (0,078)	-0,3842*** (0,082)	-0,3130*** (0,087)
Observaciones	1580	1264	948	1580	1264	948
N.o de comunas	316	316	316	316	316	316
Test estadístico de Wald	408,6	265,3	179,9	302,5	224,8	127

Nota: se incluyen dummies anuales no reportadas. Errores estándar entre paréntesis. * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.
Fuente: elaboración propia.

Los resultados reportados sugieren que el efecto del gasto municipal en educación por estudiante sobre la desigualdad no sería inmediato. En particular, se confirma el efecto negativo del gasto en educación sobre el índice de Theil, el cual tardaría un periodo en materializarse (columna 4, Tabla 5). En cambio, el efecto del gasto es positivo para el indicador 10/10, el que se presentaría con un rezago de dos y tres periodos (i.e., entre 4 y 6 años en promedio), siendo este impacto cada vez mayor conforme la medición

se aleja del periodo contemporáneo (columnas 2 y 3, Tabla 6). Por otra parte, el gasto en educación parece no afectar el coeficiente de Gini (columnas 1-3, Tabla 5) ni alterar la dispersión del ingreso entre el quintil más rico y el más pobre de la distribución de ingresos comunal (columnas 4-6, Tabla 6).

Adicionalmente, las estimaciones de la nueva variante confirman gran parte de los resultados presentados. En particular, se reafirma la existencia de la curva de Kuznets para el índice de Theil, incluso si el gasto municipal en educación se rezaga dos periodos (columnas 4 y 5, Tabla 5), mientras que esta relación se invierte para el ratio 20/20 con un nivel de significancia del 1 % (columnas 4-6, Tabla 6). Además, la composición étnica de la población afecta positivamente el coeficiente de Gini y el índice de Theil si el gasto en educación se retarda hasta dos y tres periodos, respectivamente.

Tabla 6. Efectos parciales promedio (APE) tras la estimación Tobit de efectos aleatorios, variante gasto en educación total rezagado

Variable dependiente:	10/10			20/20		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
geducper_totalt-1	0,0011 (0,002)			0,0002 (0,000)		
geducper_totalt-2		0,0037* (0,002)			-0,00001 (0,000)	
geducper_totalt-3			0,0059** (0,003)			0,0001 (0,000)
lnypercap	-52,0248 (33,171)	-14,8311 (38,490)	-52,0013 (43,167)	-71,4797*** (5,545)	-44,6879*** (6,098)	-37,4932*** (5,760)
lnypercap2	6,7243** (2,948)	3,0947 (3,426)	6,3925* (3,840)	7,0195*** (0,487)	4,5487*** (0,537)	3,9186*** (0,507)
etnia	-0,1071 (4,238)	-5,1392 (4,656)	-7,3265 (5,305)	0,3689 (0,892)	0,6796 (0,952)	1,4161 (0,872)
ruralidad	10,7680*** (3,138)	9,9001*** (3,392)	10,0526** (3,950)	1,2808* (0,670)	1,5403** (0,707)	1,4987** (0,678)
distancia_capitalreg	0,0306** (0,012)	0,0334** (0,013)	0,0239 (0,015)	0,0091*** (0,003)	0,0106*** (0,003)	0,0102*** (0,003)
capitalprov	-2,3166 (1,524)	-2,2948 (1,690)	-2,4822 (1,917)	-0,7592* (0,395)	-0,9326** (0,421)	-0,8218** (0,396)
empleomineria	-37,6405*** (10,456)	-36,9274*** (11,361)	-26,1940** (12,833)	-9,7961*** (2,333)	-10,2125*** (2,458)	-7,4230*** (2,308)
Observaciones	1130	904	678	1555	1244	933
N.o de comunas	226	226	226	311	311	311
Test estadístico de Wald	213,3	122,7	82,25	697,8	375,5	334,6

Nota: se incluyen dummies anuales no reportadas. Errores estándar entre paréntesis. * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.
Fuente: elaboración propia.

Por otra parte, la ruralidad sigue siendo un factor determinante de la desigualdad de ingresos comunal medida por el índice de Theil o los ratios 10/10 y 20/20, incluso si el gasto en educación es rezagado en tres periodos (columnas 4-6, Tabla 5; columnas 1-6, Tabla 6). A su vez, una mayor distancia a la capital regional empeora la distribución de ingresos comunal, cualquiera que sea el indicador utilizado para medirla (columnas 1-6, Tabla 5; columnas 1, 2, 4-6, Tabla 6). Mientras que la capital provincial exhibiría, en promedio, un punto adicional en su coeficiente de Gini (columnas 1-3, Tabla 5) y una reducción de 0,84 veces en su ratio 20/20 (columnas 4-6, Tabla 6).

Finalmente, los resultados ratifican el efecto positivo del súper ciclo del precio del cobre sobre la desigualdad de ingresos en Chile medida por el índice de Theil y los ratios 10/10 y 20/20.

5. Conclusiones

A nivel global es aceptado el hecho de que la desigualdad de ingresos desmedida constituye un impedimento para avanzar en el desarrollo de una sociedad, poniendo en riesgo las bases del crecimiento económico, las ganancias en productividad, la estabilidad política y la paz social ([Alesina & Perotti, 1996](#); [López & Miller, 2008](#); [Abdullah et al., 2015](#)). Al respecto, la relación negativa entre dotación de capital humano y desigualdad ha sido explotada por los gobiernos para hacer frente a esta última a través de una asignación de recursos públicos cada vez mayor a la educación en todos sus niveles. A pesar de tales esfuerzos de política pública, la evidencia es contrapuesta y no concluyente sobre los potenciales beneficios de incrementar el gasto público en educación sobre la distribución de ingresos, particularmente en economías en vías de desarrollo como las latinoamericanas ([De Gregorio & Lee, 2002](#); [Sylwester, 2002](#); [Keller, 2010](#); [Abdullah et al., 2015](#)). Por otra parte, el escenario que enfrentan los gobiernos locales en términos de descentralización, capital social, gobernanza e institucionalidad es gravitante en su rol como promotores del desarrollo del territorio y en el combate contra las desigualdades ([Beall et al., 2000](#); [Warner, 2001](#); [Crook, 2003](#); [Grindle, 2004](#)).

Al respecto, un caso digno de análisis es el chileno, país que exhibe una estabilidad macroeconómica meritoria durante los últimos treinta años, pero una pesada carga en términos de desigualdad de ingresos ([Larrañaga, 1999](#); [López y Miller, 2008](#); [Solimano y Torche, 2008](#); [Álvarez et al., 2018](#)). Con base en lo anterior, la presente investigación abordó el efecto del gasto municipal en educación per cápita sobre la desigualdad de ingresos a nivel comunal en Chile. El estudio longitudinal se enfocó en cuatro métricas tradicionales de inequidad y delineó su estrategia empírica reconociendo las características propias de tales medidas. Adicionalmente, la hipótesis central de investigación fue contrastada empleando no solo el gasto total en educación por estudiante, sino además su desagregación en tres indicadores de interés. A partir del análisis de los resultados es posible concluir lo siguiente.

Puesto que el estudio hizo la distinción entre indicadores que engloban la totalidad de la distribución de ingresos y los que se focalizan en sus valores extremos, la evidencia indica que la dirección del efecto del gasto en educación per cápita sobre la desigualdad de ingresos es sensible tanto al indicador utilizado para medirla como al componente de gasto municipal empleado en el análisis. En particular, el efecto del gasto total es negativo para el índice de Theil, pero positivo para el ratio 10/10, mientras que un mayor gasto en personal educativo incrementa el coeficiente de Gini y el ratio 10/10. Adicionalmente, el gasto en inversión parece no alterar la distribución de ingresos en las comunas chilenas. Tales resultados constituyen un hallazgo interesante, ya que la variedad de métricas y la estrategia empírica seguida no es frecuente en la literatura.

Aun cuando los resultados confirmaron la existencia de la curva de Kuznets al considerar el índice de Theil como medida de desigualdad, esta relación se revierte en aquellos indicadores que se focalizan en los extremos de la distribución de ingreso comunal (ratios 10/10 y 20/20). Ello sugiere que la brecha de ingresos entre el decil/quintil más rico y el más pobre se exacerbe en los próximos años en Chile, lo que constituye un desafío de política pública importante para las autoridades locales y nacionales.

El estudio además reveló que aquellas comunas con una mayor concentración de población indígena enfrentarían mayores inequidades en términos de ingresos, si esta es medida a través del coeficiente de Gini o el índice de Theil. Lo anterior sería crítico en regiones extremas del norte del país y en aquellas al sur de la zona central, afectando especialmente a las etnias quechua, aymara y mapuche. Por consiguiente, la política pública propuesta por el actual gobierno del presidente Sebastián Piñera para abordar el conflicto mapuche y las disparidades sociales de la región de la Araucanía debería ampliarse a otras etnias aquejadas de igual o mayor vulnerabilidad, sobre todo si el Estado chileno pretende dar respuesta a uno de los 17 objetivos de desarrollo sostenible definidos en 2015 por el [PNUD \(2018\)](#).

Los resultados ratificaron la existencia de un efecto positivo de la ruralidad comunal sobre la desigualdad de ingresos, incluso cuando se evaluó el efecto rezagado del gasto municipal en educación per cápita. Por ende, el carácter rural de una comuna exacerbaría las condiciones de desigualdad existentes en un municipio con alta presencia de población indígena (e.g., Camiña, Alto Biobío, Galvarino), relevando un nuevo foco de acción para el diseño de programas sociales implementados por los gobiernos chilenos.

Se vislumbró además un efecto positivo de la distancia hacia la capital regional sobre la desigualdad entre los grupos extremos de la distribución de ingreso. Esto implica que Chile requiere no solo una mayor descentralización del poder político y económico aglutinado en la región Metropolitana, sino que requiere además resolver su concentración intrarregional. Adicionalmente, la evidencia reveló una reducción sistemática de la desigualdad en aquellas municipalidades que se vieron más expuestas al súper ciclo del precio del cobre, shock exógeno que afectó positivamente a Chile durante gran parte del periodo de estudio.

Por otra parte, dentro de las limitaciones del estudio se encuentra la baja representatividad estadística de la información capturada a través de la Encuesta CASEN en zonas aisladas del territorio chileno y la intermitencia en el conjunto de comunas a las cuales se les ha aplicado el instrumento a través del tiempo, lo que genera impactos, por ejemplo, en la construcción de un panel balanceado de larga data y de mayor cobertura poblacional; además del eventual subreporte de información que los gobiernos locales realizan al SINIM.

Finalmente, el conjunto de datos utilizado no permitió evaluar el impacto de tres políticas de educación emblemáticas implementadas recientemente en Chile: la desmunicipalización de la educación pública primaria y secundaria, la carrera docente y la introducción de la gratuidad en universidades del sistema de educación superior. Sin duda, tales tópicos configuran la agenda de investigación futura.

Referencias

- Aaron, H., & McGuire, M. (1970). Public goods and income distribution. *Econometrica*, 38(6), 907-920.
- Abdullah, A., Doucouliagos, H., & Manning, E. (2015). Does education reduce income inequality? A meta regression analysis. *Journal of Economics Surveys*, 29(2), 301-316.
- Agostini, C. A., & Brown, P. H. (2007). Desigualdad geográfica en Chile. *Revista de Análisis Económico*, 22(1), 3-33.
- Aigner, D. J., & Heins, A. J. (1967). On the determinants of income equality. *The American Economic Review*, 57(1), 175-184.
- Alesina, A., & Perotti, R. (1996). Income distribution, political instability, and investment. *European Economic Review*, 40(6), 1203-1228.
- Altimir, O. (1994). Distribución del ingreso e incidencia de la pobreza a lo largo del ajuste. *Revista de la CEPAL*, 52, 7-32.
- Álvarez, R., García-Marín, A., & Ilabaca, S. (2018). Commodity price shocks and poverty reduction in Chile. *Resources Policy* (in-press). doi: 10.1016/j.resourpol.2018.04.004
- Amarante, V., & Jiménez, J. P. (2016). Distribución del ingreso e imposición a las altas rentas en América Latina. *Cuadernos de Economía*, 35(67), 39-73.
- Beall, J., Crankshaw, O., & Parnell, S. (2000). Local government, poverty reduction and inequality in Johannesburg. *Environment & Urbanization*, 12(1), 107-122.
- Becker, G. S. (1971). *The economics of discrimination* (2.a ed.). Chicago: University of Chicago Press.
- Beyer, H. (1999). Educación y desigualdad de ingresos: una nueva mirada. *Serie Documentos de Trabajo*, documento de trabajo n.o 297. Santiago, Chile: Centro de Estudios Públicos.
- Chamberlain, G. (1980). Analysis of covariance with qualitative data. *The Review of Economic Studies*, 47(1), 225-238.
- Champernowne, D. G. (1953). A model of income distribution. *The Economic Journal*, 63(250), 318-351.
- Cong, R. (2000). sg144: Marginal effects of the tobit model. *Stata Technical Bulletin*, 56, 27-34.
- Contreras, D., & Ruiz-Tagle, J. A. (1997). Cómo medir la distribución de ingresos en Chile. ¿Son distintas nuestras regiones? ¿Son distintas nuestras familias? *Estudios Públicos*, 65, 59-80.
- Copeland, M. A. (1947). The social and economic determinants of the distribution of income in the United States. *The American Economic Review*, 37(1), 56-75.
- Cotte, A. & Cotrino, J. A. (2006). Crecimiento económico y distribución del ingreso en Colombia: evidencia sobre el capital humano y el nivel de educación. *Cuadernos de Administración*, 19(32), 337-356.
- Crook, R. C. (2003). Decentralisation and poverty reduction in Africa: The politics of local-central relations. *Public Administration and Development*, 23(1), 77-88.
- De Gregorio, I., & Lee, J. (2002). Education and income inequality: New evidence from cross country data. *Review of Income and Wealth*, 48(3), 395-416.
- Galor, O., & Zeira, J. (1993). Income distribution and macroeconomics. *The Review of Economic Studies*, 60, 35-52.
- Grindle, M. S. (2004). Good enough governance: Poverty reduction and reform in developing countries. *Governance: An International Journal of Policy, Administration, and Institutions*, 17(4), 525-548.
- Keller, R. R. I. (2010). How can education policy improve income distribution? An empirical analysis of education stages and measures on income inequality. *The Journal of Developing Areas*, 43(2), 51-77.
- Kudasheva, T., Kunitsa, S., & Mukhamediyev, B. (2015). Effects of access to education and information-communication technology on income inequality in Kazakhstan. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 191(2), 940-947.
- Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *The American Economic Review*, 45(1), 1-28.

- Larrañaga, O. (1999). Distribución de ingresos y crecimiento económico en Chile. *Serie Reformas Económicas* n.o 35. Santiago, Chile: NU CEPAL, División de Desarrollo Económico.
- Lebergott, S. (1959). The shape of the income distribution. *The American Economic Review*, 49(3), 328-347.
- López, D. (2016). Discriminación y exclusión: tendencias en las brechas étnicas de ingresos urbanos y rurales en Chile. *Serie Documentos de Trabajo* n.o 200. Santiago, Chile: Rimisp, Centro Latinoamericano para el Desarrollo Rural.
- López, R., & Miller, S. J. (2008). Chile: The unbearable burden of inequality. *World Development*, 36(12), 2679-2695.
- Marcel, M., & Tokman, C. (2005). *¿Cómo se financia la educación en Chile? Estudios de Finanzas Públicas*. Santiago, Chile: Dirección de Presupuestos, Ministerio de Hacienda.
- Marin, A., & Psacharopoulos, G. (1976). Schooling and income distribution. *The Review of Economics and Statistics*, 58(3), 332-338.
- Medina, F. (1998). El ingreso y el gasto como medida del bienestar de los hogares: una evaluación estadística. En *Segundo Taller Regional Medición del Ingreso en las Encuestas de Hogares (LC/R.1886)* (pp. 341-371). Santiago, Chile: CEPAL.
- Morley, S. A. (2000). Efectos del crecimiento y las reformas económicas sobre la distribución del ingreso en América Latina. *Revista de la CEPAL*, 71, 23-41.
- Mostajo, R. (2000). Gasto social y distribución del ingreso: caracterización e impacto redistributivo en países seleccionados de América Latina y el Caribe. *Serie Reformas Económicas* n.o 69, Santiago, Chile: NU CEPAL, División de Desarrollo Económico.
- Mundlak, Y. (1978). On the pooling of time series and cross section data. *Econometrica*, 46(1), 69-85.
- Newhouse, J. P. (1971). A simple hypothesis of income distribution. *The Journal of Human Resources*, 6(1), 51-74.
- Ocampo, J. A. (1998). Distribución del ingreso, pobreza y gasto social en América Latina. *Revista de la CEPAL*, 65, 7-14.
- OCDE (2015). *In it together: Why less inequality benefits all*. París: OECD Publishing.
- Papke, L., & Wooldridge, J. (1996). Econometric methods for fractional response variables with an application to 401(k) plan participation rates. *Journal of Applied Econometrics*, 11, 619-632.
- Papke, L., & Wooldridge, J. (2008). Panel data methods for fractional response variables with an application to test pass rates. *Journal of Econometrics*, 145(1), 121-133.
- Perotti, R. (1992). Income distribution, politics, and growth. *The American Economic Review*, 82(2), 311-316.
- Pigou, A. C. (1932). *The economics of welfare* (4.a ed.). Londres: MacMillan & Co.
- PNUD (2017). *Desiguales. Orígenes, cambios y desafíos de la brecha social en Chile*. Santiago, Chile: Uqbar Editores.
- PNUD (2018). *Objetivos de Desarrollo Sostenible*. Recuperado el 5 de junio de 2018 de <http://www.undp.org/content/undp/es/home/sustainable-development-goals.html>
- Ram, R. (1989). Can educational expansion reduce income inequality in less-developed countries? *Economics of Education Review*, 8(2), 185-195.
- República de Chile, Instituto Nacional de Estadísticas (2018). Resultados Censo 2017 por país, regiones y comunas. Santiago, Chile. Recuperado el 5 de junio de 2018 de: <https://resultados.censo2017.cl/>
- Sadka, E. (1976). Social welfare and income distribution. *Econometrica*, 44(6), 1239-1251.
- Solimano, A., & Torche, A. (2008). La distribución del ingreso en Chile 1987-2006: análisis y consideraciones de política. *Documento de trabajo* n.o 480. Santiago, Chile: Banco Central de Chile.
- Strassmann, W. P. (1956). Economic growth and income distribution. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(3), 425-440.
- Suanes, M. (2016). Inversión extranjera directa y desigualdad de los ingresos en América Latina. Un análisis sectorial. *Revista de la CEPAL*, (118), 49-66.

- Sylwester, K. (2002). Can education expenditures reduce income inequality? *Economics of Education Review*, 21(1), 43-52.
- Te Velde, D. W. (2003). Foreign direct investment and income inequality in Latin America: Experiences and policy implications. *Documento de Trabajo n.o 04/03*. Instituto de Investigaciones Socio Económicas (IISEC), Universidad Católica Boliviana.
- Thurow, L. C. (1971). The income distribution as a pure public good. *The Quarterly Journal of Economics*, 85(2), 327-336.
- Tinbergen, J. (1957). Welfare economics and income distribution. *The American Economic Review*, 47(2), 490-503.
- Warner, M. (2001). Building social capital: The role of local government. *Journal of Socio-Economics*, 30(2), 187-192.
- Winegarden, C. R. (1979). Schooling and income distribution: evidence from international data. *Economica*, 46(181), 83-87.
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge: The MIT Press.
- Yang, J., & Qiu, M. (2016). The impact of education on income inequality and intergenerational mobility. *China Economic Review*, 37, 110-125.
- Zurita, G., & Dresdner, J. (2009). Diferenciales y discriminación de salarios contra la etnia Mapuche en Chile. *El Trimestre Económico*, 76(304(4)), 965-989.

MEXICO'S FINANCE-GROWTH NEXUS
WITH TRADE OPENNESS, FDI AND
PORTFOLIO INVESTMENT: EVIDENCE FROM
VECM COINTEGRATION ANALYSIS

El nexo del crecimiento
financiero de México con la
apertura comercial, la IED y la
inversión de cartera: Evidencias
del análisis de cointegración
del modelo de corrección de
errores vectoriales (VECM)

Takashi Fukuda

Research Article

MEXICO'S FINANCE-GROWTH NEXUS WITH TRADE OPENNESS, FDI AND PORTFOLIO INVESTMENT: EVIDENCE FROM VECM COINTEGRATION ANALYSIS

El nexo del crecimiento financiero de México con la apertura comercial, la IED y la inversión de cartera: Evidencias del análisis de cointegración del modelo de corrección de errores vectoriales (VECM)

Takashi Fukuda*

Keywords: Finance-growth nexus, Globalization, VECM, Cointegration, Mexico

Palabras clave: Nexo del crecimiento financiero, Globalización, VECM, Cointegración, México

JEL Classification: E44; F40; O54

Received: 12/04/2019

Accepted: 19/12/2019

Published: 05/03/2020

Abstract

This study investigates Mexico's finance-growth nexus by controlling the "globalization" variables of trade openness, foreign direct investment (FDI) and portfolio investment together with the structural break dummy. Financial development is proxied by two indicators of size and efficiency. Implementing the cointegration and Granger causality tests in the framework of the vector error correction model (VECM), we found that: financial size is negative for economic growth with no feedback; financial efficiency and economic growth are in a negative bilateral relationship; trade openness and portfolio investment are positive for economic growth; and FDI is negative for economic growth and financial efficiency.

Resumen

Este estudio analiza el nexo del crecimiento financiero de México al controlar las variables de la "globalización" de la apertura comercial, la inversión extranjera directa (IED) y la inversión de cartera junto con la variable ficticia de ruptura estructural. El desarrollo financiero es medido a través de dos indicadores: tamaño y eficiencia. Al implementar las pruebas de cointegración y de causalidad de Granger en el marco del modelo de corrección de errores vectoriales (VECM), encontramos que: el tamaño financiero es negativo para el crecimiento económico sin retroalimentación, la eficiencia financiera y el crecimiento económico tienen una relación bilateral negativa, la apertura comercial y la inversión de cartera

*Academic level: Ph.D. in Economics, Universiti Utara Malaysia.
takashi@fukuda-kieg.com
5-15-81-401, Toroku, Chuou-ku, Kumamoto, 862-0970, Japan.
Independent researcher.
Orcid: 0000-0002-7108-1130

son positivas para el crecimiento económico, y la IED es negativa para el crecimiento económico y la eficiencia financiera.

1. INTRODUCTION

Since [Schumpeter \(1911\)](#) argued that a well-developed financial system is important to attain higher economic growth through technological innovations, the relationship between financial development and economic growth has been extensively investigated in literature. Theoretical literature predicts that economic growth is a positive function of financial development as financial markets are productive to stimulate an economy by providing essential services through two channels. The first one is the accumulation channel which emphasizes the growth-driving effects of physical and human capital accumulation (e.g. [Pagano, 1993](#)). The other is the allocation channel which focuses on a finance-induced increase in the efficiency of resource allocation and its growth-enhancing effects (e.g. [King and Levine, 1993a](#)). While the growth effect of financial deepening has been theoretically acknowledged, it is necessary to empirically address the issue of the finance-growth nexus, that is, whether/how financial development significantly influences economic growth.

The objective of the present study is to investigate the relationship between financial development and economic growth in Mexico by conducting a country specific in-depth analysis with the vector error correction model (VECM) approach. To the end we implemented the cointegration and the Granger causality tests in the VECM framework to give interference to Mexico's finance-growth nexus. We contribute to literature by filling the following gaps. First, as far as time series studies examining the causal linkage between finance and economic growth are concerned, since the use of a bivariate causality analysis was very standard in the past, such empirical studies of finance and output variables were only more likely to have the omission-of-variable bias. It has been pointed out that a country's finance-growth linkage is a more complicated phenomenon highly depending on other variables than finance and output because a growth-enhancing financial system requires a far-reaching spectrum of structural reforms and policy measures ([Cevik and Rahmati, 2018](#)), otherwise the omission of such variables could lead to misspecification ([Luintel and Khan, 1999](#)). We analyzed Mexico's finance-growth nexus in terms of globalization — trade openness, foreign direct investment (henceforth FDI) and portfolio investment— together with a structural break. Mexico is a good sample country having various experiences of developing and liberalizing its financial system and external sector together with several financial crises, but the extant literature has not yet extensively and properly explored whether/how Mexico's finance-growth nexus is influenced by ongoing globalization.

Second, we are also concerned with the issue of measuring financial development in the present study. Most empirical studies have used the size-based financial indicators, whose rationale is that more credit and funding are directly linked to more efficient allocation. However, it has been increasingly questioned whether those size indexes, which are mostly measured by the ratio of total domestic credit or various monetary aggregates to nominal GDP, are suitable to measure the effect of financial development ([Wachtel, 2011](#)); the redefinition of financial measures is proposed to overcome the shortcomings of commonly used measures ([Čihák et al., 2013](#)). Considering these arguments of “what is financial development?”, we employed the two financial indicators of size and efficiency in assessing Mexico's finance-growth nexus.

The rest of the paper is structured as follows. The related literature is reviewed in [Section 2](#). Our study's theoretical models and data are given in [Section 3](#), and methodology is elucidated in [Section 4](#). Empirical findings are reported and discussed in [Section 5](#), and [Section 6](#) concludes.

2. LITERATURE REVIEW

2.1 Finance-growth nexus debate

In investigating the relationship between financial development and economic growth, whether/how the two variables influence each other is one important topic. In regards to this, [Patrick \(1966\)](#) suggests different directions, i.e. either “supply-leading” (finance→ growth) or “demand-following” (growth→finance) or “bilateral” (finance→ growth) throughout the development process. The supply-leading hypothesis virtually coincides with theoretical achievements of [McKinnon \(1973\)](#) and [Shaw \(1973\)](#), that is, financial institutions utilize productive resources to facilitate capital formation and thus play a crucial role in mobilizing, saving and in allocating thus collected resources efficiently to productive sectors. Over the 1950s and 1960s, conventional policy advice was that governments in developing countries actively promoted development by intervening in financial markets. By the early 1970s, the so-called financial repression was brought to literature by [McKinnon \(1973\)](#) and [Shaw \(1973\)](#) who were in favour of liberalizing the financial system while criticizing such repression policies as ceilings on interest rates, high reserve requirements and administrative credit allocation.

In contrast, according to the demand-following hypothesis, since financial depth can be enhanced by output growth, financial development is just a phenomenon in response to the increasing demand for new financial instruments and service. While an economy grows, such a demand will spontaneously rise and result in the evolution of an economy’s financial system. As [Robinson \(1952\)](#) mentions that ‘where enterprise leads finance follows’. Since the increasing demand for financial services is brought by economic growth, it is economic growth that is the chief driving force behind financial deepening and the growth effect of finance is overstressed ([Lucas, 1988](#)).

Additionally, the other view is that finance and growth may be interdependent, i.e. the bilateral relationship where financial development and economic growth have an impact on each other (finance ↔ growth) ([e.g. Demetriades and Hussein, 1996](#)). While a well-developed system is essential for economic growth, the latter is also necessary for the former as financial markets effectively respond to the demand for certain financial instruments and services which are created by economic expansion¹.

We observed that empirical studies analyzing the issue of the finance-growth nexus have the following issues. First, while the leading evidence of financial development positively impacting economic growth is presented by cross-country studies ([e.g. King and Levine, 1993b; Levine and Zervos, 1998](#)), some economists critically argue that those studies are implicitly based on the assumption of homogeneity in different countries’ growth patterns, thus hiding country-specific factors in estimation ([e.g. Demetriades and Hussein, 1996; Luintel and Khan, 1999](#)). Second, as far as time series studies are concerned—in which the Granger causality between financial development and economic growth is usually conducted to give interference—, since the use of a bivariate causality test was standard in assessing the finance-growth nexus, previous studies of “finance and growth only” were likely to suffer from the omission-of-variable bias. It is considered that other variables might exhibit significant impact on the finance-growth nexus; the omission of such variables could bias the direction of causality between financial development and economic growth. As a result, an increasing number of empirical studies have introduced various third and more variables to the estimation of the finance-growth causality.

.....
¹ There are also other predictions for the finance-growth nexus. Chandavarkar (1992) argues that financial development and economic growth may not relate to each other.

2.2 Globalization

On the other hand, as globalization rapidly goes on worldwide, how trade openness, FDI and portfolio investment impact on economic growth is widely discussed and investigated in literature. While the growth effect of trade (export and import) has been traditionally recognized (e.g. [Yanikkaya, 2003](#)), those of FDI and portfolio investment are discussed differently. FDI produces externalities through the diffusion of new technology and of business know-how. Thus, FDI is expected to exhibit considerable spillover effects to enhance the productivity of an economy in the long run. Meanwhile, portfolio investment can promote economic growth by increasing the liquidity of financial markets. As domestic markets become more liquid, deeper and broader, a wider range of projects can be financed more efficiently in the short run ([De Vita and Kyaw, 2009](#)).

While these two types of investment become available for developing countries, international agencies have advised developing countries to rely mainly on FDI ([Nunnenkamp and Spatz, 2004](#)). One of the reasons is the frequency of “financial crisis” and “boom-and-bust” cycles ([Durham, 2004](#)) observed in emerging economies. Rapid financial deepening typically leads to growth volatility, financial instability and financial crisis. More liquid financial markets due to the increasing volume of portfolio investment —associated with speculation activities— significantly cause higher vulnerability to international shocks, resulting in a financial crisis that brought a severe negative impact on an economy. Indeed, there are several crisis episodes in the developing world, such as India in 1991, Asian countries in 1997-1998 and Argentina in 2000.

2.3 Mexico's experiences

Our sample country is Mexico that has attempted a variety of liberalization policies for economic development so far, but its growth achievement has been low with the standard of emerging economies over the last decades. Mexico initiated its opening to the global economy by promoting oil exports and borrowing from international banks in the late 1970s ([Blecker, 2009](#)). But this strategy was very unsuccessful as Mexico was to default on its sovereign debt in 1982 due to an unfortunate combination of expansionary monetary and fiscal policies, sharp deterioration in international oil markets, strong capital outflows, and the peso devaluation ([Tinoco-Zermeno, Martinez and Torres-Preciado, 2014](#)). The Mexican government indeed abandoned import substitution by joining the General Agreement on Tariffs and Trade (GATT) in 1986 and the North American Free Trade Agreement (NAFTA) in 1994. Specifically, after NAFTA was formed with Canada and the US, “maquiladora (export assembly plant)” was the key word enabling Mexico to become a major trader and FDI recipient². It should be pointed out that NAFTA was an important instrument behind the surge of exports and FDI in the late 1990s ([Moreno-Brid et al., 2005](#)). Meanwhile, by the end of the 1990s, the Mexican government also started several economic and financial reforms to open up the economy to foreign competition in goods and capital markets, as well as to release domestic financial markets from government intervention.

Despite its opening up to the global market, Mexico's growth performance has been acknowledged as unremarkable in comparison with those of Asian countries. In particular, as China's manufacturing export quickly expanded worldwide after the country joined the World Trade Organization (WTO) in 2001, the number of Mexico's export plants reduced significantly. On the other hand, Mexico was chronically exposed to the increasing extent of financial fragilities and shocks over the last few decades;

2 Maquiladoras are responsible for approximately half of the manufactured goods exported by Mexico and rely fundamentally on imported inputs and materials, resulting in a limited relationship with local suppliers (Moreno-Brid, Napoles and Valdivia, 2005).

Mexico's various policies of opening and liberalization have made the country highly vulnerable to external shocks since late 1970s (Blecker, 2009). One well-known episode is that Mexico was hit by a financial crisis in 1994-1995 immediately after NAFTA began. The 2008 financial crisis of the United States jeopardized Mexico more severely than any other Latin America countries (Cypher, 2011). On those occasions, there might have been too much finance whose costs typically outweighed the benefits of financial development and liberalization. These profiles of Mexico motivated us to empirically confirm whether financial development—interacting with trade openness, FDI and portfolio investment—is really good or bad for the Mexican economy.

3. THEORETICAL MODELS AND DATA

Based on our objective and the considerations discussed in the previous section, we specify the theoretical models to analyze Mexico's finance-growth nexus as follows:

$$EG_t = f_1 (FS_t, TOP_t, FDI_t, PFI_t) \quad (1)$$

$$ES_t = f_2 (EG_t, TOP_t, FDI_t, PFI_t) \quad (2)$$

$$EG_t = f_3 (FE_t, TOP_t, FDI_t, PFI_t) \quad (3)$$

$$FE_t = f_4 (EG_t, TOP_t, FDI_t, PFI_t) \quad (4)$$

We conducted the Granger causality tests to investigate the relationship between the economic growth indicator (real per capita GDP, EG) and each of the financial development indicators (FS and FE). The indicators of trade openness (TOP), FDI (FDI), portfolio investment (PFI) are also included to avoid the omission-of-variable bias in assessing Mexico's finance-growth nexus. The inclusion of these variables of "globalization" would be meaningful as Mexico has been one of the important trading countries, and the enhancement of FDI and portfolio investment—not trade—is the prime motivation of Mexico's entering into NAFTA (Cameron and Tomlin, 2000).³

In Equations 1 and 2, EG and FS are treated as the dependent variables, respectively, to confirm whether/how economic growth and financial size are related to each other, that is, the causality runs either FS→EG or EG→FS or FS ↔ EG. Likewise, the causality of either FE→EG or EG→FE or FE ↔ EG—whether/how economic growth and financial efficiency Granger-cause each other—are examined in Equations 3 and 4 where EG and FE are taken as the dependent variables, respectively.

The financial size index is a quantitative measure of financial development which is proxied by the GDP ratio of domestic credit to the private sector provided by commercial banks. As a qualitative measure of financial depth, the financial efficiency index is represented by the ratio of domestic credit to the private sector provided by banks to the private sector to the gross domestic savings. Originally, Beck, Demirgüç-Kunt and Levine (2009) suggested the ratio of private credit to total deposit (demand + time deposits) though, the continuous series of Mexico's total deposit is not available, so we use the

.....
3 As the anonymous referee suggests, instead of FDI and portfolio investment, such composite measures of financial openness as Lane and Milesi-Ferretti (2007) and Chinn and Ito (2008) are available for the analysis. However, those measures do not provide long-enough data series to conduct a time-series estimation, and we have an intension to separately highlight the impacts of FDI and portfolio investment on Mexico's finance-growth nexus.

gross domestic savings.⁴ Trade openness is measured by the GDP ratio of the sum of exports and imports of goods and services. “FDI” is the GDP ratio of the net flows of FDI. Portfolio investment is the GDP ratio of net flows through cross-border public and publicly guaranteed and private non-guaranteed bond issues. All the underlying variables are converted into logarithm. For this analysis, we drew annual data series mainly from the World Bank’s World Development Indicators (WDI) and from the IMF’s International Financial Statistics (IFS). The sample period ranges from 1970 to 2016 over which Mexico’s development strategy greatly changed from an import substitution one to a market-oriented one.

4. METHODOLOGY

4.1 VECM specification

As we employed the cointegration approach of [Johansen \(1988\)](#), the formal specification of the vector error correction model (VECM) with weakly exogenous variables for Mexico’s finance-growth nexus is given as follows:

$$X_t = \Pi Y_{t-p} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + u_t \quad (5)$$

In Equation (5), $X_t = [EG, FS/FE]$ is a 2×1 vector of the endogenous/dependent variables; $Y_t = [EG, FS/FE, TOP, FDI, PFI]$ is the cointegrating vector of the endogenous and weakly exogenous variables; p is the lag order included in the system; Γ_i refers to short-run coefficient matrices; and u_t is a vector of error terms. The cointegrating relationship between the endogenous/dependent variables is given by the rank of Π matrix (r) in which $0 < r < 2$. The two matrices α and β with dimension $(2 \times r)$ are such that $\alpha\beta' = \Pi$. The matrix β contains the r cointegrating vectors, having the property that $\beta' Y_t$ is stationary. α is the matrix of the error correction presentation that shows the speed of adjustment from a short-run disequilibrium to a long-run steady state equilibrium. Assuming a single cointegrating vector ($r = 1$) in the assessment, we provide the following system equations:

$$\begin{bmatrix} \Delta EG_t \\ \Delta FS_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{1j} \\ \alpha_{2j} \end{bmatrix} [\beta_{i1} \beta_{i2} \beta_{i3} \beta_{i4} \beta_{i5}] \begin{bmatrix} EG_{t-1} \\ FS_{t-1} \\ TOP_{t-1} \\ FDI_{t-1} \\ PFI_{t-1} \end{bmatrix} + \Gamma_{ij} \begin{bmatrix} \Delta EG_{t-p} \\ \Delta FS_{t-p} \\ \Delta TOP_{t-p} \\ \Delta FDI_{t-p} \\ \Delta PFI_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \hat{u}_{1t} \\ \hat{u}_{2t} \end{bmatrix} \quad (6)$$

$$\begin{bmatrix} \Delta EG_t \\ \Delta FE_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{3j} \\ \alpha_{4j} \end{bmatrix} [\beta_{i6} \beta_{i7} \beta_{i8} \beta_{i9} \beta_{i10}] \begin{bmatrix} EG_{t-1} \\ FE_{t-1} \\ TOP_{t-1} \\ FDI_{t-1} \\ PFI_{t-1} \end{bmatrix} + \Gamma_{ij} \begin{bmatrix} \Delta EG_{t-p} \\ \Delta FE_{t-p} \\ \Delta TOP_{t-p} \\ \Delta FDI_{t-p} \\ \Delta PFI_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \hat{u}_{3t} \\ \hat{u}_{4t} \end{bmatrix} \quad (7)$$

Equation 6 is “Model I” whose financial development indicator is the financial size (FS), and Equation 7 is “Model II” whose financial development indicator is the financial efficiency (FE). In the two equations, EG and FS/FE are the endogenous/dependent variables, whereas TOP, FDI and PFI are treated as weakly exogenous variables in the cointegrating vector.

4 Like other developing countries, it is assumed that bank credit—not stock market transactions—is dominant in Mexico’s financial development. Also, as compared with stock market indexes, banking ones are more available over a longer time period.

By normalizing each of EG and FS/FE, we implement two types of the Granger causality test in the VECM estimation. The first test is the weak exogeneity test that imposes zero restrictions on α , i.e. $H_0: \alpha_{ij} = 0$; the rejection of the null hypothesis indicates that there is a long-run causality formed by all the underlying variables in the system (Johansen and Juselius, 1992). The second test is the strong exogeneity test that is related to an overall causality by imposing a restriction on both α and either of β , i.e. $H_0: \alpha_{ij} \beta_{ij} = 0$ (Toda and Phillips, 1993). Referring to the significant results of these two tests, we gave interference to Mexico's finance-growth nexus.

4.2 Structural break dummy

Importantly, referring to the argument of Johansen, Mosconi and Nielsen (2000), we took the element of structural break—in the form of a level shift dummy—into the VECM assessment. The rationale is that by taking structural breaks into estimation, macroeconomic instability that Mexico experienced over the sample period might be well reflected, so that all the underlying variables collectively explain most variations in Mexico's finance-growth nexus and allowed us to seek a single cointegration ($r = 1$) and no autocorrelation. To this end, break dates in Mexico's EG (real per capita GDP) series are estimated by the structural break test developed by Lee and Strazicich (2003; 2004) (hereafter the LS test).

The LS test is a Lagrange multiplier unit root test that endogenously pinpoints at most two breaks in each series. We employ Models A and AA which provide an abrupt change in level but no change in the trend rate. Based on the break dates given by Models A and AA in Table 1, we made level shift dummies (LSD) and plot either of 1983LSD or 1983LSD and 1994LSD.⁵ While endogenously detected by the LS test, the break dates in Table 1 seem to reasonably correspond to such important events as the 1982-1983 debt crisis, the 1994-1995 financial crisis and the inauguration of NAFTA.

Table 1: Break dates in Mexico's EG series

Model	Break date(s)
A (one break)	1983
AA (two breaks)	1983
	1994

Notes: Models A and AA = the clash models (break(s) only in the intercept).

5. Empirical Results

5.1 Initial procedures

Performing the VECM cointegration analysis for Mexico's finance-growth nexus, we first conducted two unit root tests of the GLS augmented Dickey-Fuller (ADF-GLS) test (Elliott, Rothenberg and Stock, 1996) and the Phillips and Perron (PP) test (Phillips and Perron 1988). The ADF-GLS test is better than the standard Dickey-Fuller test as the former is based on a modified statistics of the latter with generalized least squares (GLS). On the other hand, the PP test is an alternative to the ADF-GLS test as the PP test's residual variance is robust to autocorrelation. Table 2 reports that EG, FS, FE, TOP, FDI and PFI are estimated as non-stationary in their levels but are stationary after taking their first-differences at the 10% level or better. Referring to those statistics, we considered all the underlying variables adequate for the analysis.

⁵ Lee and Strazicich (2003; 2004) also suggest Models B and BB which allow for simultaneous changes in level and trend. However, since such changes are not properly taken into our analysis, we do not provide the break dates given by Models B and BB.

Next the [Johansen \(1988\)](#) cointegration test, whose lag order is set at two by considering the sample size of the present study, is implemented.⁶ While TOP, FDI and PFI are taken as the weakly exogenous variables, both LSD and an intercept are included as the deterministic components in the cointegrating vector. After checking all possible combinations of the deterministic components, we confirmed that an intercept and two LSDs (1983LSD and 1994LSD) are good for Model I to draw more plausible estimates. According to trace statistics in Table 3, there is a single cointegration relationship ($r = 1$) in Model I at the 1% significance level. In the same way, an intercept and one LSD (1983LSD) are taken into Model II, and a single cointegration relationship is found at the 1% significance level.⁷ Before discussing empirical results, we check the diagnostic test statistics of autocorrelation, non-normality and heteroscedasticity in Table 4 and judge the two models of the VECM analysis adequate for considering Mexico's finance-growth nexus.

Table 2: Unit root test results (k = 2)

	ADF-GLS Test		PP Test	
	Inpt.	Inpt. & trend	Inpt.	Inpt. & trend
EG	0.201	-2.056	-1.968	-2.619
ΔEG	-3.431***	-3.886***	-5.383***	-5.435***
FS	-1.589	-1.693	-2.020	-1.637
ΔFS	-2.691**	-3.044*	-7.327***	-7.572***
FE	-1.485	-1.697	-2.203	-1.921
ΔFE	-3.185***	-3.536**	-6.752***	-6.881***
TOP	0.665	-3.278	-0.660	-3.458
ΔTOP	-4.893***	-4.865***	-6.101***	-6.022***
FDI	-0.728	-1.956	-1.585	-4.686
ΔFDI	-3.540***	-3.945***	-12.490***	-12.309***
PFI	-1.791	-2.582	-2.679*	-3.530**
ΔPFI	-3.242***	-3.254**	-9.852***	-9.738***

Notes: (***) 1%, (**) 5% and (*) 10% level of significance.

6 We should carefully choose the lag order as the Johansen (1988) test is highly sensitive to a lag length. Since the present study is based on Mexico's annual series, the lag order is set at two to maintain the degree of freedom for the VECM estimation.

7 Although both trace and eigenvalue statistics are available for the Johansen (1988) test, we report the former only so as to highlight more robust estimates (Cheng and Lai, 1993).

Table 3: VECM cointegration test results

Model I				
Dependent variables	I (1) exo. variables	Det. components	Null	p-value
EG	TOP	Intercept (rest.)	$r = 0$	0.008***
FS	FDI PFI	1983LSD (rest.) 1994LSD (rest.)	$r < = 1$	0.218
Model II				
Dependent variables	I (1) exo. variables	Det. components	Null	p-value
EG	TOP	Intercept (rest.)	$r = 0$	0.002***
FE	FDI PFI	1983LSD (rest.)	$r < = 1$	0.093

Notes: (***) 1% level of significance. The results are based on critical values simulated with 400 random walks and 2500 replications.

Table 4: Diagnostic test results

Test	Model I	Model II
Autocorrelation	4.075 [0.396]	6.320 [0.177]
Normality	9.160 [0.057]	5.476 [0.242]
Heteroscedasticity	3.224 [1.000]	8.741 [0.965]

Notes: The results are based on χ^2 statistics. For autocorrelation and heteroscedasticity, LM(2) statistics are reported. In parentheses p-values are provided.

5.2 Identified cointegrating vectors

Table 5 shows identified cointegrating vectors for economic growth and financial size/financial efficiency together with α and weak exogeneity test statistics. “ α ” is the ECT (error correction term) coefficient that shows the speed of adjustment back to the long-run equilibrium whenever there is a deviation from a steady state in the system. In this regards, the ECT coefficient should be statistically significant with a negative sign. As given by the weakly exogenous test, all the ETC coefficients —except for the case in which FS is the dependent variable— are the 1% level significant holding a negative sign together with an acceptable size. By normalizing the coefficient of EG/FS/FE to one in the cointegrating vector, we check the direction of each underlying variable with respect to the three dependent variables, i.e. whether one variable is either positive or negative to economic growth/financial size/financial efficiency by looking at each variable's sign in the cointegrating vector. While those negative directions of FS→ EG and EG→ FS are detected in Model I, the latter's ECT is not statistically significant. In case of Model II, we find two negative directions of FE→ EG and EG→ FE. As far as the directions of the weakly exogenous variables are concerned, those are the same in the two models, that is, TOP is positive for EG/FS/FE, FDI is negative for EG/FS/FE, and PFI is positive for EG/FS/FE, respectively.

Table 5: Cointegrating vectors

Model I (VECM)

Financial development index: FS

$$EG = -0.182FS + 0.426TOP - 0.013FDI + 0.185PFI - 0.298(1983LSD) + 0.008(1994LSD) + 3.157inpt$$

$$\alpha = -0.256 [0.000]^{***}$$

$$FS = -5.501EG + 2.343TOP - 0.072FDI + 1.015PFI - 1.640(1983LSD) + 0.043(1994LSD) + 17.368inpt$$

$$\alpha = -0.046 [0.139]$$

Model II (VECM)

Financial development index: FE

$$EG = -0.112FE + 0.585TOP - 0.168FDI + 0.035PFI + 0.035(1983LSD) + 1.708$$

$$\alpha = -0.148^{***}$$

$$FE = -8.904EG + 5.208TOP - 1.495FDI + 0.310PFI - 0.868(1983LSD) + 15.211$$

$$\alpha = -0.114^{***}$$

Notes: (***) 1% level of significance. The significance of (ETC coefficient) is given by the weakly exogeneity test.

5.3 Granger causality test results

The strong exogeneity test statistics are presented in Tables 6 and 7 whose third columns report the direction of impact given by referring to the sign of each underlying variable in the cointegrating vector (see Table 5). Based on the significant results of the strong exogeneity test, we determined the causal direction of each underlying variable in Mexico's finance-growth nexus. First of all, the findings of Model I, whose financial development indicator is FS, reveal a negative unilateral causality from financial size to economic growth at the 1% significance level. Although the result of the case in which FS is the dependent variable indicates a negative causality from economic growth to financial size in Table 6, we cautiously do not take it to give interference as the ECT coefficient is statistically insignificant ($p = 0.139$) in the weak exogeneity test.⁸ On the other hand, the findings of Model II, whose financial development indicator is FE, indicate a negative two-way causality between economic growth and financial efficiency at the 5% significance level or better. The "deceleration" effect of economic growth to financial efficiency (-8.904) is much larger than that of financial efficiency to economic growth (-0.112), implying that more output makes the financial system more inefficient in Mexico. Thus, the two VECM specifications of different financial development indicators exhibit different causal directions and support such an argument that Mexico's stagnation is largely caused by its inefficient financial system (Kehoe and Ruhl, 2010).

We also highlight the results of the weakly exogenous variables (trade openness, FDI and portfolio investment) either on economic growth or on financial size or on financial efficiency. Trade openness has a positive impact on economic growth in both Models I and II, and is also positive for financial efficiency in Model II. Unexpectedly, the results of FDI show that FDI discourages economic growth in both Models I and II and financial efficiency in Model II. With regards to portfolio investment, while it encourages economic growth in both Models I and II, we obtained no meaningful result on the causality from portfolio investment to financial size/financial efficiency.

8 Regarding the case in which financial size is the dependent variable, we conclude that there is no significant long-run causality formed by all the underlying variables in the system.

Table 6: Causality test results (Model I)

H_0 : FS/TOP/FDI/PFI does not cause EG.		
Regressors	Result	Causal direction
ECT(-1)	CHISQR(1) = 17.046 [0.000]***	
FS & ECT(-1)	CHISQR(2) = 17.600 [0.000]***	Negative
TOP & ECT(-1)	CHISQR(2) = 22.084 [0.000]***	Positive
FDI & ECT(-1)	CHISQR(2) = 17.344 [0.000]***	Negative
PFI & ECT(-1)	CHISQR(2) = 17.046 [0.000]***	Positive
H_0 : EG/TOP/FDI/PFI does not cause FS.		
Regressors	Result	Causal direction
ECT(-1)	CHISQR(1) = 2.194 [0.139]	
EG & ECT(-1)	CHISQR(2) = 12.059 [0.002]	Negative
TOP & ECT(-1)	CHISQR(2) = 7.868 [0.020]	Positive
FDI & ECT(-1)	CHISQR(2) = 2.197 [0.333]	Negative
PFI & ECT(-1)	CHISQR(2) = 3.068 [0.216]	Positive

Notes: (***) 1% level of significance. Although the results of the case where FS is the dependent variable are reported, those are not considered to give interference as the ECT coefficient is statistically insignificant.

Table 7: Causality test results (Model II)

H_0 : FE/TOP/FDI/PFI does not cause EG.		
Regressors	Result	Causal direction
ECT(-1)	CHISQR(1) = 6.572***	
FE & ECT(-1)	CHISQR(2) = 8.359**	Negative
TOP & ECT(-1)	CHISQR(2) = 14.349***	Positive
FDI & ECT(-1)	CHISQR(2) = 11.875***	Negative
PFI & ECT(-1)	CHISQR(2) = 6.787**	Positive
H_0 : EG/TOP/FDI/PFI does not cause FE.		
Regressors	Result	Causal direction
ECT(-1)	CHISQR(1) = 10.185***	
EG & ECT(-1)	CHISQR(2) = 16.599***	Negative
TOP & ECT(-1)	CHISQR(2) = 13.790***	Positive
FDI & ECT(-1)	CHISQR(2) = 10.258***	Negative
PFI & ECT(-1) §	CHISQR(2) =	

Notes: (***) 1% and (**) 5% level of significance. (§) Since the chosen normalization invalidates calculation of the "standard error" for beta, the result is not provided.

5.4 Discussion

According to the empirical findings of the present study, although Mexico promoted financial development and opened up to the global economy over the sample period from 1970 to 2016, the restraints on Mexico's economic growth have not been removed yet. The phenomenon of financial deepening and globalization in Mexico—the growth effect of trade openness is confirmed, whereas those of financial size, financial efficiency and FDI are negative—seems to be very complicated. Thus, our findings are different from theoretical expectations. Based on those heterogeneous and unexpected findings, we argue that just encouraging financial development and globalization is obviously dangerous, simply suspecting the past crises might be brought about by such a nature of the Mexican economy. It is mentioned that the deregulation of the Mexican financial system caused a contraction of credit for productive activities and deepened the rentier and speculative character of Mexico's commercial banking ([Lopez and Basilio, 2016](#)). Furthermore, [Sahay et al. \(2015\)](#) point out that “too-much” finance actually reduces economic growth while increasing the frequency of booms and busts and leaves countries ultimately worse off and with lower real GDP growth. As the low degree of financial intermediation has been one feature of the Mexican economy ([Herman and Klemm, 2017](#)), we observed that Mexico's institutional ability is not enough to manage the financial system efficiently and prudentially.

6. Conclusions

A number of empirical studies have been conducted on the finance-growth nexus in developing countries (especially those in Asian countries), but there are only a few studies on the same topic of Mexico. We implement an in-depth case study for Mexico's finance-growth nexus in the VECM framework by employing such globalization variables as trade openness, FDI and portfolio investment together with a structural break and by taking each of financial size and financial efficiency—as the dependent variable—into estimation. The prime discovery of the present study is that financial size—the GDP ratio of domestic credit to the private sector provided by banks—exerts a negative impact on economic growth with no feedback from the latter to the former. Another finding is that economic growth and financial efficiency—the ratio of domestic credit to the private sector provided by banks to the private sector to the gross domestic savings—are negatively related to each other. From these results, we observed that Mexico's finance-growth nexus is “supply-retarding” when financial development is proxied by its size but “retarding each other” when financial efficiency is the indicator; these findings of our study do not follow a standard prediction of financial development contributing to higher economic growth. As far as the globalization variables are concerned, we detected a set of diverse results, that is, the growth effects of trade openness and portfolio investment are surely confirmed in the two models, whereas FDI negatively contributes to economic growth and financial efficiency indicating that the expected growth-promoting technology transfer has not been brought by FDI in Mexico.⁹

A key policy implication of the present study is that policy makers should consider how to convert the negative effects of financial development and FDI detected in Mexico's finance-growth nexus into positive ones, otherwise such a growth-retarding mechanism—in which the positive effect of trade might be offset—will remain, leaving Mexico a low growth country. In order to achieve sustainable economic growth, policy makers need to identify what is essential to reform its inefficient economic

9 The negative growth effect of FDI might be associated with the argument that FDI flows can have a negative impact on economic growth if those cause reverse flows in the form of remittances of profits and dividends (Ramirez, 2006).

structure, always taking into account such external factors as the geological closeness to the United States and the increasing trade competition with China. Otherwise, a low expectation about Mexico's future economic growth will continuously exist. There must be a growth-promoting way to achieve financial development and globalization without instability. Finally, we emphasize that conducting a country-specific analysis is important to empirically address the issue of the finance-growth nexus which might be largely determined by the nature of each country's own institutional and structural characteristics. In particular, although the finance-growth linkage has been considered as strictly positive and linear, as our Mexican findings show, it could be negative and nonlinear. A new consensus has emerged in literature, that is, there is an inverted U-shaped relationship between financial development and economic growth ([Carré and L'œillet, 2018](#)). While our approach to Mexico's finance-growth nexus using VECM cointegration technique is applicable to other countries, future studies need to properly deal with the issue of nonlinearity.

REFERENCES

- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A. & Levine, R. (2009). Financial institutions and markets across countries and over time: data and analysis. World Bank Policy Research Working Paper, no.4943. Washington DC: World Bank.
- Blecker, R. A. (2009). External shocks, structural change, and economic growth in Mexico, 1979-2007. *World Development*, 37 (7), 1274-1284.
- Cameron, M. & Tomlin, B. (2000). *The Making of NAFTA*. New York: Cornell University Press.
- Carré, E. & L'œillet, G. (2018). The literature on the finance-growth nexus in the aftermath of the financial crisis: a review. *Comparative Economic Studies*, 60 (1), 161-180.
- Cevik, S. & Rahmati, M. H. (2018). Searching for the finance-growth nexus in Libya. *Empirical Economics*, First Online: 31 December, 1-15.
- Chandavarkar, A. (1992). Of finance and development: neglected and unsettled questions. *World Development*, 20 (1), 133-142.
- Cheung, Y. & Lai, K. (1993). Finite-sample sizes of Johansen's likelihood ratio tests for cointegration. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55 (3), 313-28.
- Chinn, M. D. & Ito, H. (2008). A new measure of financial openness. *Journal of Comparative Policy Analysis*, 10 (3), 309-322.
- Čihák, M., Demirgüç-Kunt, A., Feyen, E. & Levine, R. Financial development in 205 economies, 1960-2010. NBER Working Paper, no. 18946. Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- Cypher, J. M. (2011). Mexico since NAFTA. *New Labor Forum*, 20 (3), 61-69.
- Demetriades, P. O. & Hussein, K. A. (1996). Does financial development cause economic growth?: time-series evidence from 16 Countries. *Journal of Development Economics*, 51 (2), 387-411.
- De Vita, G. & Kyaw, K. S. (2009). Growth effects of FDI and portfolio investment flows to developing countries: a disaggregated analysis by income levels. *Applied Economics Letters*, 16 (3), 277-283.
- Durham, J. B. (2004). Absorptive capacity and the effects of foreign direct investment and equity foreign portfolio investment on economic growth. *European Economic Review*, 48 (2), 285-306.
- Elliott, G., Rothenberg, T. J. & Stock, J. H. (1996). Efficient test for an autoregressive unit root. *Econometrica*, 64 (4), 813-836.
- Goldsmith, R. W. (1969). *Financial structure and development*. New Haven: Yale University Press.
- Herman, A & Klemm, A. (2017). Financial deepening in Mexico. IMF Working Paper, no. 17/19. Washington DC: International Monetary Fund.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2-3), 231-254.
- Johansen, S. & Juselius, K. (1992). Some structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of purchasing power parity and uncovered interest parity for the UK. *Journal of Econometrics*, 53 (1-3), 211-244.
- Johansen, S., Mosconi, R. & Nielsen, B. (2000). Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend. *Econometrics Journal*, 3 (2), 216-249.
- Kehoe, T. J. & Ruhl, K. J. (2010). Why have economic reforms in Mexico not generated growth? *Journal of Economic Literature*, 48 (4), 1005-1027.
- King, R. G. & Levine, R. (1993a). Finance, entrepreneurship and growth: theory and evidence. *Journal of Monetary Economics*, 32 (3), 513-542.
- King, R. G. & Levine, R. (1993b). Finance and growth: Schumpeter might be right. *Quarterly Journal of Economics*, 108 (3), 717-737.
- Lane, P.R., and G.M. Milesi-Ferretti. 2007. The external wealth of nations mark II: revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970-2004. *Journal of International Economics*, 73 (2), 223-250.

- Lee, J. & Strazicich, M. S. (2003). Minimum LM unit root test with two structural breaks. *Review of Economics and Statistics*, 85 (4), 1082-1089.
- Lee, J. & Strazicich, M. S. (2004). Minimum LM unit root test with one structural break. *Appalachian State University Working Paper*. Boone: Appalachian State University.
- Levine, R. & Zervos, S. (1998). Stock markets, banks and economic growth. *American Economic Review* 88 (3), 537-558.
- Lopez, T. & Basilio, E. (2016). Economic growth and financial development in Mexico: from a virtuous circle of a bidirectional causality to a financial subordination. In Levy, N. & Ortiz, E. (Ed.), *The financialization response to economic disequilibria*. (pp. 213-230). Cheltenham: Edward Elgar Publishing.
- Lucas, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22 (1), 3-42.
- Luintel, K. B. & Khan, M. (1999). A quantitative reassessment of the finance-growth nexus: evidence from a multivariate VAR. *Journal of Development Economics*, 60 (2), 381-405.
- McKinnon, R. I. (1973). *Money and Capital in Economic Development*. Washington DC: Brookings Institution.
- Moreno-Brid, J. C., Napoles, P. R. & Valdivia, J. C. (2005). NAFTA and the Mexican economy: a look back on a ten-year relationship. *North Carolina Journal of International Law and Commercial Regulation*, 30 (4), 995-1024.
- Nunnenkamp, P. & Spatz, J. (2004). FDI and economic growth in developing economies: how relevant are host-economy and industry characteristics. *Transnational Corporations* 13 (3), 52-86.
- Pagano, M. (1993). Financial markets and growth: an overview. *European Economic Review*, 37 (2-3), 613-622.
- Patrick, H. T. (1969). Financial development and economic growth in underdeveloped countries. *Economic Development and Cultural Change*, 14 (2), 174-189.
- Phillips, P. C. B. & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75 (2), 335-346.
- Ramirez, M. D. (2006). Is foreign direct investment beneficial for Mexico?: an empirical analysis, 1960-2001. *World Development*, 34 (5), 802-817.
- Robinson, J. (1952). *The Rate of Interest and Other Essays*. London: Macmillan.
- Sahay, R., Cihak, M., N'Diaye, P., Barajas, A., Bi, R., Ayala, D., Gao, Y., Kyobe, A., Nguyen, L., Saborowski, C., Sviridzenka, K. and Yousefi, S. R. (2015). *Rethinking financial deepening: stability and growth in emerging markets*. IMF Staff Discussion Note, no. 15/08. Washington DC: International Monetary Fund.
- Schumpeter, J. A. (1911). *The Theory of Economic Development*. Oxford: Oxford University Press.
- Shaw, E. S. (1973). *Financial Deepening in Economic Development*. London: Oxford University Press.
- Tinoco-Zermeno, M. A., Martinez, F. V. & Torres-Preciado, V. H. (2014). Growth, bank credit, and inflation in Mexico: evidence from an ARDL-bounds testing approach. *Latin America Economic Review*, 23 (8), 1-22.
- Toda, H. Y. & Phillips, P. C. B. (1993). Vector autoregression and causality. *Econometrica*, 61 (6), 1367-1393.
- Yanikkaya, H. (2003). Trade openness and economic growth: a cross-country empirical investigation. *Journal of Development Economics*, 72 (1), 57- 89.
- Wachtel, P. (2011). The evolution of the finance growth nexus. *Comparative Economic Studies*, 53 (3), 475-488.

RIESGO DE CRÉDITO, COSTO DEL CAPITAL Y APALANCAMIENTO FINANCIERO EXCESIVO

Credit Risk, Cost of Capital and Excessive Financial Leverage

David Mejía Rambourova, Laura Gómez
Cardeño y Juan Carlos Gutiérrez Betancur*

* Este artículo se deriva del proyecto de grado de la Maestría en Administración Financiera de la Universidad EAFIT titulado "WACC ajustado por riesgo de crédito en el sector retail: evidencia para Grupo Éxito y Cencosud", realizado por los dos primeros autores con la dirección del tercero.

Research Article

RIESGO DE CRÉDITO, COSTO DEL CAPITAL Y APALANCAMIENTO FINANCIERO EXCESIVO

Credit Risk, Cost of Capital and Excessive Financial Leverage

David Mejía Kambourova^a, Laura Gómez Cardeño^b y Juan Carlos Gutiérrez Betancur^c

Palabras clave: Deuda, Costo de la deuda, Riesgo de crédito, Costo del patrimonio, WACC, Beneficio fiscal.

Keywords: Debt, Cost of debt, Cost of equity, WACC, Tax shield.

JEL Classification: G32, G33

Received: 25/08/2018

Accepted: 16/12/2019

Published: 19/05/2020

a. David Mejía Kambourova
Magíster en Administración Financiera
Universidad EAFIT

b. Laura Gómez Cardeño
Magíster en Administración Financiera
Universidad EAFIT

c. Juan Carlos Gutiérrez Betancur
Magíster en Finanzas
Profesor Asociado, Departamento de
Finanzas, Escuela de Economía & Finanzas
Universidad EAFIT
Orcid: 0000-0002-9602-4212

Resumen

Convencionalmente, los métodos de valoración de empresas no suelen incorporar explícitamente los efectos que podrían tener los probables costos de quiebra de la firma sobre el costo del capital. Hacer esto introduce una prueba de estrés en la estimación de la tasa de descuento, que puede ser muy relevante para la valoración justa de empresas excesivamente apalancadas transadas en bolsa. En este sentido, el propósito de este artículo consiste en evidenciar la vulnerabilidad financiera resultante para este tipo de firmas al ajustar explícitamente por riesgo de quiebra el costo del capital, y resaltar sus implicaciones para el mercado de deuda bursátil y bancaria, partiendo de un análisis comparativo entre tres métodos alternativos de cálculo del costo promedio de capital: costo promedio ponderado del capital clásico sin riesgo de incumplimiento, costo promedio ponderado del capital con costo de la deuda esperado ajustado internamente por riesgo de incumplimiento y costo promedio ponderado del capital con costo de la deuda ajustado externamente por riesgo de incumplimiento.

Abstract

Conventionally, business valuation methods do not usually incorporate explicitly the effects that the probable bankruptcy costs of the firm could have on the cost of capital. Doing this introduces a stress test in the estimation of the discount rate, which can be very relevant for the fair valuation of excessively leveraged companies traded on the stock market. In this sense, the purpose of this article

is to demonstrate the resulting financial vulnerability for this type of firms by explicitly adjusting the cost of capital for bankruptcy risk, and highlighting its implications for the stock market and bank debt market, based on a comparative analysis between three alternative methods of calculating the weighted average cost of capital.

1. Introducción

El uso de la deuda en las compañías trae beneficios y perjuicios que se deben entender para poder tomar decisiones de financiación. En este sentido, entender las consecuencias del uso de la deuda en cuanto a los comportamientos administrativos, los ratios de apalancamiento, el riesgo de incumplimiento, la calificación crediticia y el costo promedio de capital son temas de gran relevancia.

En primer lugar, se parte de hacer una revisión de los antecedentes teóricos relativos a la decisión de financiación con deuda, las recomendaciones sobre su uso, cuáles son las ventajas y desventajas que la deuda otorga a las compañías y cuál es la relación implícita entre la deuda y el valor de la compañía, reflejando estas consideraciones tanto en el cálculo del costo promedio de capital como en la calificación crediticia.

En segundo lugar, se revisan y desarrollan tres metodologías alternativas para la estimación del costo promedio ponderado del capital (WACC, por sus siglas en inglés) de la firma, a saber, el WACC clásico, el WACC internamente ajustado por riesgo de crédito y el WACC externamente ajustado por riesgo de crédito.

Finalmente, se verifican empíricamente las tres metodologías, mediante la comparación de dos empresas del sector retail en Latinoamérica: la empresa Colombiana Grupo Éxito y la empresa chilena Cencosud. Estas empresas atraviesan una coyuntura interesante para el análisis, puesto que Cencosud se apalanca persistentemente, en tanto que Grupo Éxito se desapalanca, llegando al punto donde la primera se encuentra con un nivel alto de apalancamiento poniendo en riesgo sus flujos de caja y la segunda tiene un endeudamiento casi nulo, asumiendo un costo de oportunidad al no obtener los beneficios del apalancamiento.

Se realizan estimaciones del WACC anual entre los años 2007 y 2015, y mediante las tres metodologías se evalúan sus resultados, las ventajas y desventajas y se presenta su impacto en el valor de las empresas.

2. Marco teórico

2.1 Fuentes de financiación y riesgo de la deuda

En el mundo empresarial las compañías de los diferentes sectores de la economía buscan maximizar el valor. Para lograr dicho fin, deben disponer de un eficaz proceso de presupuesto de inversiones de capital, mediante el cual se seleccionen los proyectos de inversión sostenibles y rentables, los cuales deben ser acompañados por una estructuración financiera adecuada para el perfil de riesgo del proyecto, ya que de lo contrario se puede poner en riesgo la continuidad de la operación y el avance en la creación de valor. Una vez tomada la decisión de inversión, se procede a tomar la decisión de financiación. En algunos casos, la financiación puede provenir de recursos propios en alta proporción,

pero, en muchos otros, debido a la magnitud de las inversiones, se deben evaluar otras opciones de financiación.

Generalmente, se recurre a dos clases de financiación: los aportes de capital propio y la deuda. Ambas fuentes son diferentes en cuanto al perfil de las obligaciones que generan. El capital propio no genera una obligación corriente de pagos contractuales, mientras que la deuda sí lo hace desde el principio. Es decir, cuando se genera una deuda se especifican las características para el servicio de esta, y en el caso de las acciones comunes no hay una obligación garantizada de pago de dividendos a los accionistas.

A su vez, estas fuentes se subdividen en diferentes instrumentos, de los cuales se resaltan los siguientes:

Tabla 1

DEUDA	APORTES DE CAPITAL
<p style="text-align: center;">Deuda de corto plazo</p> <ul style="list-style-type: none"> • Deuda bancaria • Línea de crédito • Papeles comerciales 	<p style="text-align: center;">Acciones preferenciales</p> <ul style="list-style-type: none"> • Tasa de dividendo fijo o variable • Exigibles • Convertibles (en acciones comunes) • Transados en bolsa o en colocaciones privadas • Dividendos acumulativos
<p style="text-align: center;">Deuda de largo plazo</p> <ul style="list-style-type: none"> • Hipotecas • Notas de crédito • Leasing financiero • Bonos (subordinados o no, amortizables o no, con opción de compra, con opción de venta, convertibles en acciones, transados en bolsa o en colocaciones privadas, de tasa de interés fija o flotante, cero cupón, entre otros) 	<p style="text-align: center;">Acciones comunes</p> <ul style="list-style-type: none"> • Con derecho a voto • Sin derecho a voto
<p style="text-align: center;">Cuasi deuda de largo plazo</p> <ul style="list-style-type: none"> • Leasing operativo 	<p style="text-align: center;">Derivados de capital</p> <ul style="list-style-type: none"> • Componentes convertibles de deuda y acciones preferentes • Opciones sobre acciones
<p style="text-align: center;">Swaps</p> <ul style="list-style-type: none"> • De tasa de interés y otros 	

Fuente: Tomado de Holthausen y Zmijewski (2014, p. 339).

En este sentido, conocer las diferentes alternativas de financiación es clave para la toma de decisiones en las compañías y el uso adecuado de estas fuentes alternativas puede traer grandes beneficios. Es allí donde el gerente financiero ejerce un papel fundamental para la compañía y donde el acierto de decisiones en cuanto a la estructuración financiera puede diferenciar a una compañía de otra.

Específicamente, la deuda es un contrato entre dos o más partes en el que una de ellas recibe una cantidad de dinero con el compromiso de realizar uno o varios pagos en el futuro, devolviendo lo inicialmente recibido más los costos financieros.

Por lo tanto, al existir mínimo dos partes en la negociación se debe evaluar si la parte que recibe la deuda se encuentra en las condiciones financieras para realizar los pagos contractuales futuros,

por lo que existen agencias calificadoras de deuda, las cuales evalúan las condiciones de generación de flujos de caja y el desempeño de los ratios de apalancamiento de la parte obligada para determinar su riesgo crediticio, otorgado en una calificación que refleja el riesgo de no pago de la deuda y la tasa de recuperación en caso de no pago.

Si bien la calificación de riesgo crediticio se encuentra ligada al riesgo de la deuda emitida por su emisor, existen diversos criterios usados por sociedades calificadoras para determinar la calificación de riesgo, y a pesar de que los ratings crediticios están claramente ligados a medidas de endeudamiento como ratios de apalancamiento y niveles de cobertura de deuda, existe evidencia que sugiere que en la mayoría de las industrias el tamaño de una compañía es un determinante incluso más importante de los ratings que el apalancamiento financiero ([Shivdasani & Zenner, 2005](#)).

Por lo tanto, históricamente se ha considerado que el rating crediticio de una compañía es el principal determinante del costo de la deuda. En este sentido, se ha encontrado que los spreads frente a un bono del tesoro a 10 años para compañías con la misma calificación crediticia eran diferentes, lo cual evidenciaba que el rating no es el único determinante del costo de la deuda ([Shivdasani & Zenner, 2005](#)). Cabe resaltar también que a raíz de la crisis financiera de 2008-2010, las agencias calificadoras de riesgo han sido objeto de un mayor escrutinio y fueron acusadas de ser laxas en sus procesos de análisis conducentes en dicho período a otorgar calificaciones demasiado generosas en relación con el riesgo de impago de las obligaciones. Esto influyó para que las instituciones financieras tomarán sus decisiones de asignación del capital con base en ratings crediticios que subestimaban el riesgo. Lo anterior ha llevado a que con posterioridad a la crisis los estándares de calificación de deuda se hayan vuelto más conservadores, al punto de que si se mantienen las características de las firmas constantes, su *rating* medio ha presentado una disminución de tres escalones en el período comprendido entre 1985 y 2009 ([Baghai, Servaes & Tamayo, 2014](#)). En este sentido, es importante anotar que este conservadurismo es actualmente tenido en cuenta por las compañías al momento de tomar decisiones sobre su estructura de capital, lo que se traduce en menor emisión de deuda o menor apalancamiento, dependiendo de la calificación otorgada.

2.2 Momentos para tomar deuda

El momento en el que una compañía debe tomar una deuda es una de las cuestiones que se debe discutir. La evidencia empírica demuestra que desde el punto de vista del ciclo de vida de la firma, las compañías tienden a emitir o contratar más deuda durante las etapas de introducción y crecimiento, y a decrecer su deuda durante sus etapas de maduración y declinación ([Faff, Kwok, Podolski & Wong, 2016](#)). Sin embargo, cuando las empresas se encuentran desarrollando un producto nuevo o están en etapa de investigación, desarrollo y factibilidad, generalmente usan capital propio. Por ejemplo, para las empresas farmacéuticas o las empresas de biotecnología, los desembolsos iniciales suelen ser cuantiosos en la etapa de investigación y desarrollo, y la posibilidad de fracaso de los proyectos es alta, por lo que este tipo de empresas tienden a financiarse inicialmente con aportes patrimoniales. No obstante, hay sectores maduros, como medios de comunicación, aerolíneas, servicios públicos y particularmente comercio (*retail*), que presentan heterogeneidad a su interior, y en donde existen empresas que recurren al endeudamiento.

2.3 Conservadurismo en las decisiones de apalancamiento, efectivo y flexibilidad financiera

Las finanzas corporativas han desarrollado teorías que intentan explicar las razones para el cambio en el nivel de estructura de capital. A continuación algunas de ellas: *Pecking Order Theory* (teoría del orden jerárquico), *Trade Off Theory* (teoría del intercambio compensatorio entre ahorros de impuestos, costos de estrés financiero, costos y beneficios de agencia).

Recientemente han surgido teorías de estructura de capital alrededor de los beneficios de agencia del apalancamiento, tales como la teoría del atrincheramiento administrativo (*Managerial Entrenchment*) y la teoría sobre el valor de la flexibilidad financiera.

Además, al abordar el tema de apalancamiento, los enfoques tradicionales de valoración de empresas consideran el efectivo y equivalentes como una deuda negativa, y le confieren poca importancia a la presencia de excesivos niveles de liquidez cuando se presentan a la par con deuda debido a que parte de la primera puede usarse para amortizar la segunda. Asimismo, cabe resaltar que este enfoque no considera las imperfecciones o fricciones que afectan los mercados financieros y asume que el efectivo y la deuda tienen el mismo nivel de riesgo. En contraste con estos enfoques, existen propuestas que sugieren que la liquidez debe tomarse como un componente relevante dentro de la estructura financiera de las empresas. En este sentido, [Acharya, Almeida y Campello \(2007\)](#) proponen que las compañías utilizan diferentes combinaciones de deuda y efectivo para transferir recursos de acuerdo con las necesidades puntuales de la organización, y estas transferencias les permiten a las compañías con restricciones financieras mejorar su balance entre la capacidad financiera y las oportunidades de inversión, potenciando así el valor de la compañía.

Estos mismos autores analizan empíricamente el efecto de sustitución entre deuda y efectivo de las empresas y demuestran que las compañías con restricciones financieras y con altas necesidades de cobertura prefieren guardar los excesos de flujos de caja como liquidez, mientras que las que tienen bajas necesidades de cobertura los utilizan para reducir la deuda vigente. Las compañías que no tienen restricciones financieras también presentaron una preferencia sistemática hacia el uso de los excedentes de liquidez para reducir la deuda. Se infiere entonces que la sustituibilidad entre caja y deuda tiene diversos efectos en la formulación de políticas financieras y debe considerarse como un factor relevante en su análisis ([Davydenko, Strebulaev & Acharya, 2012](#); [Arnold, 2014](#)).

Resulta especialmente interesante analizar la teoría de atrincheramiento administrativo, la cual describe cómo en algunos casos los gerentes al verse amenazados en sus cargos o por tener exceso de poder en la compañía, toman decisiones que los benefician personalmente, a costa de los intereses de los accionistas, evitando al máximo tener una disciplina de pago de deuda; y es debido a la ausencia de dicha disciplina que los proponentes de esta teoría sospechan que los gerentes están subutilizando el nivel de financiamiento con deuda. Es decir, cuando existe apalancamiento y por ende flujos de caja comprometidos, los gerentes deben tomar decisiones para manejar la compañía más eficientemente y deben estar más comprometidos con los resultados, se deben esforzar por reducir sus inversiones ineficientes y velar por el cumplimiento de los resultados propuestos, ya que en caso contrario pueden poner en riesgo la operación. En otras palabras, niveles de deuda inferiores al óptimo ayudan a los gerentes a disminuir el riesgo de pérdida de empleo ([Zwiebel, 1996](#); [Novaes, 2003](#); [Morellec, 2004](#)).

Más aún, en años recientes, ha surgido la teoría de la flexibilidad financiera, la cual propone que las consideraciones sobre la flexibilidad financiera son importantes para la toma de decisiones financieras

en las organizaciones. Esta se define como la habilidad de la firma para acceder y reestructurar su financiación a bajo costo ([Gamba & Triantis, 2008](#)), tema de especial relevancia para la organización, debido a que puede ayudar a mitigar los problemas de falta de inversión en caso de acceso restringido al capital y de igual forma puede ayudar a evitar los costos asociados con dificultades financieras ([Rapp, Schmid & Urban, 2014](#)).

[Rapp et al. \(2014\)](#) proponen un método *Value of Financial Flexibility* (VOFF) para medir el valor que los accionistas le asignan a la flexibilidad financiera. Para su desarrollo, toman como *proxys* las oportunidades de crecimiento de la compañía, su rentabilidad, los costos de tener efectivo, el costo del financiamiento externo y la reversibilidad de las inversiones de capital. Combinan estos elementos en una sola medida y encuentran que la flexibilidad financiera juega un papel importante en el marco del análisis de la estructura de capital, la política de pago de dividendos y las decisiones de liquidez. Los autores concluyen de manera particular que compañías con un alto valor de flexibilidad financiera presentan menores ratios de pago de dividendos, mayor propensión a omitir dividendos, exhiben una preferencia por la recompra de acciones sobre el pago de dividendos cuando se distribuye efectivo a los accionistas, presentan menores ratios de endeudamiento y acumulan más efectivo en su balance general.

2.4 Ventajas del apalancamiento

El cálculo del WACC involucra la ponderación de dos variables: el r_e (costo de capital propio) y el r_d (costo de la deuda). Es claro que para una compañía un WACC menor implicaría un mayor valor, por lo que en la ponderación debería tratarse al máximo de tener una mayor participación del menor costo, el cual generalmente es el r_d . Esta situación podría ser aplicable para muchas compañías y es uno de los beneficios que se debe rescatar del apalancamiento. Dado el caso de un mayor uso de deuda, podría disminuir el WACC, pero con ciertas condiciones, ya que su uso excesivo podría ejercer un efecto contrario, pues el r_d tiene implicaciones en la estimación del r_e y en muchos casos, dependiendo de la situación financiera de la compañía y su calificación crediticia, el r_d marginal podría ser demasiado alto.

Además de los efectos benéficos del uso de la deuda sobre el comportamiento administrativo (manejar la compañía más eficientemente, reducir inversiones no rentables y mayor compromiso con los resultados), se presenta el beneficio fiscal. Seguidamente, se ilustra en la Tabla 2 el efecto de la deuda en los flujos de caja de una empresa hipotética. Se realiza un comparativo de tres situaciones: la primera situación es una empresa sin deuda con utilidad operacional de \$ 800 millones. La segunda situación corresponde a una empresa con deuda, pero con la misma utilidad operativa. La tercera situación se refiere a una empresa con deuda incrementada en \$ 2000 millones y se asume que la deuda marginal fue utilizada en una inversión que renta el 13 % de la deuda en términos de utilidad operativa.

De esta manera se introducen en forma simple los efectos positivos de un apalancamiento rentable. La deuda proporciona recursos adicionales a la compañía, los cuales al rentar a una tasa mayor que la tasa a la cual se consiguieron los recursos ($r_u > r_d$) generan una mayor utilidad operativa, utilidad neta y flujo de caja libre (asumiendo que UODI = FCL) en la situación 3. Del mismo modo, la empresa incrementa su valor y el accionista se beneficia fiscalmente, donde el impuesto efectivamente pagado ($UAI * T$) es menor al impuesto incorporado en el flujo de caja libre (utilidad operativa * T).

Tabla 2

	Situación 1	Situación 2	Situación 3
(0) Deuda	0	2000	4000
(1) Utilidad Operacional	800	800	800
(2) UO de Deuda marginal Invertida al 13 % ((0) Situación 3 - (0) Situación 2)*13 %	0	0	260
(3) Intereses de la deuda al 6% (0)*-6 %	0	-120	-240
(4) Utilidad antes de impuestos (1) + (2) + (3)	800	680	820
(5) Impuesto al 33 % (4)*-33 %	-264	-224	-271
(6) Utilidad Neta (4) + (5)	536	456	549
(7) Utilidad Operativa (1) + (2)	800	800	1060
(8) Impuesto operativo (7)*-33 %	-264	-264	-350
UODI	536	536	710
Depreciaciones	0	0	0
Var WK	0	0	0
Variación en Capital de Trabajo	0	0	0
Flujo de caja de inversión	0	0	0
Flujo de caja Libre	536	536	710
*Se asumen algunas variables en "cero" para simplificar el ejercicio			
Escudo fiscal del accionista (5) - (8)	0	40	79

Fuente: Elaboración de los autores.

Por otra parte, observando los beneficios que trae la deuda, se podría pensar que la estrategia de las compañías involucraría mayoritariamente ratios objetivos de endeudamiento específicos. Sin embargo, la evidencia empírica indica que las empresas mantienen ratios de apalancamiento inestables a través del tiempo. Según [\(DeAngello & Roll, 2015\)](#), el mantener un ratio de apalancamiento objetivo es la excepción y no la regla. A pesar de esto, las principales diferencias en el manejo financiero de las compañías se encuentran en la estimación del costo de capital y las decisiones de estructura de capital de estas. Cuando las empresas persiguen un costo de capital estimado, usualmente se basan en lo que los accionistas buscan como retorno esperado. Con relación a la estructura de capital, las pequeñas y medianas empresas tienden a favorecer bajos ratios de apalancamiento, maduración corta de la deuda y un menor uso de objetivos de ratios deuda-capital propio. Adicionalmente, tienden a favorecer los flujos generados internamente, y no consideran la mayoría de los aspectos que la teoría propone tener en cuenta al elegir la estructura de capital. Resulta interesante encontrar que algunos autores inclusive argumentan que en América Latina el costo del patrimonio es más barato y menos riesgoso que el costo de la deuda, ya que ellos evitan quedar atrapado en pagos prometidos predefinidos [\(Maquieira, Preve & Sarria-Allende, 2012\)](#). A pesar de esto, puede interpretarse como la oportunidad que tienen las compañías latinoamericanas y sus inversionistas para hacer un uso óptimo de la deuda que les confiera los beneficios anteriormente destacados.

2.5 Desventajas del exceso de apalancamiento

Las desventajas del exceso de apalancamiento se relacionan con tres aspectos principales: la pérdida del beneficio fiscal, el riesgo de empeorar la calificación crediticia y el impacto en el valor de la compañía. En este sentido, la situación de deuda en exceso cuando se afrontan dificultades operacionales puede traer como consecuencia la pérdida del beneficio fiscal. Es decir, en este caso el beneficio fiscal sería nulo. Además, cuando el endeudamiento es excesivo, está en riesgo la calificación crediticia de la

compañía, perjudicando su capacidad de acceder a tasas de financiación favorables, y generando riesgos adicionales en su costo de capital y un mayor uso de flujos para el pago de la deuda, lo que restringe los flujos disponibles al accionista. Esta eventualidad implica que para los gerentes puede ser una molestia el constante seguimiento de los bancos y las calificadoras a sus resultados y también les puede ser problemática la disciplina de flujos de caja comprometidos para la deuda. De hecho, en situación de extremos problemas financieros, además del incremento en el servicio de la deuda, se incurre en bancarrota, con la consecuente transferencia de la propiedad de los accionistas a los acreedores.

En este orden de ideas, el valor de la empresa con imperfecciones de mercado es un intercambio compensatorio entre el valor de la empresa sin apalancamiento (V_u) sumado al valor presente del beneficio fiscal, restando el valor presente del costo de quiebra y restando los costos netos de agencia (Ecuación 1). Es decir, tal intercambio nos permite considerar que si existe exceso de deuda, esta puede llevar a una situación de insolvencia, que de ser extrema afectará negativamente el valor de la empresa.

$$V_L = V_u + VP(\text{Ahorro fiscal}) - VP(\text{Costos de quiebra}) - VP_N(\text{Costos de agencia}) \quad (1)$$

Es en este contexto de consideraciones positivas y negativas, relativas a las decisiones de financiación, en el cual debe gestionar el directivo de empresa para maximizar el valor sin poner en riesgo la continuidad operacional presente y futura de la empresa.

3. WACC

En la estimación del costo de capital resulta crítico definir el efecto del riesgo de incumplimiento de la deuda en él, por lo tanto, aquí se estima el WACC con tres metodologías o enfoques alternativos. El primer enfoque lo denominamos WACC clásico, se asumirá que los efectos de la calificación crediticia sobre la deuda no deben incorporarse en su estimación. El segundo enfoque es un WACC ajustado internamente por riesgo de crédito, en este se refleja el efecto del riesgo crediticio en el costo de la deuda (r_d). El tercer enfoque es WACC ajustado externamente por riesgo de crédito, en el que se corrige el WACC clásico añadiendo un factor de ajuste basado en la calificación crediticia.

En la estimación del WACC resulta particularmente crítico definir cómo se va a incorporar el efecto del riesgo de incumplimiento sobre la deuda. A continuación se expone una diferenciación entre los tres enfoques:

- En el primer enfoque se supone que el riesgo crediticio no tiene ningún impacto en el cálculo del costo de capital y en consecuencia la Tasa Interna de Retorno (TIR) del bono es la variable relevante del costo de la deuda.
- En el segundo enfoque se supone que hay probabilidad de incumplimiento (*default*) que disminuye el rendimiento esperado de la deuda por parte del inversionista, reflejando este efecto directamente sobre la TIR del bono.
- En el tercer enfoque se ajusta el WACC clásico añadiéndole una probabilidad de *default* y un costo esperado de quiebra.

3.1 WACC clásico (primer enfoque)

Conviene resaltar que los datos usados en la estimación del WACC clásico son los mismos que se utilizarán para el cálculo de los enfoques alternativos. Estos se diferenciarán en la incorporación del riesgo crediticio en ellos.

A continuación se presentan las variables que se tuvieron en cuenta para estimar el WACC en las compañías objeto de análisis. En primer lugar, la tasa libre de riesgo (rf) se calculó con base en los bonos del Gobierno de Estados Unidos a diez años, agregando un diferencial por inflaciones entre países, más un factor de riesgo país basado en las condiciones macroeconómicas del país de origen de nuestras empresas objeto de estudio. Se usó la tasa libre de riesgo, las inflaciones y las primas de riesgo país ex post para estimar el WACC realizado o histórico, y se usaron valores esperados de las mismas variables para estimar el WACC marginal.

En segundo lugar, y para ser consistentes con el cálculo de rf, el índice accionario que se tomó para determinar el rendimiento de mercado (rm) fue el S&P 500, del cual determinamos cuál ha sido la *Equity Risk Premium* (ERP) implícita (Damodaran, 2015). En tercer lugar, se buscó determinar el coeficiente beta del sector *retail* a través de la metodología de comparables válidos (Ecuación 2). En este caso se asume que las compañías elegidas como referencia¹ son igualmente comparables entre ellas.

$$\beta_{Precision\ Weighted} = \frac{\sum_{i=1}^N \beta_i * \left(\frac{1}{\sigma_{SE,\beta_i}}\right)}{\sum_{i=1}^N \left(\frac{1}{\sigma_{SE,\beta_i}}\right)} \quad (2)$$

Además se realiza el ajuste propuesto por Oldrich Vasicek (1973) (Ecuación 3), quien desarrolló un método para ajustar el coeficiente beta. El ajuste está en función de qué tan ruidoso es el estimado del coeficiente beta para la firma individual en relación con la variación en los coeficientes betas del grupo de comparables válidos, el mercado o una industria. Al usar este método, el beta ajustado que se obtiene corresponde a un promedio ponderado del coeficiente beta estimado para la compañía y de la media del coeficiente beta estimado para los comparables definidos Holthausen, R., & Zmijewski, M. (2012).

$$Vasicek\ Adjusted\ \beta_i = \frac{\sigma_{\beta_p}^2}{\sigma_{SE,\beta_i}^2 + \sigma_{\beta_p}^2} * \beta_i + \frac{\sigma_{SE,\beta_i}^2}{\sigma_{SE,\beta_i}^2 + \sigma_{\beta_p}^2} * \beta_p \quad (3)$$

Donde:

- σ_{SE,β_i} = error estándar del beta histórico de la compañía *i*
- β_p = media de la beta de un grupo de comparables válidos
- β_i = beta de la inversión *i* con respecto al portafolio del mercado
- $\sigma_{\beta_p}^2$ = varianza de las betas en un grupo de comparables válidos

1 Comparables válidos: Organización Soriana S.A, Companhia Brasileira de Distribuição, Walmart Chile, Import y Export Patagonia.

En cuarto lugar, el proceso de desapalancamiento y apalancamiento utilizando las siguientes ecuaciones:

Apalancamiento:

$$\beta_E = \beta_{UA} + (\beta_{UA} - \beta_D) * \frac{V_D}{V_E} + (\beta_{UA} - \beta_{PS}) * \frac{V_{PS}}{V_E} \quad (4)$$

Desapalancamiento:

$$\beta_{UA} = \frac{\beta_E + \beta_D * \frac{V_D}{V_E} + \beta_{PS} * \frac{V_{PS}}{V_E}}{1 + \frac{V_D}{V_E} + \frac{V_{PS}}{V_E}} \quad (5)$$

En quinto lugar y a partir de las variables previamente especificadas, se procede a estimar el costo del patrimonio desapalancado partiendo del *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) donde:

$$R_u = Rf + \beta_u * ERP \quad (6)$$

En sexto lugar, y una vez definidas cada una de las variables anteriores, se procede a realizar el apalancamiento del costo del patrimonio usando las dos fórmulas siguientes:

- Cuando el riesgo del ahorro fiscal es igual al riesgo de la deuda (caso Grupo Éxito)

$$r_E = r_{UA} + (r_{UA} - r_D) * \frac{V_D}{V_E} + (r_{UA} - r_D) * \frac{V_{PS}}{V_E} \quad (7)$$

- Cuando se supone refinanciación constante de la deuda (caso Cencosud). Y el riesgo del ahorro fiscal es r_u

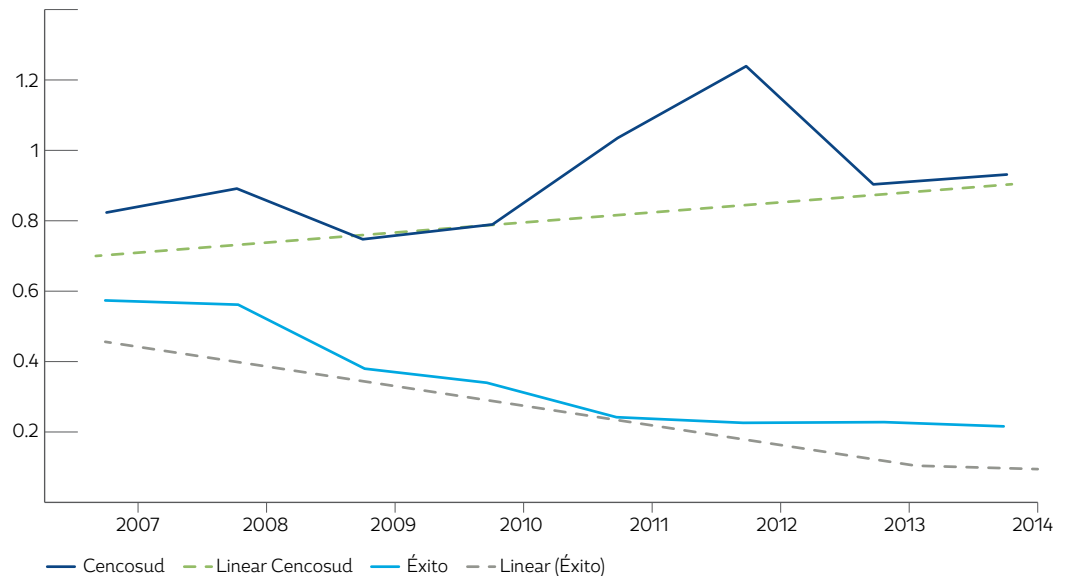
$$r_E = r_{UA} + (r_{UA} - r_D) * \frac{V_D}{V_E} + (r_{UA} - r_{PS}) * \frac{V_{PS}}{V_E} \quad (8)$$

Donde:

- β_{UA} = beta de activos desapalancados
- r_{UA} = rendimiento esperado activos desapalancados
- β_D = beta de la deuda
- r_D = rendimiento esperado de la deuda
- V_D = valor de la deuda
- $V_{ITS@r_D}$ = valor de los ahorros de impuestos descontados a r_D
- β_E = beta de las acciones comunes apalancadas
- V_E = valor de las acciones comunes
- β_{PS} = beta de las acciones preferenciales
- r_{PS} = rendimiento acciones preferenciales
- V_{PS} = valor de las acciones preferenciales

Cabe resaltar que las metodologías de apalancamiento que se deben desarrollar son diferentes debido a la estrategia y al manejo que le han dado las empresas bajo estudio a la deuda, donde la empresa Grupo Éxito ha optado a través del tiempo por un plan de desapalancamiento, lo que ocasiona que la tasa de descuento del escudo fiscal sea r_D . En tanto que para Cencosud se asume que el riesgo del escudo fiscal es el riesgo de la operación (r_U), aunque dada la tendencia creciente de endeudamiento (Gráfico 1) podría llegar a asumirse que el riesgo de su escudo fiscal es el riesgo de su capital propio apalancado (r_E).

Gráfico 1. Ratio deuda / patrimonio



Fuente de datos: elaboración de los autores a partir de Bloomberg.

En séptimo lugar, se estima el costo de la deuda (histórico y marginal) sin tener en cuenta impuestos personales.

En octavo lugar, se discute la medida correcta de apalancamiento. No existe una medida universal de apalancamiento, pero existen unos enfoques más correctos que otros. El ratio DF/AT (deuda financiera/activos totales) es comúnmente usado para este fin. Sin embargo, [Welch \(2011\)](#) propone que esta es una medida errónea del apalancamiento, pues este ratio disminuye no solo cuando la compañía tiene más patrimonio, sino también cuando tiene más deudas no financieras.

[Welch \(2011\)](#) propone dos ratios para este cálculo, cuya diferencia radica en la inclusión o no de los pasivos no financieros en la deuda:

- **TP/TA (total de pasivos/total de activos):** los pasivos financieros y no financieros se tratan por igual.
- **DF/CF (deuda financiera/capital financiero):** donde $\text{capital financiero} = \text{deuda financiera} + \text{capital propio}$. No considera los pasivos no financieros como deuda ([Welch, 2011](#)).

Para efectos de este artículo, se acoge el ratio DF/CF para medir el apalancamiento.

3.2 WACC ajustado internamente (segundo enfoque)

Es común el uso de la *Yield to Maturity* (YTM) como *proxy* del costo de la deuda (r_d) de una compañía en la valoración de empresas.

En este sentido, [Cooper y Davydenko \(2007\)](#) proponen la implementación de un método para calcular el costo de la deuda (teniendo en cuenta la posibilidad del *default*), el cual es un componente integral en la estimación del Costo promedio ponderado de capital. Su propuesta separa la *yield* prometida en dos partes: una porción tiene en cuenta el riesgo de *default* y la otra representa el rendimiento esperado. Por otro lado, [Grabowski, 2009](#) resalta la importancia de incluir la beta de la deuda en el cálculo del costo de capital. Posteriormente, [Oded y Michel \(2009\)](#) proponen usar el rendimiento esperado y no el rendimiento prometido (YTM) debido a que en caso contrario se estaría incurriendo en un error que puede generar grandes distorsiones en los cálculos del valor de empresas que resultarían en subvaloraciones de ellas, debido a que los flujos de caja esperados se deben descontar con tasas marginales esperadas, no prometidas (Gráfico 2). Estas distorsiones pueden ser particularmente altas en empresas con altos niveles de apalancamiento, ya que la brecha entre el rendimiento esperado y el rendimiento prometido se amplifica debido al aumento de la probabilidad de incumplimiento (*default*) (Gráfico 3).

Es decir, entre mayor sea la probabilidad de *default*, más amplio es el margen de crédito entre la YTM y el rendimiento esperado. En este sentido, el *rating* de crédito de las compañías puede servir como insumo para el cálculo de la probabilidad de *default*. Lo anterior significa que sería razonable usar la YTM en el cálculo del costo de capital de una compañía con un sólido *rating* de deuda (AAA), debido a que en este caso la YTM y el rendimiento esperado prácticamente convergen. Sin embargo, esta medida no podría usarse para empresas con *rating* crediticio inferior o sin grado de inversión, ya que en este caso solo el rendimiento esperado proporciona el resultado correcto ([Oded & Michel, 2009](#)).

Gráfico 2. Yield to maturity vs r_d esperado

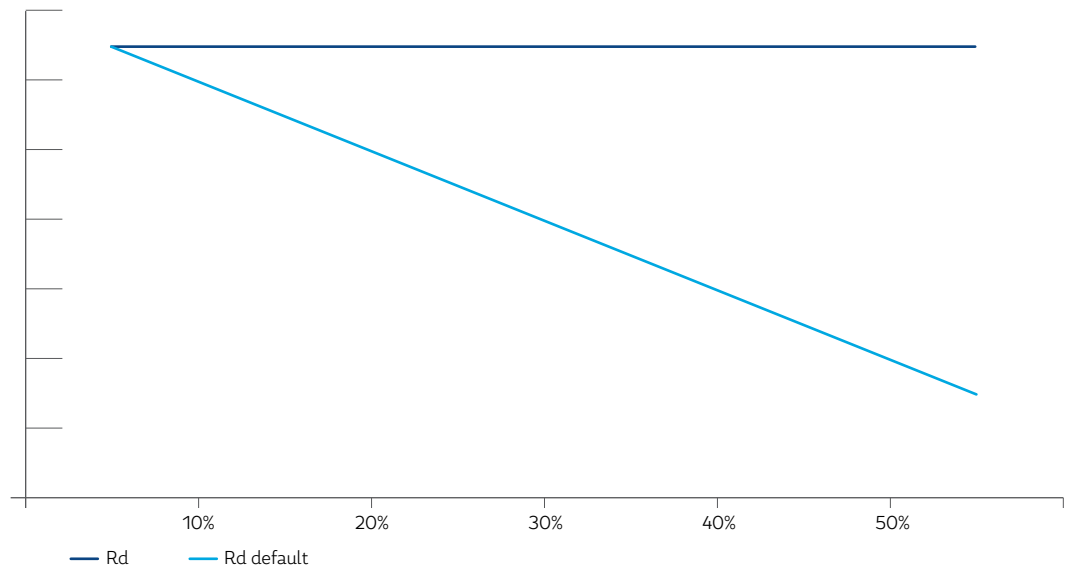


Gráfico 3. Rendimiento esperado vs rendimiento prometido Cencosud



Fuente de datos: elaboración de los autores a partir de Bloomberg.

Es claro entonces que el rendimiento esperado es la medida más acertada para medir el costo de la deuda bajo este enfoque. En consecuencia, se debe ajustar la YTM por riesgo de incumplimiento en el segundo enfoque de WACC, usando la siguiente expresión:

$$r_d = (1-p_b)YTM + p_b(YTM-L) = YTM - p_bL \quad (9)$$

Donde:

p_b = probabilidad de incumplimiento
 L = tasa de pérdida esperada (Loss rate)
 $L = (1-R)$ = (1-tasa de recuperación)
 que equivale a:
 $r_d = \text{TIR de la deuda} - p_b * L$

Dado que el inversionista en deuda corporativa está expuesto al riesgo de incumplimiento (*default*), la TIR del bono (YTM) o la TIR de la deuda contratada es mayor que la tasa libre de riesgo. Sin embargo, dicho rendimiento solo será “correcto” como tasa de rendimiento de la deuda en los intervalos de tiempo en los cuales la compañía emisora no incumpla el servicio de la deuda (pago de capital e intereses). Por esta razón, la TIR de la deuda empresarial (bonos, papeles comerciales, deuda bancaria) constituye un *rendimiento prometido*. La diferencia entre el rendimiento prometido de la deuda y la tasa libre de riesgo es el exceso de rentabilidad necesario para compensar al inversionista en deuda corporativa (tenedor de bonos o banco) por el riesgo de crédito. En este sentido, si una empresa emisora de deuda incumple su servicio (*default*), el inversionista en deuda obtendría una fracción de recuperación (R) del valor de los flujos “prometidos” de la deuda (bono). En realidad, desde el punto de vista estructural, cuando $R < 1$ los tenedores de bonos están expuestos al riesgo de una pérdida parcial de su capital, luego existe una probabilidad finita de que el *default* ocurra en algún momento del tiempo al vencimiento de la deuda y en ese orden de ideas la tasa de recuperación (*Recovery Rate*) no es fija, sino fluctuante entre R y la unidad.

Sin embargo, en este trabajo se asumió que R es una cantidad fija estimada por el inversionista en deuda a partir de la información sobre tasas de recuperación históricas provistas por las firmas calificadoras de riesgo para un amplio rango de empresas emisoras de deuda en mercados emergentes ([Davydenko, Strebulaev & Zhao, 2012](#)).

Generalizando, las relaciones entre tasas de descuento y valores presentes con incumplimiento y sin incumplimiento, para la deuda (bonos) y la firma, son las siguientes:

Tabla 3

	DEUDA	FIRMA
Flujos prometidos	$CPN_1 + CPN_2 + \dots + CPN_n + VF$	$FCL_1 + FCL_2 + FCL_n + V_N$
Rendimiento prometido	$r_d = YTM = TIR$	WACC distorsionado con TIR
Flujos esperados	$E(CPN_1) + E(CPN_2) + \dots + E(CPN_n) + E(VF)$	$E(FCL_1) + E(FCL_2) + E(FCL_n) + E(V_N)$
Rendimiento esperado	$E(r_d) = YTM - p_b * L$	$E(WACC)$ con $E(r_d)$

Donde:

CPN = cupón del bono
 $E(CPN)$ = valor esperado cupón del bono
 FCL = flujo de caja libre
 $E(FCL)$ = valor esperado flujo de caja libre
 VF = valor futuro
 (VF) = valor futuro esperado
 V_N = valor n
 P_b = probabilidad de incumplimiento
 L = tasa de pérdida esperada

Por otra parte, [García, Preve y Sarria \(2010\)](#) sugieren que la valoración en mercados emergentes continúa siendo una tarea compleja para la cual no se ha desarrollado un método satisfactorio y esto ha llevado a que se realicen ajustes al CAPM, los cuales consisten principalmente en modificar la tasa de descuento y agregar primas asociadas al riesgo país que tienen implícito las inversiones en economías emergentes. Como alternativa a esto, los autores proponen que se debe hacer énfasis en la estimación precisa de los flujos de caja y no se deben realizar ajustes en la tasa de descuento.

Es decir, los flujos prometidos se descuentan con el rendimiento prometido (suponiendo que no hay incumplimiento en ningún instante t del tiempo). Los Flujos esperados se descuentan con rendimientos esperados (ajustados por incumplimiento). Esto significa que el uso de rd prometido (TIR de la deuda) ignora la problemática del riesgo de incumplimiento, la cual sobreestima el costo marginal de la deuda, distorsiona el WACC y conduce a una subestimación del valor justo de las empresas, especialmente las que contienen mayores niveles de deuda.

3.3 WACC ajustado externamente (tercer enfoque)

A diferencia del enfoque 1 y 2, [Koziol \(2013\)](#) propone hacer el ajuste por riesgo de crédito externamente, y es así como en una visión alternativa de medir el impacto que tiene la calificación crediticia en el WACC ajustado por riesgo de crédito, este autor muestra cómo en muchos casos la estimación del costo de capital y de valoración de compañías no tienen en cuenta la posibilidad de quiebra o el riesgo de default de la compañía. El autor propone una forma de añadir el impacto de estos riesgos en el WACC, partiendo de un WACC clásico. Para realizar la corrección del WACC, el autor parte de un WACC antes de impuestos y le añade el impacto del riesgo de quiebra:

$$WACC = r_e * \%E + r_d * \%D * (1 - T_c) \quad (10)$$

Donde:

T_c = tasa de impuestos corporativos
 WACC = costo de capital después de impuestos.

Multiplicamos y obtenemos

$$\begin{aligned}
 WACC \text{ después de impuestos} &= \\
 &= r_e * \%E + r_d * \%D - r_d * \%D * T_c
 \end{aligned} \quad (11)$$

Donde:

r_u = WACC antes de impuestos

$$WACC = r_u - r_d * \%D * T_c \quad (12)$$

Esta forma de calcular el WACC supone que la empresa tiene un ratio objetivo de deuda.

Posteriormente, [Koziol \(2013\)](#) propone una corrección de esta forma de calcular el WACC:

$$WACC \text{ corregido} = r_u - P * r_d * \%D * T_c + (1-P) * \alpha \quad (13)$$

Donde:

P = probabilidad de supervivencia

α = Costo de quiebra

En el modelo para estimar el WACC sugerido por [Koziol \(2013\)](#) se observa lo siguiente: se divide la estimación en dos escenarios con probabilidades. Un escenario en el que el resultado sería el WACC tradicional siendo P igual a 100 % y otro donde a medida que disminuye P va aumentando el WACC, debido al incremento conjunto del riesgo de incumplimiento y del costo de quiebra.

Según [Koziol \(2013\)](#), la tasa de descuento WACC corregida revela que el reconocimiento explícito del riesgo de incumplimiento resulta sistemáticamente en un WACC mucho mayor, debido a que el componente impositivo es escalado por la probabilidad de supervivencia y un componente adicional de costo de quiebra debe ser añadido.

Es de resaltar que el autor introduce dos nuevas variables: (P), que es la probabilidad de supervivencia y depende de la calificación crediticia de la compañía, y un (α), que representa el costo de quiebra de una compañía.

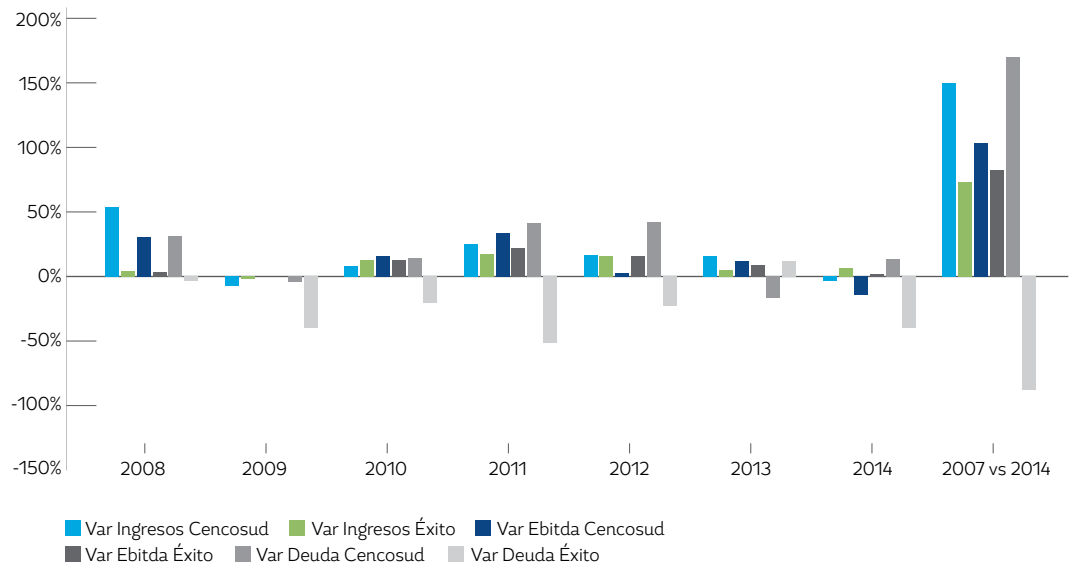
Los costos de quiebra son uno de los factores más importantes que afectan las decisiones de financiación corporativas. Son un parámetro crucial tanto en estudios relacionados con la estructura de capital como en los modelos de fijación de precios de activos financieros en condiciones de *default*. Estos costos incluyen tanto componentes directos como indirectos. Los costos directos son relativamente sencillos de estimar, y estos generalmente tienen bajos porcentajes sobre el valor de la empresa. Los costos indirectos, por su parte, son mucho más difíciles de medir, pero su impacto es potencialmente más grande que el de los costos directos ([Davydenko, Strebulaev & Zhao, 2012](#)). En muchos casos, el costo de quiebra de una compañía conlleva costos extraordinarios que dejan una menor disponibilidad de recursos para sus dueños; entre estos costos adicionales se encuentran costos de abogados, consultores, pérdida de reputación, pérdida de los clientes, pérdida de los proveedores, pérdida de empleados, pérdida de cuentas por cobrar, ventas de activos a precios menores a su valor real, liquidación ineficiente y costos de los acreedores ([Berk & DeMarzo, 2014](#)), este último debido a menores recuperaciones a lo pactado por acuerdos rápidos con los acreedores por necesidad de efectivo.

Los costos de quiebra pueden ser incluso mayores al 20 % del valor de la compañía, esto significa que en el caso de compañías con altos costos de quiebra, el WACC ajustado estaría mucho más afectado a medida que su calificación crediticia se deteriore.

4. Contexto de las empresas

En este artículo, se analizó empíricamente el caso de dos compañías del sector comercio (retail) en Latinoamérica: Grupo Éxito compañía colombiana (filial de la francesa Grupo Casino) y la compañía chilena Cencosud. Resulta interesante en este caso analizar el comportamiento de los ingresos, los resultados, el endeudamiento y otros indicadores financieros de las compañías como se observa en el Gráfico 4:

Gráfico 4

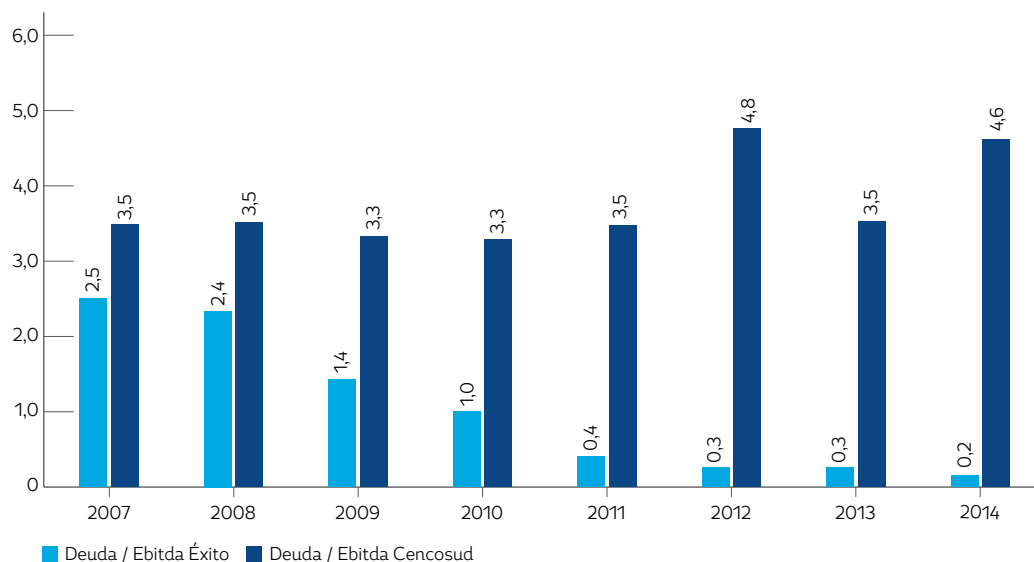


Fuente de datos: elaboración de los autores a partir de Bloomberg.

Se destaca claramente que la empresa chilena ha tenido mejores resultados en cuanto a crecimiento, pero se resalta el comportamiento de la deuda. Se evidencia que el crecimiento de las dos compañías estuvo impulsado de maneras opuestas, donde la empresa chilena lo hace a través de endeudamiento, mientras que la empresa colombiana lo realiza a través de recursos propios y emisión de acciones. Además, el endeudamiento de la empresa colombiana disminuyó. Se podría inferir al ver el gráfico la forma de expansión de ambas empresas, y de alguna manera se evidencia que la empresa colombiana realizó inversiones más rentables debido a que la variación acumulada de Earnings Before Interest, Taxes, Depreciation and Amortization (EBITDA) es mayor que la del ingreso, caso contrario en la empresa chilena. Además observando la tabla podríamos realizar una conclusión preliminar y decir que la empresa chilena ejecutó una estrategia más efectiva, ya que incrementó en mayor proporción sus indicadores.

Seguidamente, en el Gráfico 5 se pueden apreciar los ratios de deuda sobre EBITDA de las compañías:

Gráfico 5



Fuente de datos: elaboración de los autores a partir de Bloomberg.

En esta gráfica se observa un deterioro de la capacidad de cubrir la deuda por parte de Cencosud, caso contrario a Grupo Éxito, que mejora su ratio. Al parecer el endeudamiento realizado por la empresa chilena no fue canalizado en inversiones completamente rentables.

Es evidente que la empresa chilena logró crecimientos importantes a partir del endeudamiento, pero surge la pregunta respecto a ¿qué sacrificó Cencosud para obtener estos resultados? Es muy probable que Cencosud haya sobrepasado su nivel óptimo de endeudamiento, perjudicando sus flujos, su acceso a capital, su calificación crediticia y su valor como compañía. Por su parte, la empresa colombiana obtiene indicadores sanos, pero su falta de endeudamiento trae un valor de la compañía subóptimo, ya que no percibe ningún beneficio fiscal en los últimos años. Estos primeros indicadores nos abren el camino para el objetivo de este artículo, donde se evalúa cuáles fueron las consecuencias en el costo promedio de capital y en el valor de ambas.

5. Valoración de las empresas

Para realizar un análisis completo del efecto del riesgo de default en las empresas se presenta una valoración de sobre ellas con los tres enfoques de WACC. El método de valoración utilizado es el descuento de flujo de caja libre, el cual se estima para ambas compañías para el año 2015. Es importante señalar que para la empresa Éxito no se considera su última adquisición en Brasil y Argentina.

La estimación se realizó con las siguientes consideraciones: en primer lugar se tomaron los resultados que han presentado durante el año actual para el caso de los ingresos; en segundo lugar se realiza una evaluación de los ratios históricos que han tenido durante los últimos años, para poder determinar los componentes estimados del flujo de caja libre. A continuación, se presenta en dos tablas los resultados obtenidos para cada una de las empresas, en las cuales se tiene el flujo de caja

libre estimado, el crecimiento a perpetuidad, el WACC y la deuda neta estimada para el año 2015 en los tres escenarios de WACC (ver detalles en Anexo 2).

Tabla 4

Exito (M COP)			
Enfoque	Clásico	Ajuste Interno	Ajuste Externo
FCL t	685 028	685 028	685 028
G. largo plazo	4,50 %	4,50 %	4,50 %
WACC	13,89 %	13,89 %	13,89 %
Enterprise Value	7 624 862	7 624 862	7 624 862
Deuda Neta (-)	2 862 313	2 862 313	2 862 313
Equity Value	10 487 175	10 487 175	10 487 175
# Acciones	448	448	448
Precio por acción	23 430	23 430	23 430
Var vs Clásico	0,00 %	0,00 %	0,00 %

Tabla 5

Cencosud (M CLP)			
Enfoque	Clásico	Ajuste Interno	Ajuste Externo
FCL t	724 086	724 086	724 086
G. largo plazo	4,50 %	4,50 %	4,50 %
WACC	11,70 %	11,90 %	11,92 %
Enterprise Value	10 503 088	10 219 784	10 201 418
Deuda Neta	5 506 891	5 506 891	5 506 891
Equity Value	4 996 197	4 712 893	4 694 527
# Acciones	2 829	2 829	2 829
Precio por acción	1 766	1 666	1 660
Var vs Clásico	0,00 %	-5,67 %	-6,04 %

6. Conclusiones

Las decisiones de financiación son clave en la continuidad de las empresas, y acompañadas por una mala decisión de inversión pueden poner en riesgo toda la operación. Es por esta razón que la deuda genera la necesidad por parte de la gerencia de velar por el cumplimiento de los resultados y tener una disciplina del uso eficiente del efectivo, ya que ante un evento de incumplimiento puede exponerlos a una reducción en la calificación crediticia y en caso extremo a la quiebra.

Por otro lado, tanto el método WACC ajustado por riesgo de crédito internamente como el nuevo método propuesto por [Koziol \(2013\)](#) de WACC ajustado por riesgo de crédito externamente son correctos, pero bajo condiciones de estrés financiero o crisis financiera el WACC ajustado por riesgo de

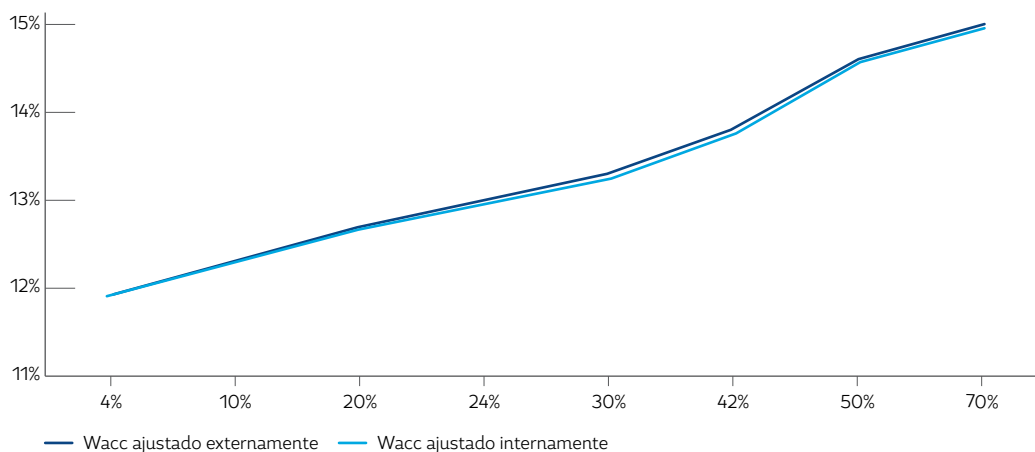
crédito externamente es más realista para reflejar el costo justo del capital para firmas excesivamente apalancadas, porque la propuesta de [Koziol \(2013\)](#) captura el incremento exponencial en los riesgos de quiebra, que no son los mismos que los riesgos de quiebra en períodos de no crisis. Es decir, cuando las empresas objeto de valoración tienen una calificación crediticia AAA, las tres metodologías alternativas para la estimación del WACC convergen. En otras palabras, cuando la probabilidad de default es cero, el WACC clásico se cumple.

Esto a su vez implicaría la existencia de un efecto de subestimación del costo del capital vía rendimiento esperado de la financiación con deuda, tanto para el mercado de deuda bursátil como para el mercado bancario, cuando la empresa objeto de valoración está excesivamente apalancada. Esto resulta evidente en el caso de la empresa Cencosud, en el cual el uso del modelo clásico tiende a sobrevalorar el precio de las acciones. Sobrevaloración que aumenta a medida que la calificación de riesgo disminuye y la empresa se distancia más del grado de inversión. Adicionalmente, esto implica que en la práctica el mercado de deuda corporativa (bonos, papeles comerciales, créditos bancarios, etc.) debería percibir un rendimiento esperado menor por las inversiones en bonos de mayor riesgo crediticio o el otorgamiento de créditos a firmas altamente apalancadas. Esto resulta muy relevante desde el punto de vista teórico-práctico por tres razones: i) implica que los bancos y los inversionistas Institucionales en deuda bursátil de alto rendimiento tendrían que ajustar hacia arriba sus márgenes de crédito cuando se incorporan explícitamente los costos de estrés financiero en la estimación del costo del capital (enfoque tres de [Koziol, 2013](#)), lo cual a su vez implicaría que el Credit VaR (*Credit Value at Risk*) del portafolio de bonos o de la cartera de créditos del banco será mayor cuando el portafolio incluye firmas que incurrir en apalancamiento excesivo persistentemente a través del tiempo. ii) El enfoque tres de estimación del WACC ajustado externamente por riesgo de crédito, propuesto por [Koziol \(2013\)](#), constituye un avance importante en la teoría sobre estimación del costo del capital, al incorporar directamente los posibles costos de estrés financiero. De esta manera, el método propuesto establece un vínculo directo entre las teorías sobre estructura de capital bajo estrés financiero y las tasas de descuento; vínculo no existente previamente en la literatura.

Cabe resaltar que el tercer enfoque posee una valiosa virtud, la cual se hace más notoria cuando una economía entra en recesión, escenario en el cual generalmente se produce un aumento sustancial del costo de quiebra de las empresas en función de su grado de exposición al ciclo económico. Es decir, el tercer enfoque captura el aumento del costo de capital en una mejor forma que los otros dos modelos (α aumenta).

El siguiente gráfico (Gráfico 6) permite observar los efectos que tienen en el segundo y tercer enfoque las variaciones en la probabilidad de *default*, dejando en evidencia cómo ambos son similares en cuanto al costo de capital y al valor, sin considerar variaciones en costo de quiebra.

Gráfico 6



Generalizando, si dos empresas son competidoras, pertenecen al mismo sector y presentan estructuras de capital diametralmente opuestas (firma A con cero apalancamiento financiero y firma B excesivamente apalancada) diferirán en su costo del capital y la diferencia será más marcada si se incluye explícitamente el efecto del riesgo de quiebra en el proceso de estimación. Para el caso analizado de Cencosud, la magnitud de este efecto de sobrevaloración de la firma excesivamente apalancada es cercano al 6 % en tiempos de no crisis, y puede ser mucho mayor en un escenario de recesión económica. iii) Asimismo, en el caso de firmas excesivamente apalancadas se ratifica que el rendimiento compuesto al vencimiento (YTM) del bono, o la TIR del crédito bancario no son el rendimiento esperado para el mercado de bonos o para el banco.

En síntesis, es importante medir y conocer la conexión: endeudamiento – riesgo de crédito – calificación de riesgo – probabilidad de incumplimiento – rendimiento esperado de la deuda – WACC. Desde la perspectiva interna de la firma, medir apropiadamente esta conexión permitirá a los gerentes tomar decisiones que generen valor para los accionistas e incorporar los efectos de los escenarios de riesgo sobre las tasas de descuento que se deben utilizar en el proceso de presupuestación de capital. Complementariamente, y desde la perspectiva externa del mercado de deuda bursátil o bancaria, los tenedores de bonos y los bancos deberán incorporar estos efectos sobre el valor en riesgo de sus portafolios de crédito, y sobre el rendimiento esperado agregado de su portafolio de bonos o de créditos ajustados por riesgo.

A futuro, sería interesante evaluar cómo interactúan estas conexiones con la macroeconomía, con el fin de detectar efectos directos e indirectos de primera, segunda y enésima generación sobre el valor de las empresas transadas en bolsa. Esto para empresas con distintas estructuras de capital, pero muy especialmente para las firmas con exceso de endeudamiento.

7. Anexos

Anexo 1

Variables/ Año	Éxito									CENCOSUD								
	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
r_f	4,6%	3,7%	3,3%	3,2%	2,8%	1,8%	2,4%	2,5%	3,0%	4,6%	3,7%	3,3%	3,2%	2,8%	1,8%	2,4%	2,5%	3,0%
Diferencial IPC	2,6%	3,0%	4,6%	0,6%	0,2%	1,1%	0,5%	1,2%	4,1%	1,5%	4,7%	1,9%	-0,2%	0,1%	0,8%	0,3%	2,8%	3,2%
EMBI	1,6%	3,0%	3,3%	1,9%	1,7%	1,5%	1,6%	1,7%	2,2%	1,6%	3,0%	1,4%	1,3%	1,4%	1,5%	1,5%	1,4%	1,7%
ERP	4,4%	6,4%	4,4%	5,2%	6,0%	5,8%	5,0%	5,8%	5,8%	4,4%	6,4%	4,4%	5,2%	6,0%	5,8%	5,0%	5,8%	5,8%
b_u ajust	0,68	0,71	0,87	0,64	0,70	0,77	0,72	0,77	0,77	0,67	0,72	0,87	0,65	0,70	0,77	0,72	0,77	0,77
r_u	11,9%	14,4%	15,1%	9,1%	8,9%	8,8%	8,1%	10,0%	13,9%	10,7%	16,1%	10,4%	7,6%	8,4%	8,6%	7,8%	11,3%	12,4%

WACC Clásico

ITS @rd	7,3%	2,8%	3,5%	1,3%	0,3%	0,4%	0,6%	0,0%	0,0%	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
D/E	37,6%	36,3%	18,5%	13,9%	4,1%	3,0%	3,2%	0,0%	0,0%	62,2%	69,1%	55,0%	59,1%	83,6%	103,8%	69,4%	72,6%	72,6%
(D-ITS)/E	27,6%	32,5%	14,3%	12,4%	3,8%	2,6%	2,6%	0,0%	0,0%	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
r_d	6,5%	6,5%	6,5%	6,5%	6,5%	6,5%	6,5%	6,5%	6,5%	2,9%	7,1%	5,8%	5,0%	5,4%	5,1%	7,7%	6,9%	6,9%
D	27,3%	26,6%	15,6%	12,2%	3,9%	2,9%	3,1%	0,0%	0,0%	38,3%	40,9%	35,5%	37,2%	45,5%	50,9%	41,0%	42,1%	42,1%
T_c	28,5%	11,0%	24,1%	11,1%	7,9%	14,9%	19,9%	21,0%	17,3%	19,0%	11,3%	17,9%	19,9%	29,6%	26,9%	29,5%	45,4%	24,9%
r_e	13,4%	17,0%	16,3%	9,4%	9,0%	8,9%	8,1%	10,0%	13,9%	15,6%	22,4%	12,9%	9,2%	11,0%	12,1%	7,8%	14,4%	16,4%
E	72,7%	73,4%	84,4%	87,8%	96,1%	97,1%	96,9%	100,0%	100,0%	61,7%	59,1%	64,5%	62,8%	54,5%	49,1%	59,0%	57,9%	57,9%
WACC	11,0%	14,0%	14,5%	9,0%	8,9%	8,8%	8,0%	10,0%	13,9%	10,5%	15,8%	10,0%	7,3%	7,7%	7,9%	6,8%	9,9%	11,7%

WACC con riesgo de default en Rd

ITS $r_d P_b$	7,3%	2,8%	3,5%	1,3%	0,3%	0,4%	0,6%	0,0%	0,0%	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
D/E	37,6%	36,3%	18,5%	13,9%	4,1%	3,0%	3,2%	0,0%	0,0%	62,2%	69,1%	55,0%	59,1%	83,6%	103,8%	69,4%	72,6%	72,6%
(D-ITS)/E @ r_d	27,6%	32,5%	14,3%	12,4%	3,8%	2,6%	2,6%	0,0%	0,0%	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
P_b	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	4,0%	4,0%	4,0%	4,0%	4,0%	4,0%	4,0%
(1- P_b)	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	96,0%	96,0%	96,0%	96,0%	96,0%	96,0%	96,0%
L	47,6%	47,6%	47,6%	47,6%	47,6%	47,6%	47,6%	47,6%	47,6%	47,6%	47,6%	47,6%	47,6%	47,6%	47,6%	47,6%	47,6%	47,6%
R_d @ P_b	6,5%	6,5%	6,5%	6,5%	6,5%	6,5%	6,5%	6,5%	6,5%	2,9%	7,1%	3,9%	3,1%	3,5%	3,2%	5,8%	5,0%	5,0%
D	27,3%	26,6%	15,6%	12,2%	3,9%	2,9%	3,1%	0,0%	0,0%	38,3%	40,9%	35,5%	37,2%	45,5%	50,9%	41,0%	42,1%	42,1%
T_c	28,5%	11,0%	24,1%	11,1%	7,9%	14,9%	19,9%	21,0%	17,3%	19,0%	11,3%	17,9%	19,9%	29,6%	26,9%	29,5%	45,4%	24,9%
R_e @ P_b	13,4%	17,0%	16,3%	9,4%	9,0%	8,9%	8,1%	10,0%	13,9%	15,6%	22,4%	14,0%	10,3%	12,6%	14,1%	9,1%	15,8%	17,8%
E	72,7%	73,4%	84,4%	87,8%	96,1%	97,1%	96,9%	100,0%	100,0%	61,7%	59,1%	64,5%	62,8%	54,5%	49,1%	59,0%	57,9%	57,9%
WACC	11,0%	14,0%	14,5%	9,0%	8,9%	8,8%	8,0%	10,0%	13,9%	10,5%	15,8%	10,2%	7,4%	8,0%	8,1%	7,1%	10,3%	11,9%

WACC ajustado por riesgo de default

D/E	37,6%	36,3%	18,5%	13,9%	4,1%	3,0%	3,2%	0,0%	0,0%	62,2%	69,1%	55,0%	59,1%	83,6%	103,8%	69,4%	72,6%	72,6%
(D-ITS)/E	27,6%	32,5%	14,3%	12,4%	3,8%	2,6%	2,6%	0,0%	0,0%	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
P_b	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	4,0%	4,0%	4,0%	4,0%	4,0%	4,0%	4,0%
(1- P_b)	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	96,0%	96,0%	96,0%	96,0%	96,0%	96,0%	96,0%
α	0,5%	0,5%	0,5%	0,5%	0,5%	0,5%	0,5%	0,5%	0,5%	0,5%	0,5%	4,6%	4,6%	4,6%	4,6%	4,6%	4,6%	4,6%
r_d	6,5%	6,5%	6,5%	6,5%	6,5%	6,5%	6,5%	6,5%	6,5%	2,9%	7,1%	5,8%	5,0%	5,4%	5,1%	7,7%	6,9%	6,9%
D	27,3%	26,6%	15,6%	12,2%	3,9%	2,9%	3,1%	0,0%	0,0%	38,3%	40,9%	35,5%	37,2%	45,5%	50,9%	41,0%	42,1%	42,1%

Variables/ Año	Éxito									CENCOSUD								
	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
T_c	28,5%	11,0%	24,1%	11,1%	7,9%	14,9%	19,9%	21,0%	17,3%	19,0%	11,3%	17,9%	19,9%	29,6%	26,9%	29,5%	45,4%	24,9%
R_e	13,4%	17,0%	16,3%	9,4%	9,0%	8,9%	8,1%	10,0%	13,9%	15,6%	22,4%	12,9%	9,2%	11,0%	12,1%	7,8%	14,4%	16,4%
E	72,7%	73,4%	84,4%	87,8%	96,1%	97,1%	96,9%	100,0%	100,0%	61,7%	59,1%	64,5%	62,8%	54,5%	49,1%	59,0%	57,9%	57,9%
WACC	11,0%	14,0%	14,5%	9,0%	8,9%	8,8%	8,0%	10,0%	13,9%	10,5%	15,8%	10,2%	7,5%	7,9%	8,1%	7,1%	10,2%	11,9%

EMBI: emerging market bond index. ERP (equity risk premium): prima de riesgo del patrimonio. ITS rd Pb: ahorro de impuestos ajustado por probabilidad de incumplimiento

Rd @ Pb: costo de la deuda ajustado por probabilidad de incumplimiento. Re @ Pb: costo del patrimonio ajustado por probabilidad de incumplimiento

Anexo 2

Asumiendo que ambas empresas se encuentran en una etapa de madurez elevada, donde sus flujos de caja libre crecerán a una tasa g de largo plazo constante, siendo:

$$FCL_{T+1} = UODI_{T+1} + \text{Depreciación}_{T+1} - \Delta \text{ en CTN}_{T+1} - \Delta \text{ en Capex}_{T+1}$$

Si:

$$UODI_{T+1} = UODI_T * (1+g)$$

$$\Delta \text{ en CTN}_{T+1} = \text{Saldo en CTN}_T * g$$

$$\Delta \text{ en Capex}_{T+1} = \text{Depreciación}_{T+1} + \text{Saldo de Activos Fijos Netos}_T * g$$

Reemplazando:

$$FCL_{T+1} = UODI_T * (1+g) + \text{Depreciación}_{T+1} - \text{Saldo en CTN}_T * g - (\text{Depreciación}_{T+1} + \text{Saldo de Activos Fijos Netos}_T * g)$$

$$\text{De esta manera } FCL_1 = FCL_0 * (1+g); FCL_2 = FCL_1 * (1+g) \text{ y } FCL_n = FCL_{n-1} * (1+g).$$

Aplicaremos la siguiente ecuación para calcular el valor (*enterprise value*) de ambas empresas a 2015:

$$V_T^L = \frac{FCL_{T+1}}{WACC - g}$$

Seguidamente, sustrayendo la deuda y sumando el efectivo (Grupo Éxito tiene baja deuda y altos niveles de efectivo) obtenemos el valor total de las acciones (*equity value*), el cual dividido por el número de acciones resulta en el precio por acción.

Referencias

- Acharya, V., Almeida, H., & Campello, M. (2007). Is cash negative debt? A hedging perspective on corporate financial policies. *J. Finan. Intermediation*, 16(4), 515-554.
- Arnold, M. (2014). Managerial cash use, default, and corporate financial policies. *Journal of Corporate Finance*, 27, 305-325.
- Baghai, R., Servaes, H., & Tamayo, A. (2014). Have rating agencies become more conservative? Implications for capital structure and debt pricing. *The Journal of Finance*, 69(5), 1961-2005.
- Berk, J., & DeMarzo, P. (2014). *Corporate finance* (vol. 4). Pearson.
- Cooper, I., & Davydenko, S. (2007). Estimating the cost of risky debt. *Journal of Applied Corporate Finance*, 19(3), 90-95.
- Damodaran, A. (8 de septiembre de 2015). Aswath Damodaran.
- Davydenko, S., Strebulaev, I., & Acharya, V. (2012). Cash holdings and credit risk. *The Review of Financial Studies*, 25(12), 3572-3609.
- Davydenko, S., Strebulaev, I., & Zhao, X. (2012). A market-based study of the cost of default. *The Review of Financial Studies*, 25(10), 2959-2999.
- DeAngello, H., & Roll, R. (2015). How stable are corporate capital structures? *The Journal of Finance*, 70(1), 373-418.
- Faff, R., Kwok, W., Podolski, E., & Wong, G. (2016). Do corporate policies follow a life-cycle? *Journal of Banking & Finance* 69, 95-107.
- Gamba, A., & Triantis, A. (2008). The value of financial flexibility. *Journal of Finance*, 63(5), 2263-2296.
- García, J. S., Preve, L., & Sarria, V. A. (2010). Valuation in emerging markets: A simulation approach. *Journal of Applied Corporate Finance*, 22(2), 100-108.
- Grabowski, R. (2009). Cost of capital estimation in the current distressed environment. *The Journal of Applied Research in Accounting and Finance*, 4(1), 31-40.
- Holthausen, R., & Zmijewski, M. (2012). Pitfalls in levering and unlevering beta and cost of capital estimates in DCF valuations. *Journal of Applied Corporate Finance*, 24(3), 60-74.
- Holthausen, R., & Mark E. (2014). *Corporate valuation: Theory, evidence, and practice*. Cambridge Business Publishers.
- Kozioł, C. (2013). A simple correction of the WACC discount rate for default risk and bankruptcy costs. *Quant Finan Acc*, 42(4), 653-666.
- Maquieira, C., Preve, L., & Sarria-Allende, V. (2012). Theory and practice of corporate finance: Evidence and distinctive features in Latin America. *Emerging Markets Review*, 13(2), 118-148.
- Miles, J., & Ezzell, J. (1980). The Weighted Average Cost of Capital, Perfect Capital Markets, and Project Life: A. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 15(3), 719-730.
- Moody's. (2013). Latin American Corporate Default and Recovery Rates, 1990 to July 2013. *Moody's Investor Service*, 11, 1-28.
- Morellec, E. (2004). Can Managerial discretion explain observed leverage ratios? *The Review of Financial Studies*, 17(1), 257-294.
- Novaes, W. (2003). Capital structure choice when managers are in control: Entrenchment versus efficiency. *Journal of Business*, 76(1), 49-82.
- Oded, I., & Michel, A. (2009). Why does DCF undervalue equities? *Journal of Applied Finance*, 19, 49-62.
- Rapp, M., Schmid, T., & Urban, D. (2014). The value of financial flexibility and corporate financial policy. *Journal of Corporate Finance*, 29(C), 288-302.
- Shivdasani, A., & Zenner, M. (2005). How to choose a capital structure: Navigating the debt-equity decision. *Journal of Applied Corporate Finance*, 17(1), 26-35.

- Vasicek, O. A. (1973). A Note on using cross - sectional information in bayesian estimation of security betas. *Journal of Finance*, 28, 1233-1239.
- Welch, I. (2011). Two common problems in capital structure research: The financial-debt-to-asset ratio and issuing activity versus leverage changes. *International Review of Finance*, 11(1), 1-17.
- Zwiebel, J. (1996). Dynamic capital structure under managerial entrenchment. *The American Economic Review*, 86(5), 1197-1215.

STOCK PRICE REACTIONS TO CAPITAL STRUCTURE CHANGES IN CHILEAN FIRMS: EXAMINING THE EFFECTS OF OWNERSHIP STRUCTURE, GROWTH OPPORTUNITIES AND LEVERAGE

Reacción del precio de las acciones a los cambios de estructura de capital en empresas chilenas: Examinando los efectos de la estructura de propiedad, oportunidades de crecimiento y leverage

Jorge A. Muñoz Mendoza, Sandra M. Sepúlveda
Yelpo, Carmen L. Veloso Ramos

Acknowledgements

This research was funded by the Office of Research and Development at the University of Concepcion (215.420.003-1.0IN VRID Project). The authors gratefully acknowledge the helpful comments of those who attended the National Meetings of Schools and Colleges of Administration (ENEFA) 2014 at University of Magallanes (Punta Arenas-Chile), and the Global Conference on Business and Finance 2017 at San Jose (Costa Rica) where this paper was awarded *Best article on Corporate Finance*. We also appreciate the comments from the anonymous reviewer, which helped us to improve this article. Any remaining errors are the responsibility of the authors.

Research Article

STOCK PRICE REACTIONS TO CAPITAL STRUCTURE CHANGES IN CHILEAN FIRMS: EXAMINING THE EFFECTS OF OWNERSHIP STRUCTURE, GROWTH OPPORTUNITIES AND LEVERAGE

Reacción del precio de las acciones a los cambios de estructura de capital en empresas chilenas: Examinando los efectos de la estructura de propiedad, oportunidades de crecimiento y leverage*

Jorge A. Muñoz Mendoza^a, Sandra M. Sepúlveda Yelpo^b, Carmen L. Veloso Ramos^c

Palabras clave: Retornos anormales, Deuda, Estructura de capital, Expropiación de riqueza.

Keywords: Abnormal returns, Debt, Capital structure, Wealth expropriation.

JEL Classification: G14, G31, G32, G34

Received: 18/07/2018

Accepted: 30/04/2020

Published: 28/05/2020

a. Profesor Asistente, departamento de Gestión Empresarial, Universidad de Concepción, Chile. Grupo de Investigación en Economía y Negocios (GEN) Universidad de Concepción.
E-Mail: jormunozm@udec.cl
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-6775-5307>.

b. Profesor Asistente, departamento de Gestión Empresarial, Universidad de Concepción, Chile. Grupo de Investigación en Economía y Negocios (GEN) Universidad de Concepción.
E-Mail: ssepulveday@udec.cl
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2614-7356>.

c. Profesor, departamento de Gestión Empresarial, Universidad de Concepción, Chile. Grupo de Investigación en Economía y Negocios (GEN) Universidad de Concepción.
E-Mail: carmenveloso@udec.cl
ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-9390-9974>.

Abstract

We analyzed the effects of ownership structure, capital structure and growth opportunities on stock price reactions when companies issued debt or equity. Our results, based on event study methodology and IV regressions from a sample of 70 Chilean firms, indicate that controlling shareholder ownership has a negative effect on stock price reactions for debt issuances and a positive effect for equity issuance. These results indicate that debt issuances are a substitute for majority shareholder monitoring, and that equity issuances are associated with superior corporate performance. Equity issuances are a means for expropriating wealth from non-controlling shareholders. Debt and growth opportunities have a non-linear effect.

Resumen

En este artículo analizamos los efectos de la estructura de propiedad, estructura de capital y las oportunidades de crecimiento sobre la reacción del precio de las acciones cuando las empresas emiten deuda o capital. Nuestros resultados, basados en la metodología de análisis de eventos y regresiones IV sobre una muestra de 70 empresas chilenas, indican que la propiedad de los accionistas controladores tiene un efecto negativo en la reacción del precio de las acciones cuando las empresas emiten deuda y positivo cuando emiten acciones. Este

* Economics and Business Research Group of the Universidad de Concepción.

resultado indica que las emisiones de deuda son un sustituto del control mayoritario de los accionistas y las emisiones de capital se asocian con un mayor desempeño corporativo. Las emisiones de capital son un medio para expropiar riqueza de los accionistas no controladores. Las oportunidades de deuda y crecimiento tienen un efecto no lineal.

1. Introduction

Capital structure decisions have been widely researched in recent decades. Many researchers have focused their attention on the relationship between information asymmetry and stock price reactions to changes in firms' capital structure, due to the possible effects of this relationship on shareholder wealth. In general, stock price reactions are associated with abnormal negative returns during security issuance periods, and positive returns during preceding periods ([Asquith and Mullins, 1986](#); [Mikkelsen and Partch, 1986](#); [Mitto, 1996](#); [Welch, 2004](#); [Vithessonthi, 2008a](#)).

According to [Masulis \(1980\)](#), it is possible for controlling shareholders to expropriate wealth from minority shareholders through capital structure changes. This would depend on the firm's ownership structure, and especially on the participation of controlling and minority shareholders ([Armitage, 2002](#); [2010](#); [Liu et al., 2016](#)). For the Chilean market, it is relevant to analyze this empirical relationship as Chile has weak investor protections, while firm ownership is highly concentrated among controlling shareholders. As a result, this favors wealth redistribution away from minority shareholders through capital structure changes.

Market reactions and potential shareholder wealth changes can depend on other characteristics of the business, such as debt ([Ross, 1977](#); [Leland and Pyle, 1977](#)) and growth opportunities ([Myers, 1977](#); [Myers and Majluf, 1984](#)). However, there is no clear consensus on their effects on stock price reactions. For example, some studies have indicated that stock prices react positively to debt issuance mainly in firms with low leverage ([Cai and Zhang, 2011](#)). This reaction implies that markets associate debt issuance as a means of control over the principal agent problem ([Harris and Raviv, 1990](#)). Other studies provide a different view and document a negative reaction ([Diekerns, 1991](#)). This market response indicates that higher debt may increase firms' bankruptcy risk ([Raymar, 1993](#)). Regarding growth opportunities, empirical studies have demonstrated that their effects on stock prices depend on their valuation ([Smith and Watts, 1992](#); [Quynh-Nhu, 2009](#)). The lack of consensus on market interpretations could be explained by the non-linear effect of these factors on stock price reactions. For the Chilean market, these relationships are still unanswered questions and their implications are relevant for firms' corporate governance and investors, especially when inferring the possible market reaction to capital structure changes and how it may alter shareholders' wealth.

This paper analyzes the effect of ownership structure, growth opportunities and leverage on stock price reactions associated with capital structure changes in Chilean companies. Our research contributes to the empirical literature in two aspects. First, it quantifies stock price reactions to capital structure changes. These reactions measure changes in shareholder wealth. Second, it analyzes the impacts of ownership structure and the possible non-monotonous effects of debt and growth opportunities on shareholder wealth. This is relevant for investors and firms because it reveals that the stock market interprets these qualities in different ways during capital structure change processes.

We used a sample of 70 companies listed on the Santiago Stock Exchange. We studied 172 announcements of equity issuances and 319 announcements of corporate bond issuances. The results

showed that debt and equity issuances generated positive stock price reactions, and therefore positive effects on shareholder wealth. The figures indicate an abnormal return of 2.43% and 0.92% associated with debt and equity issuances respectively. Controlling-shareholder ownership has a negative effect on stock market reactions for debt and a positive effect on equity issuances. This suggests that the stock market responds positively to controlling shareholder ownership, associating it with tighter corporate control and firm performance. Minority shareholder ownership negatively affects stock market reactions only in the case of equity issuances, which indicates a possibility for wealth expropriation from these investors. Finally, debt and growth opportunities have non-linear effects on stock market reaction. This supports the finding that the stock market interprets these qualities in different ways during capital structure adjustments.

This paper is organized as follows. After this introduction, [section 2](#) presents the theoretical framework for stock price reactions to capital structure changes, and its determining factors. This section also includes the research hypothesis. [Section 3](#) presents the data and methodologies used, while [section 4](#) shows the results. Finally, [section 5](#) indicates the main conclusions of this article.

2. Theoretical framework and hypothesis

2.1. Background on stock price reaction and shareholder wealth

Capital structure has been widely researched, starting with the seminal works proposed by [Modigliani and Miller \(1958, 1963\)](#). Various theories have tried to explain how stock prices react to firms' capital structure adjustments, and which factors explain that reaction.

Asymmetric information theory has provided important answers. Financing security issuances can be associated with an adverse selection problem, which would explain stock price reactions. [Myers and Majluf \(1984\)](#) have found that equity contains higher information asymmetry, encouraging managers to issue overvalued equity. Even when managers are aligned with shareholder interests, the incentive to underinvest transmits negative information about the company that can be related to negative stock price reactions at the moment of announcement/issuance. [Ross \(1977\)](#), and [Leland and Pyle \(1977\)](#) add that managers use capital structure as a false signaling mechanism regarding the firm's quality. This moral risk problem associates positive abnormal stock returns with firms whose performance has been exaggerated, while negative abnormal returns are related to undervalued firms. However, uncertainty is reduced during issuance, generating a negative reaction in stock prices for overvalued firms.

Several studies have highlighted the downward adjustments of abnormal returns at the moment of issuance. [Asquith and Mullins \(1986\)](#) analyzed 266 equity issuances between 1963 and 1981 and found that stock prices experience negative abnormal returns of 2.7% during issuance. [Lucas and McDonald \(1990\)](#) corroborated this result, although they also documented positive abnormal returns prior to issuance. The authors note a positive correlation between information asymmetry reduction and stock price increases prior to issuance. They even warn that if abnormal returns are higher prior to announcement, the decreases during the issuance period will be less severe, thereby encouraging companies to issue equity. [Mikkelson and Partch \(1986\)](#) conducted an empirical study for 360 US companies, corresponding to 595 announcement events. Their results supported [Asquith and Mullins \(1986\)](#) and [Masulis and Korwar \(1986\)](#), which showed that stock price reactions were positive during periods preceding announcements and issuances, and negative at the moment of announcement and

issuance. Other international studies have corroborated these findings for developed markets ([Healy and Palepu, 1990](#); [Eckbo and Masulis, 1992](#); [Mitto, 1996](#); [Burton et al., 2000](#); [Welch, 2004](#); [Barnes and Walker, 2006](#)) as well as emerging markets ([Leal and Amaral, 2000](#); [De Medeiros and Matsumoto, 2005](#); [Vithessonthi, 2008a, 2008b, 2008c](#); [Chen and Shehu, 2009](#); [Liu et al., 2016](#)). Furthermore, these papers have documented that abnormal returns decrease more for equity issuances than for debt issuances.

In Chile, such evidence is scarce. [Saens \(1999\)](#) analyzed ADRs of Chilean companies on the NYSE and found positive abnormal returns. At the local level, [Castillo \(2004\)](#) analyzed 172 bond and equity issuances for the period 1993-2002. The results indicated that bond issuances do not generate significant stock price reactions, while equity issuances cause negative abnormal returns. However, the analysis does not reveal the factors that explain these reactions. According to the empirical literature, we expect that capital structure adjustments generate significant shareholder wealth changes. Therefore, we proposed this hypothesis:

H1: Corporate debt and equity issuances generate changes in shareholder wealth.

2.2. Stock price reactions and ownership structure

International studies have shown that the announcements and issuances of debt or equity can have significant impacts on stock prices. This process has the potential to become a means of wealth expropriation from minority shareholders to majority shareholders ([Masulis, 1980](#)).

Firms' ownership structures can be related to stock price reactions, and therefore to changes in shareholder wealth. Market perceptions of investors who buy the issued stocks would be relevant to stock price reactions. [Barnes and Walker \(2006\)](#) analyzed UK firms and showed that equity issuances generated both positive and negative abnormal returns. Positive reactions are concentrated in equity issuances, especially if shareholders also bought these securities. [Armitage \(2002\)](#) corroborated this result and added that UK companies have less concentrated ownership structures, leading to a favorable market reaction when shareholders then bought a greater proportion of issued stocks. Stock markets positively correlate firm performance with higher shareholder participation ([Leland and Pyle, 1977](#)). [Armitage \(2010\)](#) adds that the UK market has an institutional context that promotes investor protections. This context associates a positive stock price reaction with majority and minority shareholder ownership, inhibiting opportunities for wealth redistribution.

Emerging markets have different features. Weak legal protection for investors' rights and higher ownership concentration are some qualities that favor wealth expropriation. [Vithessonthi \(2008a, 2008b\)](#) and [Liu et al. \(2016\)](#) indicate that, for Thai and Chinese markets, respectively, equity issuances generate a positive reaction only if controlling shareholders buy these stocks. However, if minority shareholders buy securities, the stock price reaction is negative. This result may be associated with the pessimistic market perceptions surrounding conflicts of interest between controlling and minority shareholders. Chile has similar conditions to emerging markets, but there is no evidence regarding this relationship. Therefore, we propose these hypotheses:

H2a: Controlling-shareholder ownership has a positive effect on stock price reactions for equity issuances.

H2b: Minority-shareholder ownership has a negative effect on stock price reactions for equity issuances.

Empirical evidence has demonstrated that shareholder wealth increases when firms issue corporate debt ([Mikkelson and Partch, 1986](#); [Eckbo and Masulis, 1992](#); [Burton et al., 2000](#)). Normally stock price reactions to corporate debt issuances are greater than the reactions experienced during equity issuances. This market reaction implies that issued debt represents a means for external monitoring on corporate governance. [Myers and Majluf \(1984\)](#) add that debt issuances generate more positive stock price reactions because they reduce incentives to underinvest. In the context of information asymmetry, this effect indicates that issued debt constitutes a means of control over managerial discretion and agency conflicts ([Jensen and Meckling, 1976](#); [Demsetz and Lehn, 1985](#); [Jensen, 1986](#)). For this reason, corporate debt is a substitute means of control in relation to ownership concentration. During debt issuances, this fact generates a stock price reaction negatively related to controlling-shareholder ownership ([Chong and López de Silanes, 2007](#)). On the other hand, [Céspedes et al. \(2010\)](#) have replicated these results in Latin American countries, and added that debt is positively associated with minority shareholder ownership. In this case, debt is considered as a means of control that complements the monitoring role of minority shareholders and alleviates wealth expropriation and agency problems. As a result, stock price reactions to debt issuances can be positively related to minority-shareholder ownership. In Chile, this subject has not yet been analyzed and its implications are relevant for firms' corporate governance. Therefore, we formulate these hypotheses:

H3a: Controlling-shareholder ownership has a negative effect on stock price reactions for debt issuances.

H3b: Minority-shareholder ownership has a positive effect on stock price reactions for debt issuances.

2.3. Role of growth opportunities and debt level

[Bayless and Chaplinsky \(1996\)](#) have argued that debt or equity issuances and stock price reactions to these processes may depend on firm characteristics, such as growth opportunities ([Myers and Majluf, 1984](#)) and debt level ([Ross, 1977](#)).

Regarding growth opportunities, [Chung et al. \(1998\)](#) note that the quality of firm investment sets could determine stock price reactions to capital structure changes, although there is no clear consensus on this effect. Some international studies have documented that growth opportunities increase shareholder wealth. This is due to the fact that the market perceives that these opportunities are undervalued or valued enough to offset the information asymmetry cost ([Dierkens, 1991](#); [Pilotte, 1992](#); [Denis, 1994](#); [Burton et al., 2000](#); [Quynh-Nhu, 2009](#)). Thus, as growth opportunities increase, stock prices experience positive abnormal returns during debt or equity issuances. [Myers and Majluf \(1984\)](#), [Ambarish et al. \(1987\)](#) and [Cooney and Kalay \(1993\)](#) add that if not, stock prices will react positively only to debt issuances, while reactions to equity issuances may be negative.

Other studies have taken a different point of view. [McLaughlin et al. \(1998\)](#), [Smith and Watts \(1992\)](#), and [Gombola et al. \(1998\)](#) found that growth opportunities negatively affect stock price reactions. These authors support the view that markets associate greater growth opportunities with overvalued firms and higher information asymmetries ([Jensen et al., 1994](#)). In fact, [Smith and Watts \(1992\)](#) add that market responses are more negative for firms with greater growth opportunities than for those experiencing low levels of growth. This lack of consensus can be explained through the non-linear effect of growth opportunities on stock price reactions. This relationship might separate the negative perception associated with overvalued firms from the positive reaction linked to undervalued growth

opportunities ([Denis, 1994](#)). In Chile, this phenomenon has not yet been studied, and it also is relevant for corporate financing decisions. We therefore formulated this hypothesis:

H4: Growth opportunities have a non-linear effect on stock price reactions during debt and equity issuances.

Empirical evidence indicates that stock price reactions are also affected by levels of corporate debt. [Diekerns \(1991\)](#) and [Raymar \(1993\)](#) found that stock price reactions during equity issuances are positively affected by leverage. This relationship is observed mainly in firms with high debt levels. In this case, the market perceives that equity issuances are associated with information asymmetry reduction and bankruptcy risk mitigation. In this same scenario, debt issuances may generate negative stock price reactions as the stock market perceives that marginal debt increases bankruptcy risk ([Raymar, 1993](#)).

However, [Quynh-Nhu \(2009\)](#) found that debt levels have a negative effect on stock price reactions during equity issuances, and argued that equity has higher information asymmetry in comparison to other financing sources. In addition, [Cai and Zhang \(2011\)](#) support the view that stock prices react positively to leverage during debt issuances because debt controls agency conflicts. According to these findings, the firm's leverage has a non-linear effect on stock price reactions during debt or equity issuances. This kind of relationship would separate the market's perception of higher information asymmetry during equity issuances on the one hand, and agency cost control and bankruptcy risks associated with debt issuances on the other. We proposed the following hypothesis:

H5: Debt has a non-linear effect on stock price reactions during debt and equity issuances.

3. Data and Methods

3.1. Data

The data covers the period between January 1990 and December 2013, and was obtained from two sources. Information on daily stock prices, quarterly financial statements and market data was extracted from the Economática® database, while information related to corporate bond issuances was obtained from the Financial Markets Commission of Chile (FMC).

Table 1. Variables

Variables	Definition	
A. Shareholders wealth changes		
AR	Abnormal Returns	Residuals obtained from the market model
AAR	Average Abnormal Returns	AR average from each analysis window
CAR	Cumulative average abnormal returns	AAR accumulated of each analysis window
B. Ownership structure		
P1	Controlling-shareholder ownership	Percentage of shares of the first shareholder
P5	Minority-shareholder ownership	Percentage of shares of the fifth shareholder
C. Leverage and growth opportunities		
GOQ	Tobin's Q	Asset market value to asset book value ratio
LEV	Leverage	Debt to total assets ratio
D. Others control variables		
AC	Agency costs	Assets turnover ratio
FD	Financial deficit	Financial needs according to source-funding identity
SIZE	Firm size	Natural logarithm of total assets
ROA	Firm profitability	Return on assets
TANG	Asset tangibility	Long-term assets to total assets ratio
BIS	Bond issue	Natural logarithm of the bond issues in billions (pesos)
EIS	Equity issue	Natural logarithm of the equity issue in billions (pesos)
SLIQ	Stock liquidity	Quoted spread ratio

Source: Own elaboration.

The original sample is composed of 183 open-equity companies with business activity to December 31, 2013. These firms have a market presence equal to or greater than 70% over the time period, or since the company went public. In addition, we have chosen firms that have a presence of greater than 80% during the time interval of issuance processes or public offerings. Therefore, the final sample corresponds to 70 companies. Table 1 details the variables used in this study.

Cumulative abnormal return (CAR) is the dependent variable that measures stock market reactions and, therefore, shareholder wealth changes. This measure has been widely used in research based on event studies ([Brown and Warner, 1985](#); [Mikkelson and Partch, 1986](#); [Corrado, 1989](#)).

We used ownership structure, growth opportunities, debt, agency costs, firm size, firm profitability, asset tangibility, financial deficit, issuance size and stock liquidity as control variables.

Ownership structure was measured through the ownership of the first (P1) and fifth (P5) largest shareholders. According to [Jensen and Meckling \(1976\)](#), ownership structure can generate shareholder wealth changes as well as wealth expropriation. This topic is relevant to the Chilean market because minority investor protection is weak and ownership structures are concentrated. These conditions facilitate wealth expropriation.

Growth opportunities (GO) were measured through Tobin's Q. This variable allows control over the future growth prospects of the firm associated with financing instrument issuances ([Myers, 1977](#); [Myers and Majluf, 1984](#); [Cooney and Kalay, 1993](#); [Denis, 1994](#)).

Capital structure (LEV) was measured through the debt to total assets ratio. This measure was used by [Quynh-Nhu \(2009\)](#) to quantify market reactions to capital structure changes according to corporate debt levels.

Agency costs (AC) were measured by the asset turnover ratio. [Jensen \(1986\)](#), [Ang et al. \(2000\)](#) and [Fleming et al. \(2005\)](#) argue that this measurement is an inverse indicator of agency costs because firms with higher agency costs are less efficient in using their assets.

Financial deficit (FD) was measured based on source-funding identity. In other words, the sum of cash flows committed to dividend payments, working capital changes and capital expenses, minus operational flow. [Myers and Majluf \(1984\)](#) state that this variable is useful to quantify information asymmetries in stock price reactions during debt or equity issuances.

Following [Rajan and Zingales \(1995\)](#), we included other control variables such as *firm size* (SIZE), *firm profitability* (ROA) and *asset tangibility* (TANG). In addition, [Castillo \(2004\)](#) proposes controlling Chilean markets by *issue size* (IS). Finally, we used the *stock liquidity* (SLIQ) as a control variable due to it being a relevant factor in equity issuance ([Lipson and Mortal, 2009](#)).

3.2. Event study methodology and econometric model

The analysis uses two methodologies. First, we used the events study methodology to quantify the stock market reaction to the issuance announcements of corporate bonds and equity. Second, we used an econometric model to determine the factors that explain the stock market reaction.

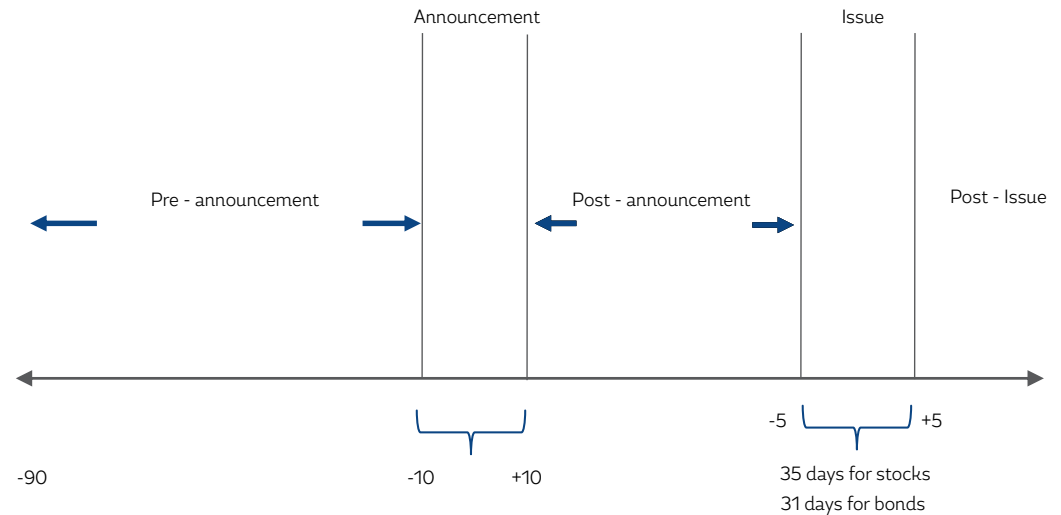
Figure 1 shows the stages of the events study methodology. The analysis window has a median extension of 161 days for equity issuances and 157 days for corporate bond issuances. Our results also indicate that corporate bonds are issued in 46 days on average from their registration and 31 days in median, while equities are issued in 44 days on average and 35 days in median.

Figure 1 shows that window analysis is divided in five stages. The first stage corresponds to the pre-announcement period, which consists of an 80-day period between $t=-90$ to $t=-10$. The potential stock price reaction at this stage could reveal whether the stock market is receiving relevant information from firms or from any other specific agent. However, we expect this reaction to be null as Chilean Stock Market Laws prevent companies from disclosing information about securities issuance processes before registration.

The second stage corresponds to *announcement*, which is defined as $t=0$. According to [Castillo \(2004\)](#), this period ranges from $t=-10$ to $t=+10$. The announcement is defined as a securities issuance approval by the FMC. Chilean stock market regulations only allow firms to announce or disclose information regarding such processes once they have been registered and authorized by the FMC.

The third stage is the post-announcement period, which differs according to the kind of security issued. The fourth stage corresponds to the issuance period, which ranges from $t=+30$ to $t=+40$ for equity issuances, and $t=+26$ to $t=+36$ for bond issuances. Finally, the analysis window concludes with the post-issuance period.

Figure 1. Temporary analysis window for issuances



Source: Own elaboration.

In accordance with [Mikkelson and Partch \(1986\)](#) and [MacKinlay \(1997\)](#), we measured stock price reactions to capital structure changes for each stage. The market model was used to determine this reaction on shareholder wealth change. The expected return of security i is:

$$E(r_{it}) = \beta_0 + \beta_1 r_{mt} \quad (1)$$

Where r_{mt} is daily market returns measured by the General Stock Price Index (IGPA), while β_0 and β_1 are the OLS coefficients. The market reaction is measured as:

$$AR_{it} = r_{it} - E(r_{it}) \quad (2)$$

Where AR_{it} is the daily abnormal return of security i in period t , r_{it} is the effective return of security i in period t and $E(r_{it})$ is the expected return of security i in period t based on the market model. Thus, abnormal returns correspond to market model residuals:

$$AAR_{it} = \frac{1}{T} \sum_t^T AR_{it} \quad (3)$$

Where AAR_{it} is the average abnormal return of firm i in period t and T is the size of each stage. Finally, we calculated this accumulated measure:

$$CAR_{it} = \sum_t^T AAR_{it} \quad (4)$$

Where CAR_{it} is the cumulative average abnormal return of firm i in period t . These measures were applied both to debt and equity issuance announcements.

Following [Corrado \(1989\)](#), [Corrado and Zivney \(1992\)](#) and [Brown and Warner \(1985\)](#), we used a traditional t -student test to determine the statistical significance for AARs. However, the significance of CARs was measured through this test:

$$t_{CAR} = \frac{CAR_L}{\sqrt{T * V(AAR)}} \quad (5)$$

Where $V(AAR)$ is the variance of AAR and CAR_L is the cumulative average of the abnormal return of window L . This statistic was used to measure the significance of $CARs$ across different windows, especially if they showed different behavior. In both cases, the null hypothesis indicates that both AAR and CAR are equal to zero, which shows that there are no significant shareholder wealth changes.

Finally, we applied instrumental variable (IV) regression to each stage and to the full process. From this regression, we focused on the effects of ownership structure, capital structure and growth opportunities on stock price reactions. The empirical model is:

$$\begin{aligned} CAR_{is} = & \beta_0 + \beta_1 P1_{is} + \beta_2 P5_{is} + \beta_3 GO_{is} + \beta_4 GO_{is}^2 + \beta_5 LEV_{is} + \beta_6 LEV_{is}^2 \\ & + \beta_7 AC_{is} + \beta_8 FD_{is} + \beta_9 SIZE_{is} + \beta_{10} ROA_{is} + \beta_{11} TANG_{is} + \beta_{12} IS_{is} \\ & + \beta_{13} SLIQ_{is} + \delta_0 DSector_i + \delta_1 DTime + \delta_2 DStage + \varepsilon_{is} \end{aligned} \quad (6)$$

Where CAR_{is} is the CAR associated with issuances developed by firm i in stage s . This measure was calculated in order to obtain one observation per stage during the event and another for the whole process. Each observation was matched with quarterly data for issuing firms in order to estimate regression (6). Within the control variables, $P1$ is controller-shareholder ownership, $P5$ is minority-shareholder ownership, GO represents the growth opportunities measured by Tobin's Q , LEV is the firm's capital structure, AC represents agency costs, FD is the financial deficit, $SIZE$ indicates firm size, ROA measures firm profitability, $TANG$ is asset tangibility, IS is issuance size and $SLIQ$ represents the stock liquidity. Note that GO^2 and LEV^2 measure the potential non-linear effect of growth opportunities and debt level on stock price reactions, respectively. We used robust variances to correct for heteroskedasticity patterns. In addition, dummy variables were included to control the differences across economic sectors ($DSector$), respective emission trimester ($DTime$) and stage of analysis ($DStage$). The IV estimator was used due to the endogeneity problem between stock market reaction, measured through CAR_{is} , and issuance size. According to [Myers and Majluf \(1984\)](#) and [Baker and Wurgler \(2002\)](#), the equity (debt) issuance depends on stock prices, in this case on CAR . To correct this endogeneity problem we used the financial expense ratio, defined as operational income to financial expense ratio, and current liquidity, expressed as current assets to current liability ratio. These instruments are correlated with issuance size, but not with CAR . Finally, we used the Sargan test to evaluate the instrumental overidentification of the models.

4. Empirical results

4.1. Statistical analysis of debt and equity issuances in Chile

Table 2 presents information on corporate bond issuances registered by firms between 1990 and 2013. The total number of events associated with debt issuances corresponds to 319 authorized, issued and completed records. Bonds denominated in Unidad de Fomento (hereafter referred to as U.F.) represent 91.90% of corporate bond issuances in Chile, followed by issuances denominated in US dollars (5.33%) and Chilean pesos (3.76%). During the nineties, most issuances were denominated in U.F. due to the high inflation rates that characterized this period. Issuances denominated in pesos

became recurrent during periods of lower inflation. This context is associated with the reduction in U.F. bond rates from 6.93% in the late 1990s to 3.97% in 2013.

On average, corporate bond maturity was 10.36 years. Debt denominated in U.F. had an average maturity of 15.90 years, while issuances denominated in dollars and pesos do not exceed 10 years. Corporate bond issuances had specific motivations. 55.49% of bond issuances were made to replace existing liabilities and 30.72% were made to finance new investments. Substitutions for foreign currency liabilities (6.27%) and short/medium-term liabilities (5.64%) were less common motivations. Finally, we did not observe a clear pattern regarding the volume and number of bond issuances.

Table 2. Corporate debt issuances in Chile, 1990-2013

Year	Unit	Registered Amount (thousands)	Average issue rate	Average maturity	Reason for issuance						Total Issues
					SSM	GP	FI	OF	SLF	LR	
1990	U.F.	4950	6.84	16.40	4	0	1	0	0	0	5
1991	U.F.	7175	6.50	14.25	2	0	2	0	4	0	8
1992	U.F.	1950	6.25	17.00	1	0	1	0	0	0	2
1993	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1994	U.F.	5300	6.17	13.33	2	0	4	0	0	0	6
1995	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1996	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1997	US\$	ND	6.00	9.00	0	0	0	6	0	0	6
1998	U.F.	2200	6.75	16.50	0	0	2	0	0	0	2
1999	US\$ (*)	100000	Libor+1.5	6	0	0	0	0	0	2	2
	U.F.	18500	6.93	22.29	0	0	5	0	0	2	7
2000	U.F.	22056	7.15	16.94	2	0	4	5	0	6	17
2001	U.F.	36830	6.18	12.56	3	0	4	2	0	7	16
	US\$	100000	8.00	5.00	0	0	0	0	0	3	3
2002	U.F.	44608	5.86	15.76	4	0	0	0	0	4	8
2003	U.F.	61300	5.08	12.25	0	0	2	0	0	12	14
2004	U.F.	24650	4.41	15.56	0	0	0	0	0	7	7
2005	U.F.	85250	3.56	15.29	0	0	4	0	0	22	26
2006	U.F.	49600	3.92	18.46	0	0	0	2	0	10	12
2007	U.F.	76800	3.55	15.53	0	0	7	3	0	10	20
	US\$	600000		20.00	0	0	2	0	0	0	2
2008	U.F.	149300	4.01	16.34	0	0	20	2	0	15	37
	US\$ (*)	565680	Libor +2.53	8.33	0	0	2	0	0	1	3
	\$	74800000	7.50	5.00	0	0	0	0	0	1	1
2009	U.F.	138500	4.11	14.93	0	0	14	0	0	18	32
	US\$	196000	8.00	10.00	0	0	1	0	0	0	1
	\$	383740000	6.40	5.40	0	0	3	0	0	2	5
2010	\$	106030000	7.13	5.00	0	0	0	0	0	2	2
	U.F.	43000	5.92	15.80	0	0	5	0	0	10	15
2011	U.F.	41800	3.74	15.73	0	0	7	0	0	8	15
2012	U.F.	99050	4.02	18.12	0	0	7	0	0	19	26
	\$	101200000	6.50	6.00	0	0	1	0	0	1	2
2013	U.F.	30300	3.97	15.07	0	2	0	0	0	13	15
	\$	96300000	6.50	6.00	0	0	0	0	0	2	2

Year	Unit	Registered Amount (thousands)	Average issue rate	Average maturity	Reason for issuance						Total Issues
					SSM	GP	FI	OF	SLF	LR	
1990-2013	U.F	47156	5.25	15.90	18	2	89	14	4	163	290
	US\$	312336	7.33	9.72	0	0	5	6	0	6	17
	\$	152414000	6.81	5.48	0	0	4	0	0	8	12

(*) It includes corrections for issuances at the Libor rate of 180 days. (N/A) indicates information not available. (**) Issuances proposed: substitution of short-medium term liabilities (SSM), general purposes (GP), financing investment (FI), company-owned financing (OF), substitution of local currency and foreign liabilities (SLF) and liability replacement (LR). Source: own elaboration

Table 3 shows the equity issuances summary across 172 events. Equity issuances fluctuated between 0.77% and 284.65% of firms' capital, with an average of 54.61%. Regardless of the number of stocks issued, there was no clearly defined pattern in issuance size. However, the largest number of issuances was concentrated in the periods 1997-1998 and 2008-2009, which coincided with the Asian and Subprime crises respectively. It should be noted that 73.62% of the issuances were issued by manufacturing firms, followed by real estate, banking and financial service sector firms.

Table 3. Equity issuances in Chile, 1990-2013

Years	Issued capital (M\$)	Factor	Stocks subscribed (Thousands)	Amount (M\$)	Total Issue
1990	-	-	-	-	0
1991	6.961.962	0,0077	53.263	1.288.969	1
1992	1.317.005	0,1197	131.703	79.156.498	5
1993	7.081.055	0,2467	963.497	279.241.022	9
1994	15.610.423	0,1896	954.192	159.878.113	4
1995	19.610.936	0,2513	4.525.975	359.514.639	14
1996	27.268.990	2,8465	25.245.676	133.944.627.888	9
1997	22.255.806	0,1966	4.336.872	529.058.991	11
1998	2.619.395	0,2407	529.153	249.582.203	9
1999	22.911.895	0,3618	5.412.243	304.612.240	11
2000	28.914.569	0,3635	7.645.426	678.063.590	7
2001	8.843.029	0,1396	821.778	48.239.850	2
2002	9.812.098	2,1460	3.346.883	88.148.863	3
2003	39.904.270	2,6301	32.130.491	1.853.215.351	5
2004	15.110.738	0,2201	2.838.219	490.423.690	7
2005	37.353.382	0,2755	4.931.481	762.795.945	7
2006	2.971.932	0,2465	437.730	95.836.208	4
2007	22.503.970	0,0969	1.719.906	534.316.933	9
2008	34.298.179	0,2249	4.747.946	770.567.022	9
2009	20.690.392	0,2496	6.822.770	475.091.945	12
2010	11.968.903	0,2612	3.661.224	20.337.657.183	7
2011	37.657.441	0,3382	10.747.355	1.371.807.825	11
2012	5.796.339	0,6691	1.804.052	1.103.962.191	6
2013	69.102.084	0,2387	26.710.725	171.488.009.664	10
Mean 1990-2013	20.459.339	0,5461	6.550.135	14.609.326.723	7,17
Total 1990-2013	470.564.793	-	150.653.100	336.014.514.635	172

Source: Own elaboration

4.2. Stock market reaction and shareholder wealth changes

Table 4 shows the event analysis results. These results consider 172 and 319 events, associated with equity and bond issuances respectively. Corporate bonds and equity issuances generated significant stock price reactions, and therefore relevant shareholder wealth changes. Corporate debt issuances caused an abnormal increase of 2.43% on stock prices, which was higher than 0.92% experienced in equity issuances. According to previous studies, these results show that information asymmetry content is potentially greater in equity issuances (Myers and Majluf, 1984; Mikkelsen and Partch, 1986; Asquith and Mullins, 1986; Masulis and Korwar, 1986; Leal and Amaral, 2000; De Medeiros and Matsumoto, 2005). Finally, these results support hypothesis H1.

Changes in shareholder wealth showed similar patterns in both kinds of issuances. The pre-announcement and post-announcement periods showed positive AARs and CARs. These facts materialized mainly during the period prior to issuances (post-announcement). Despite this, equity issuances did not significantly affect stock prices during the pre-announcement period. Debt issuances generated an accumulated abnormal return of 0.89%. This result is evidence that, in Chile, debt issuances are a signaling mechanism that transmits information to the markets prior to FMC authorization.

Table 4. t-tests for market reactions/shareholder wealth, percentage

Stage at analysis window	Financing policy event							
	Debt issue				Equity issue			
	AAR	t-statistics	CAR	t-statistics	AAR	t-statistics	CAR	t-statistics
Pre-announcement	0.889	(1.92)*	0.889	(1.84)*	0.360	(0.43)	0.360	(0.74)
Announcement	-0.772	(-1.69)*	0.117	(0.94)	-0.480	(-0.75)	-0.120	(-0.27)
Post-announcement	3.156	(5.42)***	3.273	(3.85)***	2.234	(4.27)***	2.114	(3.77)***
Issuance	-0.945	(-1.89)*	2.328	(2.97)***	-0.778	(-1.85)*	1.336	(2.36)**
Post-issuance	0.102	(1.03)	2.430	(2.67)***	-0.415	(-0.91)	0.921	(1.99)**

Superscripts ***, **, * indicate statistical significance at 1, 5, and 10 percent, respectively.
Source: Own elaboration.

The AAR and CAR figures were generated mainly in the post-announcement period. This also supports the occurrence of significant shareholder wealth changes. CARs on debt and equity issuances were 3.27% and 2.11%, respectively. These results are consistent with international empirical evidence (Mikkelsen and Partch, 1986; Asquith and Mullins, 1986; Masulis and Korwar, 1986; Healy and Palepu, 1990; Eckbo and Masulis, 1992; Mitto, 1996; Burton et al., 2000; Welch, 2004; De Medeiros and Matsumoto, 2005; Chen and Shehu, 2009; Liu et al., 2016).

The announcement and issuance periods were characterized by negative AARs. During the announcement period, debt issuances generated a significant AAR equal to -0.77%, while equity issuances generated a non-significant AAR of -0.48%. The fall experienced during the issuance period was comparatively greater than that experienced during the announcement period. Both debt and equity issuances generated negative and significant AARs equal to -0.94% and -0.77%, respectively. These results suggest that downward adjustments in stock prices occurring during the issuance period reduce information asymmetry more than those occurring during the announcement period. Finally, positive AARs generated between the announcement and the issuance periods support the positive CARs for all processes.

4.3. What factors can explain shareholder wealth changes?

Table 5 presents a statistical analysis of the variables. Chilean firms have high ownership concentration, where controlling shareholders own on average 61.64% of company shares. This characteristic is common in civil law countries like Chile, where weak legal protections for investor rights motivates controllers to concentrate ownership as a way to protect their investments. The fifth-largest shareholders only concentrate 3.38%. Due to the weak legal protections that the Chilean market offers its investors, it is probable that discretionary decisions by controllers could serve to expropriate wealth from these shareholders.

Other average results showed that asset turnover for firms was 0.66, while 58.93% of the assets corresponded to long-term investments (tangibility). Regarding firm performance, the results indicated that the average return on assets was 14.39%, which is consistent with future growth opportunities described by Tobin's Q equal to 7.70.

Table 5. Summary statistics for Chilean firm

Variables		Mean	S.D.
A. Ownership structure			
P1	Controlling-shareholder share (%)	61.64	29.56
P5	Minority-shareholder share (%)	3.38	2.82
B. Leverage and growth opportunities			
GOQ	Tobin's Q	7.70	15.09
LEV	Leverage (%)	62.73	35.51
C. Others control variables			
AC	Agency costs	0.66	0.35
FD	Financial deficit (billions pesos)	9.2	27.59
SIZE	Firm size (billions pesos)	499.78	556.35
ROA	Firm profitability (%)	14.39	21.46
TANG	Asset tangibility (%)	58.93	74.21
BIS	Bonds issue (billions pesos)	17576.84	14857.32
EIS	Equity issue (billions pesos)	14609.33	16282.34
SLIQ	Stock liquidity (%)	4.02	23.49

Source: Own elaboration.

On average, funding requirements amounted to \$9.2 billion. In general, the firms financed their investments and/or their financial needs mostly through debt. The total debt to total assets ratio was 62.73% on average. This could be related to the fact that bond issuances are greater than equity issuances.

Tables 6 and 7 present the results of model (6) for corporate debt and equity issuances, respectively. In both cases, the Hausman test indicates that the OLS estimator is biased due to an endogeneity problem caused by the size of issuance. In all cases, the IV estimator is better than OLS. The Sargan test indicates that the models are overidentified and the instruments used are exogenous.

Table 6 shows that some control variables have the expected effects, mainly in the pre-announcement and post-announcement periods. According to Table 6, variables such as firm size (SIZE), returns on

assets (ROA), asset tangibility (TANG) and financial deficits (FD) had a positive and significant effect on stock price reactions. The results indicate that markets react favorably to debt issuance when firms are large, profitable and have investments in long-term assets. Regarding the effect of financial deficits (FD), the positive relationship observed suggests that the market associates less information asymmetry content to debt issuances (Myers and Majluf, 1984). Bond issue size (BIS) had a significant negative effect. Asset turnover ratio, as an agency costs (AC) inverse measure, had a significant and negative effect on stock price reactions. When firms have higher agency costs, their stock prices react positively because the debt issued is perceived as a control means on agency conflicts (Jensen, 1986; Ang et al., 2000). Finally, stock liquidity (SLIQ) variables had a positive and significant impact on CAR. This result suggests that higher quoted spread (lower stock liquidity) generates a positive reaction on stock prices for corporate debt issuances (Lipson and Mortal, 2009).

Ownership structure had a significant effect on stock price reactions. Controlling shareholder ownership (P1) had a negative and significant effect, which supports hypothesis H3a. These findings suggest that when firms issue debt, the market perceives debt as a substitute means of control in relation to the monitoring role of ownership concentration (Jensen and Meckling, 1976; Demsetz and Lehn, 1985; Jensen, 1986; Chong and López de Silanes, 2007; Céspedes et al., 2010). On the other hand, minority shareholder ownership (P5) had a positive but not significant effect on stock price reactions. This result contradicts hypothesis H3b. Thus, there is no significant evidence to support the hypothesis that stock price reactions can be explained by the complementary relationship between debt issued and minority shareholder ownership.

Table 6. 2SLS regression model for shareholder wealth changes during debt issuance processes

Explanatory variables	Dependent variable: Stock price reaction/shareholder wealth changes measured by CAR					
	Stage at analysis window					Full process
	Pre-announcement	Announcement	Post-announcement	Issue	Post-Issue	
Constant	0.0112 (0.48)	0.0551*** (3.27)	0.0055 (0.41)	0.0791*** (3.88)	0.0632** (2.27)	0.1119*** (2.81)
Ownership structure						
Controller-shareholder	-0.0104*** (-3.09)	0.0003 (0.91)	-0.0244*** (-3.39)	-0.0083*** (-2.92)	0.0095*** (3.13)	-0.0322*** (-2.64)
Minority-shareholder	0.0060** (2.04)	0.0007 (0.66)	0.0108** (2.47)	-0.0142*** (-3.18)	0.0051 (0.89)	0.0010 (0.45)
Leverage and growth opportunities						
Tobin's Q	0.0084*** (3.49)	-0.0007 (-0.29)	0.0110*** (3.06)	-0.0023** (-2.01)	0.0072*** (3.19)	0.0238*** (3.41)
Tobin's Q squared	-0.0006*** (-2.67)	-0.0001 (-0.51)	-0.0009*** (-3.15)	-0.0002 (-0.74)	-0.0006** (-2.51)	-0.0023*** (-2.89)
Leverage	0.0248*** (3.11)	0.0019 (1.08)	0.0181*** (3.45)	-0.0104** (-1.98)	0.0132*** (2.73)	0.0441*** (2.99)
Leverage squared	-0.0021*** (-2.91)	0.0001 (0.45)	-0.0019** (-2.56)	0.0007 (0.99)	-0.0022** (-2.49)	-0.0051*** (-2.77)
Other control variables						
Agency costs	-0.0223** (-1.97)	0.0052 (0.88)	-0.0321** (-2.53)	0.0023 (0.54)	-0.0211** (-2.03)	-0.0465** (-2.48)

Explanatory variables	Dependent variable: Stock price reaction/shareholder wealth changes measured by CAR					
	Stage at analysis window					Full process
	Pre-announcement	Announcement	Post-announcement	Issue	Post-Issue	
Financial deficit	0.0191** (2.16)	-0.0084 (-0.93)	0.0283*** (3.11)	-0.0052 (-0.28)	0.0162* (1.79)	0.0458*** (2.61)
Firm size	0.0053** (2.10)	-0.0011 (-0.59)	0.0047* (1.71)	0.0024 (1.27)	0.0013 (0.82)	0.0072** (1.98)
Firm profitability	0.0004 (0.33)	-0.0013 (-0.65)	0.0302** (2.51)	0.0011 (1.03)	0.0113* (1.69)	0.0195** (2.29)
Asset tangibility	0.0169** (2.31)	-0.0022 (-0.47)	0.0227** (2.44)	0.0010 (0.26)	0.0056 (0.49)	0.0376** (2.21)
Issue size	-0.0058 (-0.95)	-0.0889*** (-3.14)	0.0121 (1.14)	0.0033 (0.51)	0.0017 (0.36)	-0.0357** (-2.03)
Stock liquidity	0.0357*** (3.18)	0.0028 (1.12)	0.0211*** (2.75)	0.0039 (1.03)	0.0015 (0.89)	0.0392*** (2.67)
Adjusted R-squared	0.39	0.21	0.43	0.31	0.29	0.41
Global F-test	(51.21)***	(48.57)***	(60.58)***	(46.19)***	(55.10)***	(49.35)***
White test	(21.42)***	(26.02)***	(19.49)***	(27.36)***	(20.35)***	(16.98)***
Hausman test	(28.39)***	(35.23)***	(38.01)***	(30.22)***	(37.75)***	(32.06)***
Sargan test	(46.01)	(40.93)	(37.56)	(39.61)	(41.35)	(36.19)
Sector dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Time dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Stage dummy	No	No	No	No	No	Yes
Robust variance	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	319	319	319	319	319	1595

Superscripts ***, **, * indicate statistical significance at 1, 5, and 10 percent, respectively.

Source: Own elaboration.

According to previous studies, growth opportunities (GO) had a positive and significant effect on stock price reactions (Myers and Majluf, 1984; Ambarish et al., 1987; Dierkens, 1991; Pilotte, 1992; Denis, 1994; Burton et al., 2000; Quynh-Nhu, 2009). This suggests that the growth opportunities of Chilean firms offer high return that offsets information asymmetry costs. In addition, growth opportunities have a non-linear effect, which supports hypothesis H₄ for debt issuances. Thus, when firms' bond issuers have considerable growth opportunities, stock price reactions become negative because the stock market perceives that growth opportunities are overvalued and have high information asymmetry content (Smith and Watts, 1992; Gombola et al., 1998).

Capital structure (LEV) had a positive and significant effect on stock price reactions, and therefore on shareholder wealth changes. Such an impact reveals that the stock market considers marginal debt as a control means on agency conflicts (Cai and Zhang, 2011). In addition, corporate debt has a non-linear effect on stock price reactions. This supports hypothesis H₅. Therefore, when firms issue bonds, the initial positive effect on stock price reactions is reversed. This second effect is observable in firms with high leverage. For this reason, the market perceives that additional debt increases bankruptcy risk and debt agency costs.

Table 7 shows the model (6) results for stock price reactions during equity issuances. Variables such as firm size, firm profitability, asset tangibility and issuance size had similar effects to those described in Table 6. The asset turnover ratio showed a significant and positive effect. This suggests that higher agency costs have a negative effect on stock price because capital diffusion is attributed to higher agency conflicts. The financial deficit variable had a significant and negative effect, which indicates that capital issuances have higher information asymmetry. Finally, the stock liquidity (SLIQ) variable had a negative and significant impact on CAR. This result suggests that a higher quoted spread (lower stock liquidity) generates a negative reaction in stock prices for equity issuance (Lipson and Mortal, 2009).

Table 7. 2SLS regression model for shareholder wealth changes during equity issuance process

Explanatory variables	Dependent variable: Stock price reaction/shareholder wealth changes measured by CAR					
	Stage at analysis window					Full process
	Pre-announcement	Announcement	Post-announcement	Issuance	Post-Issue	
Constant	0.0107 (0.57)	0.0321*** (3.75)	0.0006 (1.08)	0.0622*** (2.69)	0.0712*** (3.27)	0.0952*** (3.56)
Ownership structure						
Controller-shareholder	0.0127*** (3.26)	0.0002 (0.58)	0.0219*** (3.69)	-0.0029 (-1.60)	0.0113** (1.97)	0.0246*** (3.13)
Minority-shareholder	-0.0094** (-2.08)	-0.0001 (-0.31)	-0.0157*** (-3.15)	0.0033 (1.29)	0.0048 (1.38)	-0.0135*** (-2.79)
Leverage and growth opportunities						
Tobin's Q	0.0111*** (3.14)	-0.0010 (-0.52)	0.0156*** (3.69)	0.0077** (1.99)	0.0025 (0.83)	0.0127*** (4.24)
Tobin's Q squared	-0.0009** (-2.47)	-0.0003 (-1.51)	-0.0012*** (-3.29)	-0.0007** (-2.23)	-0.0003 (-0.86)	-0.0012*** (-3.34)
Leverage	-0.0212*** (-3.21)	0.0007 (0.43)	-0.0213*** (-3.14)	-0.0098** (-1.99)	-0.0029 (-1.01)	-0.0197*** (-3.71)
Leverage squared	0.0020* (1.95)	0.0003 (0.24)	0.0019** (2.33)	0.0006 (0.57)	-0.0013 (1.12)	0.0028** (2.11)
Other control variables						
Agency costs	0.0353*** (3.59)	0.0002 (0.22)	0.0429*** (4.47)	0.0001 (0.26)	0.0017 (1.36)	0.0459*** (4.66)
Financial deficit	-0.0135*** (-3.28)	-0.0029 (-0.72)	-0.0184*** (-2.83)	-0.0106** (-2.11)	0.0013 (0.64)	-0.0198*** (-2.91)
Firm size	0.0008 (1.05)	0.0064 (1.37)	0.0005 (0.39)	0.0003 (0.55)	0.0009 (0.81)	0.0017 (0.62)
Firm profitability	0.0125 (0.69)	0.0019 (0.31)	0.0505** (2.47)	0.0102 (0.75)	0.0017 (0.27)	0.0311** (2.55)
Asset tangibility	0.0296*** (3.48)	0.0024 (0.43)	0.0159 (1.18)	0.0054 (0.86)	0.0081 (1.03)	0.0247* (1.86)
Issue size	-0.0127** (-2.15)	0.0011 (0.68)	-0.0245*** (-2.74)	0.0051 (0.54)	0.0055 (0.91)	-0.0201*** (-3.02)
Stock liquidity	-0.0496*** (-3.21)	-0.0098 (-0.73)	-0.0291*** (-2.77)	-0.0163 (-1.48)	-0.0116 (-1.09)	-0.0417*** (-3.36)

Explanatory variables	Dependent variable: Stock price reaction/shareholder wealth changes measured by CAR					
	Stage at analysis window					Full process
	Pre-announcement	Announcement	Post-announcement	Issuance	Post-Issue	
Adjusted R-squared	0.49	0.33	0.47	0.37	0.35	0.51
Global F-test	(55.26)***	(48.94)***	(60.13)***	(49.15)***	(40.24)***	(56.37)***
White test	(29.47)***	(32.58)***	(27.04)***	(35.29)***	(30.18)***	(28.16)***
Hausman test	(23.90)***	(29.02)***	(27.46)***	(33.07)***	(29.62)***	(25.08)***
Sargan test	(39.27)	(42.51)	(50.73)	(44.95)	(41.34)	(40.04)
Sector dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Time dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Stage dummy	No	No	No	No	No	Yes
Robust variance	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	172	172	172	172	172	860

Superscripts ***, **, * indicate statistical significance at 1, 5, and 10 percent, respectively.

Source: Own elaboration.

Ownership structure effects were statistically significant. Controlling shareholder ownership (P1) had a positive effect on stock price reactions when firms issue equity, while minority shareholder ownership (P5) had a negative effect. These results support hypotheses H2a and H2b respectively. The positive effect of controlling-shareholder ownership suggests that the market associates equity issuance with an increasing probability that current controllers will acquire the stocks issued. This implies improved corporate performance and decreased risk ([Armitage, 2002](#); [Barnes and Walker, 2006](#)). In addition, the negative effect of minority shareholder ownership is a reflection of wealth expropriation opportunities ([Liu et al., 2016](#)).

Growth opportunities had a positive and non-linear effect on stock price reactions, which supports hypothesis H4. As in bond issuances, growth opportunities had an effect that offset information asymmetry costs. However, greater growth opportunities contain a higher degree of information asymmetry, which can lead to the overvaluation of a firm.

Finally, corporate debt also had significant effects on stock price reactions. The negative impact of this variable indicates that equity issuances have greater information asymmetry than other financing sources. However, debt's non-linear effect suggests that when the firm's financial leverage is high, equity issuances have a positive impact on stock price reactions because additional equity mitigates bankruptcy risks and debt agency costs. This corroborates hypothesis H5.

5. Conclusions and discussion

The analysis of capital structure in Latin American (and particularly Chilean) firms has become more relevant in recent years. Capital structure changes, whether due to debt or equity issuances, can lead to significant changes in stock prices, and therefore redistribute shareholder wealth. An extensive literature review reveals that when firms issue debt or equity, stock prices experience positive abnormal returns mainly during the pre-announcement and post-announcement periods. This stock price reaction is sufficient to compensate for the negative abnormal returns that occur during the announcement and issuance periods.

In Chile, few studies have been conducted in this field, and those that have been conducted generally endorse the results described by international evidence. This paper contributes to empirical evidence for emerging markets, and especially for the Chilean market, in two respects. First, we conclude that capital structure changes generate a significant stock price reaction. Our research indicates that debt issuances generated 2.43% abnormal returns and equity issuances generated 0.92%. In contrast to previous studies, which have tended to state that this reaction is generated during the pre-announcement period, our results show that this positive stock price reaction is more significant during the period preceding issuance. According to regulations established by the FMC, our results also show that the information transmitted by firms prior to capital structure changes does not generate significant changes in stock price. Only debt issuances generated a 0.89% abnormal return during the pre-announcement period. This indicates that debt issuances are a signaling means for the stock market. This first result is relevant for firms, investors and policymakers. For firms this result implies that capital structure changes can generate shareholder wealth changes, while for investors this result may contribute to the improvement of investment decision-making. For policymakers this result provides them with a guide to design financial policies aimed at improving the securities issuance processes.

Some studies have indicated that stock price reactions depend on firms' specific characteristics, but there is little clear consensus on this point. As a secondary contribution of this article, our results show that stock price reactions are affected by firms' ownership structure, growth opportunities and leverage. Controlling-shareholder ownership negatively affects stock price reactions when debt is issued, but positively affects them when equity is issued. These results indicate that, for companies with concentrated ownership, the market perceives debt issuances as a substitute means of control in relation to controllers' monitoring role. The positive reaction observed during equity issuances shows that the market associates ownership concentration by controlling shareholders with greater control and corporate performance. On the other hand, minority-shareholder ownership had a negative and significant effect on stock price reactions. This impact was only observed during equity issuances. This indicates that equity dilution is associated with greater agency conflicts between non-controlling and controlling shareholders. Therefore, this last result also illustrates that equity issuances are a means of wealth expropriation because a reduction in minority-shareholder ownership had a positive effect on market reaction. These results are relevant for firms because they reveal that the market interprets their ownership structure in a differentiated way. In addition, this is particularly relevant for Chile due its weak legal protections for investors' rights.

Growth opportunities also had significant effects on stock price reactions during issuance processes. Future growth opportunities of issuing firms had a positive and non-linear effect on shareholder wealth changes. According to [Myers and Majluf \(1984\)](#), this reaction implies that growth opportunities are positively valued by markets and offset information asymmetry costs. Nonetheless, the non-linear relationship (inverted-U) suggests that, when firms have greater growth opportunities, the market associates capital structure changes with the overvaluation of these opportunities, and therefore with higher information asymmetry in issued securities.

The effects of debt on shareholder wealth changes vary according to the kind of issuance. Debt had a positive effect on stock price reactions when firms issued corporate bonds, while it had a negative effect when firms issued equity. Our results show that the market assesses the financial risks of issuances. Thus, the market interprets marginal debt as a means of external control capable of increasing firm performance and mitigating agency costs. In any case, the non-linear effects of debt

show that when debt is high, previous impacts are reversed. For the market, additional debt increases the firm's risk, while equity issuances would constitute a control that reduces this risk. These results are relevant for investors because they may help to guide their investment decisions. The findings may also be of use to firms, helping them to infer the market reaction to securities issuance processes according to their specific characteristics, such as growth opportunities and leverage.

Future studies should analyze the effects of the adoption of the OECD corporate governance practices on stock price reaction, and their role in controlling wealth expropriation.

References

- Ambarish, R., John, K. & Williams, L. (1987). Efficient Signaling with Dividends and Investments. *The Journal of Finance*, 42(2), 321-344. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1987.tb02570.x>
- Ang, J., Cole, R. & Lin, J. (2000). Agency costs and ownership structure. *The Journal of Finance*, 55(1), 81-106. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00201>
- Armitage, S. (2002). Do Underwriters Certify Value? Evidence from UK Rights Issues and Open Offers. *Journal of Business Finance & Accounting*, 29(9-10), 1239-1273. <https://doi.org/10.1111/1468-5957.00468>
- Armitage, S. (2010). Block Buying and Choice of Issue Method in UK Seasoned Equity Offers. *Journal of Business Finance & Accounting*, 37(3-4), 422-447. <https://doi.org/10.1111/j.1468-5957.2010.02188.x>
- Asquith, P. & Mullins, D. (1986). Equity issues and offering dilution. *Journal of Financial Economics*, 15(1-2), 61-89. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(86\)90050-4](https://doi.org/10.1016/0304-405X(86)90050-4)
- Baker, M. & Wurgler, J. (2002). Market timing and capital structure. *The Journal of Finance*, 57(1), 1-32. <https://doi.org/10.1111/1540-6261.00414>
- Barnes, E. & Walker, M. (2006). The Seasoned-Equity Issues of UK Firms: Market Reaction and Issuance Method Choice. *Journal of Business Finance & Accounting*, 33(1-2), 45-78. <https://doi.org/10.1111/j.1468-5957.2006.01354.x>
- Bayless, S. & Chaplinsky, M. (1996). Is there a window of opportunity for seasoned equity issuance? *The Journal of Finance*, 51(1), 253-278. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1996.tb05209.x>
- Brown, S. & Warner, J. (1985). Using Daily Stock Returns: The Case of Event Studies. *Journal of Financial Economics*, 14(1), 3-31. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(85\)90042-X](https://doi.org/10.1016/0304-405X(85)90042-X)
- Burton, B., Lonie, A. & Power, D. (2000). The impact of corporate growth opportunities on the market response to new equity announcement. *Applied Financial Economics*, 10(1), 27-36. <https://doi.org/10.1080/096031000331897>
- Cai, J. & Zhang, Z. (2011). Leverage Change, Debt Overhang and Stock Prices. *Journal of Corporate Finance*, 17(3), 391-402. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2010.12.003>
- Castillo, A. (2004). The announcement effect of bond and equity issues: evidence from Chile. *Estudios de Economía*, 31(2), 177-205.
- Céspedes, J., González, M. & Molina, C. (2010). Ownership and capital structure in Latin America. *Journal of Business Research*, 63(3), 248-254. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2009.03.010>
- Chen, P. & Shehu, E. (2009). Stock Price Reaction to Announcements of Capital Structure Changes—from an Industry Leverage Ratio Perspective. Sweden: Lund University.
- Chong, A. & López de Silanes, F. (2007). Corporate governance in Latin America. *Inter-America Development Bank Working Paper N.º 591*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1820067>
- Chung, K., Wright, P. & Charoenwong, C. (1998). Investment opportunities and market reaction to capital expenditure decision. *Journal of Banking & Finance*, 22(1), 41-60. [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(97\)00021-6](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(97)00021-6)
- Cooney, J. & Kalay, A. (1993). Positive Information from Equity Issue Announcement. *Journal of Financial Economics*, 33(2), 149-172. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(93\)90002-S](https://doi.org/10.1016/0304-405X(93)90002-S)
- Corrado, C. (1989). A Nonparametric Test for Abnormal Security-Price Performance in Event Studies. *Journal of Financial Economics*, 23(2), 385-395. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(89\)90064-0](https://doi.org/10.1016/0304-405X(89)90064-0)
- Corrado, C. & Zivney, T. (1992). The Specification and Power of the Sign Test in Event Study Hypothesis Tests Using Daily Stock Returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27(3), 465-478. <https://doi.org/10.2307/2331331>
- De Medeiros, O. & Matsumoto, A. (2005). Brazilian market reaction to equity issue announcements. *Revista de Administração Contemporânea*, 9(2), 36-46. <https://doi.org/10.1590/S1415-6552005000600004>
- Demsetz, H. & Lehn, K. (1985). The structure of corporate ownership: Causes and consequences. *Journal of Political Economy*, 93(6), 1155-1177. <https://doi.org/10.1086/261354>

- Denis, D. (1994). Investment opportunities and the market reaction to equity offerings. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29(2), 159-177. <https://doi.org/10.2307/2331220>
- Dierkens, N. (1991). Information asymmetry and equity issues. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 26(2), 181-199. <https://doi.org/10.2307/2331264>
- Eckbo, B. & Masulis, R. (1992). Adverse selection and the rights offer paradox. *Journal of Financial Economics*, 32(3), 293-322. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(92\)90030-2](https://doi.org/10.1016/0304-405X(92)90030-2)
- Fleming, G., Heaney, R. & McCosker, R. (2005). Agency costs and ownership structure in Australia. *Pacific-Basin Finance Journal*, 13(1), 29-52. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2004.04.001>
- Gombola M., Lee, H. & Liu, F. (1998). Further Evidence on Insider Selling Prior to Seasoned Equity Offering Announcements: The Role of Growth Opportunities. *Journal of Business, Finance and Accounting*, 26(5-6), 621-649. <https://doi.org/10.1111/1468-5957.00269>
- Harris, M., & Raviv, A. (1990). Capital structure and the informational role of debt. *The Journal of Finance*, 45(2), 321-349. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1990.tb03693.x>
- Healy, P. & Palepu, K. (1990). Earnings and Risk Changes Surrounding Primary Stock Offers. *Journal of Accounting Research*, 28(1), pp. 25-48. <https://doi.org/10.2307/2491216>
- Jensen, M. (1986). Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *The American Economic Review*, 76(2), 323-329.
- Jensen, M. & Meckling, W. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 305-360. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(76\)90026-X](https://doi.org/10.1016/0304-405X(76)90026-X)
- Jensen, M., Crutchley, C. & Hudson, C. (1994). Market reaction to equity offer reasons: What information do managers reveal? *Journal of Economics & Finance*, 18(3), 313-329. <https://doi.org/10.1007/BF02920490>
- Leal, R., & Amaral, A. (2000). Um momento para o insider trading: o período anterior ao anúncio de uma emissão pública de ações. In Leal, R., Costa Jr. N., Lemgruber, E.F. (org). *Finanças Corporativas* (pp. 158-173). Coleção Coppead de Administração.
- Leland, H. & Pyle, D. (1977). Informational asymmetries, financial structure, and financial intermediation. *The Journal of Finance*, 32(2), 371-387. <https://doi.org/10.2307/2326770>
- Lipson, M. & Mortal, S. (2009). Liquidity and capital structure. *Journal of Financial Markets*, 12(4), 611-644. <https://doi.org/10.1016/j.finmar.2009.04.002>
- Liu, J., Akbar, S., Ali Shah, S., Zhang, D. & Pang, D. (2016). Market reaction to seasoned offerings in China. *Journal of Business Finance & Accounting*, 43(5-6), 597-653. <https://doi.org/10.1111/jbfa.12198>
- Lucas, D. & McDonald, R. (1990). Equity issues and stock price dynamics. *The Journal of Finance*, 45(4), 1019-1043. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1990.tb02425.x>
- MacKinlay, A. (1997). Event Studies in Economics and Finance. *Journal of Economic Literature*, 35(1), 13-39.
- Masulis, R. (1980). The effects of capital structure change on security prices: A study of exchange offers. *Journal of Financial Economics*, 8(2), pp. 139-178. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(80\)90015-X](https://doi.org/10.1016/0304-405X(80)90015-X)
- Masulis, R. & Korwar, A. (1986). Seasoned equity offerings: An empirical investigation. *Journal of Financial Economics*, 15(1-2), 91-118. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(86\)90051-6](https://doi.org/10.1016/0304-405X(86)90051-6)
- McLaughlin, R., Safieddine, A. & Vasudevan, G. (1998). The information content of corporate offerings of seasoned securities: an empirical analysis. *Financial Management*, 27(2), 31-45.
- Mikkelson, W. & Partch, M. (1986). Valuation effects of security offerings and the issuance process. *Journal of Financial Economics*, 15(1-2), 31-60. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(86\)90049-8](https://doi.org/10.1016/0304-405X(86)90049-8)
- Mitto, U. (1996). The Bad News Bearers. *Canadian Investment Review*, 7(4), 23-27.
- Modigliani, F. & Miller, M. (1958). The cost of capital, corporate finance, and theory of investment. *American Economic Review*, 48(3), 655-669.
- Modigliani, F. & Miller, M. (1963). Corporate income taxes and the cost of capital: A correction. *American Economic Review*, 53(3), 433-443.

- Myers, S. (1977). Determinants of corporate borrowing. *Journal of Financial Economics*, 5(2), 147-175. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(77\)90015-0](https://doi.org/10.1016/0304-405X(77)90015-0)
- Myers, S. & Majluf, N. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information the investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 13(2), 187-221. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(84\)90023-0](https://doi.org/10.1016/0304-405X(84)90023-0)
- Pilotte, E. (1992). Growth Opportunities and the Stock Price Response to New Financing. *The Journal of Business*, 65(3), 371-394. <https://doi.org/10.1086/296576>
- Quyhn-Nhu, D. (2009). Leverage, Growth Opportunities and Stock Price Response to New Financing. *International Journal of Business and Management*, 4(9), 35-49. <https://doi.org/10.5539/ijbm.v4n9p35>
- Rajan, R. & Zingales, L. (1995). What do we know about capital structure: some evidence from international data. *The Journal of Finance*, 50(5), 1421-1460. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1995.tb05184.x>
- Raymar, S. (1993). The Financing and Investment of a Levered Firm under Asymmetric Information. *The Journal of Financial Research*, 16(4), 321-336. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6803.1993.tb00151.x>
- Ross, S. (1977). The Determination of Financial Structure: The Incentive-Signalling Approach. *The Bell Journal of Economics*, 8(1), 23-40. <https://doi.org/10.2307/3003485>
- Saens, R. (1999). Premia in Emerging Market ADR Prices: Evidence from Chile. *Abante*, 2(1), 51-70.
- Smith, C., & Watts, R. (1992). The Investment Opportunities Set and Corporate Financing, Dividend and Compensation Policies. *Journal of Financial Economics*, 32(3), 263-292. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(92\)90029-W](https://doi.org/10.1016/0304-405X(92)90029-W)
- Vithessonthi, C. (2008a). The Short-Run Performance of Initial Public Offerings: An Empirical Study for Thailand. *The Business Review*, 9(2), 48-54.
- Vithessonthi, C. (2008b). What Explains Stock Market Reactions to Proposals to Increase the Authorized Common Stock? *Journal of International Finance and Economics*, 8(1), 126-136.
- Vithessonthi, C. (2008c). Stock Price Performance of Initial Public Offerings: The Thai Experience. *Journal of International Finance and Economics*, 8(2), 30-43.
- Welch, I. (2004). Capital Structure and Stock Returns. *Journal of Political Economy*, 112(1), 106-131. <https://doi.org/10.1086/379933>

Instructions for Authors

Aims and Scope

Ecos de Economía is an international journal of applied economics, with a particular interest in the quantitative analysis of economic, financial, and public policy issues and/or themes related to Latin America. Articles that include and analyze national data are particularly welcome, since these data are often unavailable to international researchers outside the region. The journal is not interested in manuscripts that are solely conceptual in nature.

Preferred and Acceptable Languages

Manuscripts in English are preferred, but manuscripts in Spanish are acceptable. Authors should be aware that articles in English have an international audience, while articles in Spanish have a regional audience. Communication with authors and reviews of manuscripts will proceed in the language in which the authors initially contact the journal and/or in the language used in the manuscript.

Publication Schedule

Ecos de Economía is published in June and December, but articles will be posted on-line shortly after acceptance.

Submission of a Manuscript Precludes Submission to Another Journal

Authors sending manuscripts to the journal must provide exclusive rights of publication to Ecos de Economía. As a consequence, submission to the journal precludes the authors from submitting the manuscript to any other journal for review until they are notified by Ecos de Economía that their manuscript is no longer under consideration for publication. Authors will be required to provide a copyright to the journal prior to publication.

Procedure for the Review of Submitted Manuscripts

The journal follows a two-part process to provide an efficient review of submitted manuscripts. The Editor-in-Chief, in consultation with the appropriate Associate Editor(s), first reviews the manuscript to determine whether it potentially could provide a valuable contribution to the applied economics literature. In making the initial decision he considers the pertinence of the topic, the validity of the analysis, and the quality of the presentation. If he finds the manuscript promising, he sends it to a referee in the appropriate field for a thorough, written review.

In the event that the Editor-in-Chief rejects the manuscript after the initial review, the corresponding author is notified of the decision and is not provided with a written review. If the manuscript is sent for a thorough review, this review will be provided to the authors regardless of the decision on publication following this review.

Acceptable Format for Submitted Manuscripts

Articles should be provided in electronic form in WORD or PDF and sent to journal's email address. If the article includes photos or graphics, they should be sufficiently clear to permit evaluation of the manuscript. Better quality photos or graphics may be required for publication. When the articles possess mathematical information and/or econometrics these should be done directly in letter Swis 721 LtCnBt, size 10.5 with the formulas solely in Word (Microsoft Editor in equations 3.0) to avoid problems of presentation. Tables should be with tabs and not have `insert table`. The article should not exceed 10,000 words, and shorter articles are preferred. Manuscripts should be provided in 1,5 spacing and in 12 point font. In special cases the editorial committee will accept initial manuscripts in a different format.

Each article should contain the following:

- A title in English. If the manuscript is in Spanish, a title in English must also be provided.
- An abstract in English of no more than 100 words describing the objective, methodology and principal conclusions. If the article is in Spanish, the abstract must be provided in Spanish and English.
- Key words (Spanish and English); minimum three, maximum five.
- JEL classification code(s); at least one
- Details of the author: name, academic level, email address and postal address, institutional affiliation (current institution of work, faculty, department, office, etc). If belonging to a research group, the name of the group should be noted.
- The article should contain at least five sections that include an introduction, the methodology, the results, the conclusions, and references. Articles presenting model results should consider including the relevant data in an appendix.

Quotes and References

Ecós de Economía adopts the APA 6ta. ed. system for quotations and references.

- Short textual quotes of 3 lines or more are incorporated in the text using quotation marks to indicate them. Longer textual quotes are separated from the text and tabbed from the left margin without need for quotation marks. In both cases, the source should be cited completely, eg. author, year and number of page (Ortiz, 1999, p.2). Quotes are eliminated from the foot of the page, except in using them as clarifying notes. At the end of the article are listed all bibliographical references used in alphabetical order.
- Paraphrases should contain only the author's name and year of publication (Ortiz, 1999).
- If the work has more than three authors, they are cited the first time with all the surnames, and thereafter with the surname of the first author only, followed by the phrase et al.

- If there are more than six authors, et al. is used from the first mention.
- At the end of the article should appear the bibliographical references (only those used inside the text). They are organised in alphabetical order while works by the same author are ordered chronologically using French indentation with double spacing.

Books

Surname, Name. (Year). Title. City: Editorial.

Capital of books or works of reference

Surname, N. & Surname, N. (Year). Title of chapter or entry. In Surname, N. (Ed.), Title of book. (pp.xx-xx). City: Editorial.

Books in electronic form

Surname, N. (Year). Title. Sourced from <http://www.xxxxxxxx.xxx>

Articles from printed journals

Surname, N. (Year). Title of article. Title of publication, volume (number), pp. xx-xx.

Articles from the Web

Surname, N. (Year). Title of article. Title of publication, volume (number), pp. xx-xx. Sourced from <http://www.xxxxxxxx.xxx>

Articles of daily publication, from the Web

Surname, N. (Year, day of the month). Title of article. Title of publication. Sourced from <http://www.xxxxxxxx.xxx>

Please submit papers online to: www.eafit.edu.co/ecos



Vigilada Mineducación