

¿Cuáles son los determinantes de la Estructura de Capital? Evidencia empírica desde Brasil.

José Augusto Rangel Barbosa

Facultad de Ciencias Económicas
Universidad de Buenos Aires

Tesis de Maestría en Economía
Diciembre 2010

RESUMEN

Este trabajo analiza los determinantes de la estructura de capital usando un panel con 157 empresas brasileñas listadas en la bolsa de valores de São Paulo (Bovespa) en el período de 1995-2009. Se testean modelos dinámicos de datos de panel (*Fixed Effects*, *Random Effects*, *one-step Difference GMM*, *one-step System GMM* y *two-step System GMM*) para un modelo de estructura de capital construido con cuatro variables independientes: rentabilidad, tangibilidad, tamaño de la compañía y riesgo. Se examina la importancia de las variables con relación al nivel de endeudamiento y los resultados indican que rentabilidad (-) presenta una relación negativa, tangibilidad (+) y tamaño (+), relación positiva, y riesgo, una relación que difiere dependiendo del tipo de modelo considerado. Los resultados obtenidos son robustos y las pruebas de robustez confirman la validez de todas las técnicas de estimación.

Clasificación JEL: C23, G32

Palabras clave: Estructura de capital, endeudamiento, modelos dinámicos de panel

Directores de tesis: Javier García Fronti y Luis Alberto Trajtenberg

Contacto del autor: josearb@al.insper.edu.br

Índice

1. Introducción	4
2. Estado del Arte	5
2.1. Franco Modigliani y Merton Miller (M&M).....	5
2.2. Teoría <i>Tradeoff</i>	6
2.3. Teoría <i>Pecking order</i>	8
2.4. Factores correlacionados con el endeudamiento.....	11
2.4.1. Endeudamiento (<i>leverage</i>), la variable dependiente	12
2.4.2. Rentabilidad	13
2.4.3. Tamaño	14
2.4.4. Tangibilidad	15
2.4.5. Riesgo	16
2.5. Controversias en la literatura	17
3. Metodología.....	19
3.1. Selección de la muestra	19
3.2. Hipótesis analizadas.....	21
3.3. Econometría	21
3.3.1. El modelo de regresión <i>one-way error component</i>	25
3.3.2. El modelo <i>Fixed effects</i>	25
3.3.3. El modelo <i>Random effects</i>	26
3.3.4. <i>Hausman test: Fixed effects vs. Random effects</i>	26
3.3.5. Panel dinámico: <i>Difference GMM</i> y <i>System GMM</i>	28
4. Resultados.....	31
4.1. Tabla de resultados.....	32
4.2. Pruebas de robustez	33
5. Análisis de coyuntura.....	34
6. Conclusión.....	38

7. Anexos	40
8. Referencias.....	42

Lista de tablas

1. Descripción de las variables dependientes e independientes	11
2. Evolución histórica del nivel de endeudamiento	12
3. Correlación entre las variables dependientes e independientes	40
4. Análisis descriptivo de las variables dependientes e independientes	40

Lista de gráficas

1. El <i>tradeoff</i> deuda vs <i>equity</i> y el valor de mercado de las compañías	7
2. Número de compañías por años de datos publicados	20
3. Estimaciones sesgadas - interceptos heterogéneos y pendientes homogéneas	23
4. Estimaciones sesgadas - interceptos y pendientes heterogéneos	24
5. Estimaciones sesgadas - <i>selectivity bias</i>	24
6. Indicadores económicos relevantes de Brasil	35
7. Relación entre volumen emitido de deuda y de acciones en Brasil	36
8. Comportamiento histórico de las variables dependientes e independientes	41

1. Introducción

Estudios acerca de la estructura de capital de empresas han sido ampliamente explorados en las últimas décadas; no obstante, la mayoría se concentra en países desarrollados debido al mayor número de empresas y datos históricos disponibles. En el caso de Brasil, en los últimos años, el aumento del número de IPOs (*initial public offering*) y el desarrollo del mercado de capitales corroboran la importancia de analizar la estructura de capital de sus empresas con el empleo de técnicas econométricas avanzadas.

Se aplican cinco modelos dinámicos de datos de panel: *Fixed Effects*, *Random Effects*, *one-step Difference GMM*, *one-step System GMM* y *two-step System GMM*. Se contemplan 157 empresas brasileñas no financieras listadas en la bolsa de valores de São Paulo (Bovespa) con al menos siete datos publicados entre 1995 y 2009. *Worldscope Datastream* de Thomson Reuters, una de las fuentes de datos más usadas por los estudios en Europa y EE.UU., es la elegida para este estudio.

Los modelos teóricos sobre estructura de capital tienen inicio en 1958 y 1963 con los clásicos de Franco Modigliani y Merton Miller (o "M&M") llamados "The Cost of Capital, Corporation Finance, and the Theory of Investment" y "Corporate Income Taxes and the Cost of Capital: A Correction". Los autores demuestran que bajo los supuestos de mercado perfecto de capitales, equivalencia de riesgo, ausencia de impuestos, cien por ciento de *pay-out* de dividendos y costo constante de capital, el valor de mercado de las compañías es independiente de su estructura de capital. Por lo tanto la estructura de capital es irrelevante.

Sin embargo, luego de estos trabajos precursores, surgieron otros importantes que adaptaron y/o modificaron los fuertes supuestos de M&M, como por ejemplo, las teorías *tradeoff* y *pecking order*. La teoría de estructura de capital *tradeoff* sintetiza que las empresas buscan encontrar la estructura óptima de capital donde el beneficio fiscal vía emisión de deuda iguala los costos relativos al aumento del endeudamiento, tal como el costo de quiebra. Por otro lado, la teoría *pecking order* surge de la problemática de asimetría de información en el mercado financiero, donde los gerentes corporativos poseen mejor información acerca de la salud financiera de las compañías que los inversores. Una de las diferencias más relevantes entre las dos teorías es acerca de los efectos de las variables analizadas por los modelos con relación al nivel de endeudamiento. Por ejemplo, la relación entre rentabilidad y nivel de endeudamiento para la teoría *tradeoff* es positiva, mientras que para la teoría *pecking order*, es negativa.

El objetivo principal de este trabajo es crear un modelo de estructura de capital y aplicar metodología econométrica avanzada para identificar los efectos de cuatro variables con relación al nivel

de endeudamiento para las empresas de Brasil, corroborando así algunos de los principales hallazgos de otros importantes estudios y también algunas de las hipótesis de las teorías *tradeoff* y *pecking order*.

El objetivo secundario es analizar la velocidad de ajuste hacia el nivel óptimo de endeudamiento y compararlo con datos encontrados para otros países por estudios previos.

Este trabajo se encuentra estructurado de la siguiente forma: la sección 2 presenta una revisión de las obras relevantes sobre la estructura de capital; la sección 3 presenta el proceso de selección de datos, las hipótesis analizadas y la metodología econométrica empleada; en la sección 4 se describen los resultados obtenidos y las pruebas de robustez; la sección 5 presenta un análisis de coyuntura; y por último, en la sección 6 se desarrollan las conclusiones.

2. Estado del Arte

2.1. M&M: los fundadores de la literatura moderna sobre estructura de capital

La literatura moderna relevante sobre la estructura de capital comienza en 1958 con la obra clásica de Franco Modigliani y Merton Miller (o "M&M") llamada "The Cost of Capital, Corporation Finance, and the Theory of Investment", publicada por *American Economic Review*.

El trabajo "The Contributions of Stewart Myers to the Theory and Practice of Corporate Finance" de Allen, Bhattacharya, Rajan y Schoar, publicado en 2008 por *Journal of Applied Corporate Finance*, identifica los principales puntos de las teorías de M&M. Según los autores, se demuestra que dados ciertos supuestos conocidos como "mercado perfecto", la forma con que las compañías se financian no debería afectar su costo de capital o valor de mercado. Las diferencias en la estructura de capital se deben a las diferentes formas de "cortar la torta del flujo de caja" de la compañía, y que mientras el tamaño de la torta no se vea afectado por las formas de financiamiento, el valor de la compañía debería mantenerse constante. El punto más importante acerca de las proposiciones de M&M fue alertar a los académicos acerca de la importancia de entender los impactos de la estructura de capital sobre el valor de las compañías. Las proposiciones incentivaron a los académicos a investigar en detalle cada uno de los importantes supuestos de la teoría, como por ejemplo, los supuestos de ausencia de impuestos, costos de transacción e información perfecta.

Como consecuencia de las investigaciones acerca de los supuestos de las teorías de M&M, algunas preguntas empezaron a ser cuestionadas, como por ejemplo: ¿Podrían los impuestos a las compañías y a los inversores alcanzar niveles tales que influyeran las decisiones de financiamiento corporativas?; ¿Durante una crisis financiera, enfrentaría una compañía altos costos para reestructurar sus deudas?; ¿Tendría un inversor externo información suficiente acerca de los planes e intenciones de compañías en aumentar capital o reducir el pago de dividendos?.

En 1963, "Corporate Income Taxes and the Cost of Capital: A Correction" de M&M empezó el proceso de adaptar y/o modificar algunos de los supuestos de la teoría inicial. Los autores demostraron que el beneficio con escudo fiscal (*tax shield*) obtenido con el pago de interés podría ser de hasta 35-40 centavos por cada dólar de financiamiento por deuda. Por lo tanto, la teoría había identificado un potencial beneficio del financiamiento por deuda. No obstante, los autores se preguntaban si había algún importante costo asociado al financiamiento por deuda; caso contrario, las empresas podrían, por ejemplo, presentar estructura de capital con 99% de deuda.

Nuevos trabajos sobre estructura de capital empezaron a surgir basados en los problemas que las compañías enfrentaban en el mundo real. Costos y beneficios del financiamiento por deuda condujeron a teorías acerca de estructura de capital óptima o de maximización de valor.

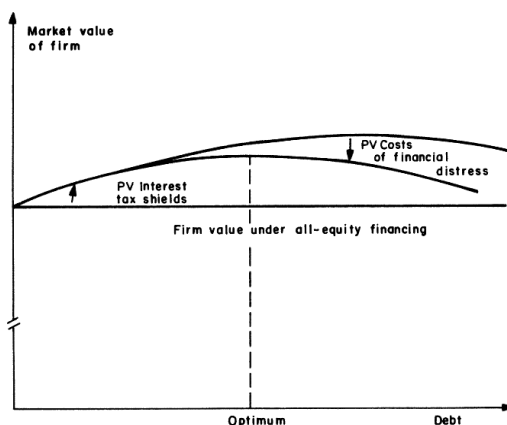
2.2. Teoría Tradeoff

Entre los estudios precursores acerca del *tradeoff* entre costo y beneficio del financiamiento por medio de emisión de deuda, se encuentra el trabajo "Determinants of Corporate Borrowing" de Stewart Myers, publicado en 1977 por *Journal of Financial Economics*. El autor enfoca su investigación en el tema "endeudamiento en exceso" (o *debt overhang*) y argumenta que hay serios costos para las empresas que poseen endeudamiento en exceso, ya que según la teoría del *debt overhang*, la empresa que presenta probabilidad de entrar en crisis tiende a no invertir en proyectos aunque estos tengan VPN (valor presente neto) positivos. Esto ocurre porque los potenciales inversores que podrían invertir en nuevos proyectos con VPN positivo, no reciben la totalidad de los beneficios de estos nuevos proyectos, ya que la mayoría de los beneficios son destinados a pagar deudas de acreedores antiguos.

Según Myers, el valor de mercado de las compañías puede ser separado en "activos corrientes" (*assets in place*) y "opciones de crecimiento" (*growth options*). "Activos corrientes" representa el valor presente de los beneficios generados por operaciones e inversiones ya existentes, por otro lado las "opciones de crecimiento" representan el valor presente esperado de inversiones futuras (aún no realizadas). El punto principal del trabajo es demostrar que en las compañías, cuyo valor de mercado consiste mayoritariamente en "opciones de crecimiento", el costo financiero esperado por la falta de inversión supera los beneficios del escudo fiscal por la emisión de deuda. Por lo tanto, estas compañías tienden a poseer estructura de capital enfocada en *equity*. Para las compañías cuyo valor de mercado consiste mayoritariamente en "activos corrientes", los costos esperados de inversiones futuras no percibidas son probablemente pequeños, y el beneficio del escudo fiscal es más sustancial.

En otro trabajo, "The Capital Structure Puzzle" publicado en 1983 por *The Journal of Finance*, Myers argumenta que las compañías deben sustituir deuda por *equity*, o *equity* por deuda, hasta el punto en que el valor de la compañía sea maximizado. La gráfica a continuación resume este concepto de *tradeoff* entre deuda y *equity*.

Gráfica 1: El *tradeoff* deuda vs equity y el valor de mercado de las compañías



Con relación a los determinantes del endeudamiento, Myers en "Capital Structure", publicado en 2001 por *Journal of Economic Perspectives*, menciona que Wald (1999) encuentra evidencias de que rentabilidad es el determinante más importante del endeudamiento en pruebas empíricas con datos de corte transversal para EE.UU., Inglaterra, Alemania, Francia y Japón. Myers también argumenta que la mayoría de los estudios apuntan a que las compañías más rentables tienden a endeudarse menos, por lo tanto se espera una relación negativa entre rentabilidad y nivel de endeudamiento.

Aunque la alta rentabilidad puede implicar un bajo nivel de endeudamiento, hay controversias. En el caso que los gerentes corporativos puedan explorar los beneficios del escudo fiscal a través de la emisión de deuda, como es señalado por la teoría *tradeoff*, se debería observar justamente la relación opuesta. La alta rentabilidad debería indicar que las compañías poseen más ingresos imponibles para usar como escudo fiscal, y que estas compañías podrían endeudarse más sin aumento sustancial del riesgo de *stress* financiero.

Myers concluye que la teoría *tradeoff* no puede explicar la correlación entre alta rentabilidad y bajo nivel de endeudamiento, pero sí puede explicar que compañías con más activos tangibles (activos más seguros) tienden a endeudarse más que las compañías con mayor riesgo (las que poseen más activos intangibles), pues el riesgo financiero aumenta la probabilidad de quiebra.

Otras dos importantes obras acerca de la teoría *tradeoff* son: "A state-preference model of optimal financial leverage" de Alan Kraus y Robert Litzenger, publicado en 1973 por *Journal of Finance*, que investiga las desventajas de emisión de deuda debido al potencial costo de *stress* financiero, y "Optimal capital structure under corporate and personal taxation" de Harry DeAngelo y Ronald Masulis, publicado en 1980 por *Journal of Financial Economics*, donde los autores argumentan que las compañías buscan alcanzar la estructura óptima de capital por medio del equilibrio entre los costos y beneficios de la emisión de deuda.

2.3. Teoría *Pecking-order*

Luego de los debates acerca del *tradeoff* entre costo y beneficio de emisión de deuda y de impuestos a compañías e inversores, surgieron estudios y teorías acerca del problema de asimetría de información en el mercado financiero.

La más relevante, la teoría *pecking order*, es una consecuencia del trabajo "Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have" de Stewart Myers y Nicholas Majluf, publicado por *Journal of Financial Economics* en 1984. Los autores analizan cómo la asimetría de información afecta las decisiones de financiamiento e inversión, y obtienen dos resultados importantes: en el caso que el *stress* financiero pueda ser controlado, las compañías financian sus inversiones por medio del instrumento financiero más seguro posible, por lo tanto, el financiamiento por deuda con buena clasificación de riesgo (*investment grade*) es preferido a la emisión de acciones; y en el caso en el cual el *stress* financiero es importante, las compañías tienden a considerar la posibilidad de emitir acciones para financiar nuevas inversiones o pagar deuda, por lo tanto, los gerentes corporativos menos optimistas son los que tienden a emitir acciones.

Los autores buscan entender por qué grandes compañías públicas evitan emitir nuevas acciones luego de la apertura de capital (*IPO*), y también, entender la tendencia de dichas compañías a seguir el siguiente patrón de financiamiento: uso de fondos internos, luego la emisión de deuda, y por último, la emisión de nuevas acciones.

El trabajo explica que el patrón es una manera de conservar el valor del financiamiento de nuevas inversiones, pues minimiza los costos asociados a la asimetría de información para reunir capital externo. El argumento se basa en el supuesto de que los gerentes corporativos poseen mejores informaciones que los inversores externos acerca de la salud financiera de las compañías, y que tienen incentivos a emitir nuevas acciones, en vez de deuda, si creen que las acciones están sobrevaloradas. No obstante, el mercado interpreta tal incentivo de emitir acciones sobrevaloradas, y normalmente responde negativamente a esa señal. Para evitarla, las compañías prefieren financiar sus nuevas inversiones con fondos internos o deuda.

Diferente de la teoría *tradeoff*, los supuestos sobre escudo fiscal vía emisión de deuda y las preocupaciones sobre el *stress* financiero son considerados efectos de segundo orden para la teoría *pecking order*. Los cambios en los niveles de endeudamiento básicamente son consecuencia de la necesidad de fondos externos, y no el intento de alcanzar una estructura óptima de capital. Una importante conclusión de la teoría es la predicción de que el nivel de endeudamiento de compañías rentables tiende a caer a lo largo del tiempo, contrariando la teoría *tradeoff*.

A partir de 1999 se publicaron estudios empíricos para probar la teoría *pecking order*, y uno de los primeros fue "Testing static tradeoff against pecking order models of capital structure" de Lakshmi

Shyam-Sunder y Stewart C. Myers publicado por *Journal of Financial Economics*. Los autores testean los modelos de estructura de capital tradicionales contra el modelo alternativo *pecking order*, que se basa en el supuesto de que el déficit financiero interno es financiado por fondos externos obtenidos con emisión de deuda.

El modelo desarrollado por Shyam-Sunder y Myers, en su forma más simple, indica que si el flujo de caja interno de las compañías no es suficiente para financiar sus inversiones y compromisos con dividendos, las compañías emiten deuda. Nunca es óptimo emitir acciones, salvo como alternativa a una deuda de alto riesgo (*junk bonds*) con un alto costo de *stress* financiero. El modelo está basado en dos ecuaciones, siendo la primera la siguiente:

$$DEF_t = DIV_t + X_t + \Delta W_t + R_t - C_t, \quad (1)$$

donde, DEF = déficit de flujo de caja, DIV = pago de dividendos, X = gastos de capital, W = crecimiento neto de capital de trabajo (*working capital*), R = deuda de largo plazo corriente (a ser paga en t), C = Flujo de caja operacional después de impuestos e interés.

El modelo *pecking order* está representado por la ecuación:

$$\Delta D_{it} = a + b_{po}DEF_{it} + e_{it}, \quad (2)$$

donde, ΔD_{it} es el monto de deuda emitido y b_{po} es el coeficiente de la *pecking order*. Los valores esperados son $a = 0$ y $b_{po} = 1$. Fueron analizadas 157 compañías con datos entre 1971 y 1989 y, con los resultados obtenidos a través de regresiones OLS, los autores sugieren que el modelo *pecking order* posee mejores resultados que el modelo de ajuste de estructura óptima de capital.

Luego de Shyam-Sunder y Myers (1999), fueron publicados diversos trabajos empíricos importantes sobre la *pecking order*, como por ejemplo, "Testing tradeoff and pecking order predictions about dividends and debt" de Fama y French de 2002 por *The Review of Financial Studies*. Usando un panel de datos de compañías entre 1965 y 1999, los resultados obtenidos por los autores indican que las compañías más rentables y con menos inversiones presentan mayor volumen de pago de dividendos, y que la variación de corto plazo en los niveles de inversión y ganancia es financiada por emisión de deuda. Por último, confirmando la *pecking order*, pero contrariando la *tradeoff*, las compañías más rentables tienen menor nivel de endeudamiento.

No obstante, surgieron vertientes indicando que muchos de los supuestos de la *pecking order* no podían ser validados empíricamente. Por ejemplo, "Testing the Pecking Order Theory of Capital Structure" de Frank y Goyal, publicado en 2003 por *Journal of Financial Economics*, analiza datos de empresas norteamericanas entre 1980 y 1998 y concluye que todas las predicciones cuantitativas de la

pecking order no pueden ser corroboradas. Con relación a la *tradeoff*, los autores encuentran evidencia robusta de reversión a la media del nivel de endeudamiento.

En la misma dirección, Fama y French vuelven a publicar otra investigación, "Financing decisions: who issues stock?", en 2005 por *Journal of Financial Economics*. Los autores investigan las decisiones de emisión de acciones de empresas norteamericanas entre 1973 y 2002, y la conclusión a la que llegan indica que más de la mitad de las empresas violan los supuestos de la teoría *pecking order*. Los principales puntos del estudio indican que los costos relativos a la emisión de acciones no son tan altos como lo esperado, y que la mayoría de las empresas emiten acciones regularmente. Aunque el éxito de la *pecking order* no pudo ser corroborado, indican que su mayor competidor, la *tradeoff*, también posee serios problemas.

En 2008, otro trabajo llega a la misma conclusión. Publicado por *Multinational Financial Management*, "The international evidence on the pecking order hypothesis" de Seifert y Gonenc, analiza datos de empresas de EE.UU., Alemania, Reino Unido y Japón. La investigación contiene 18.503 empresas con al menos cinco datos publicados entre los años de 1980 y 2004, y los resultados sugieren que hay poca evidencia empírica para sostener la *pecking order* para los países estudiados, con excepción de Japón.

Por último, en 2010 se llevaron a cabo dos importantes publicaciones: "The pecking order, debt capacity, and information asymmetry" de Leary y Roberts, por *Journal of Financial Economics*; y "The Impact of Financing Surpluses and Large Financing Deficits on Tests of the Pecking Order Theory" de De Jong, Verbeek y Verwijmeren, por *Financial Management*.

Leary y Roberts (2010) analizan datos entre 1980 a 2005 con un total de 34.470 observaciones y concluyen que el modelo original de la *pecking order* no es capaz de explicar más de la mitad de las decisiones de financiamiento. Por otro lado, los autores construyen un nuevo modelo que incorpora variables de teorías alternativas y la exactitud de las predicciones aumenta sustancialmente, llegando a más del 80% para las emisiones de deuda y acciones.

De Jong, Verbeek y Verwijmeren (2010), por su lado, proponen analizar la *pecking order* para tres grupos de compañías en forma separada: con excedentes, con déficit moderado y con alto déficit. Usando datos de empresas norteamericanas entre 1971 y 2005, los estudios indican que para el primer grupo el coeficiente de la *pecking order* es de 0.90, para el segundo grupo el coeficiente es de 0.74, y para el tercero es de 0.09. Dos de las principales conclusiones de los autores son que las compañías pequeñas, aunque enfrenten la mayor probabilidad de problemas con asimetría de información, no se comportan de acuerdo con la teoría *pecking order*, y que la teoría ha perdido su poder explicativo a lo largo del tiempo.

2.4. Factores correlacionados con el endeudamiento

Para lograr el objetivo de construir un modelo de estructura de capital basado en variables relevantes, es importante revisar las obras acerca de los determinantes del nivel de endeudamiento. Estudios teóricos y empíricos han demostrado que muchas variables afectan la estructura de capital.

Sobre la relación entre las variables y el nivel de endeudamiento, Harris y Raviv publicaron en 1991 el clásico "The theory of capital structure" por *Journal of Finance*. Los autores describen los principales trabajos previos y resumen los resultados relevantes, lo que ha servido de soporte a diversos estudios posteriores. Los diez principales determinantes del nivel de endeudamiento destacados son: volatilidad, probabilidad de quiebra, activos fijos (tangibilidad), NDTs (*non-debt tax shields*), gastos con publicidad, gastos con investigación y desarrollo, rentabilidad, oportunidad de crecimiento, tamaño y singularidad de producto. En resumen, los estudios indican que el nivel de endeudamiento aumenta con tangibilidad, NDTs, oportunidad de crecimiento y tamaño, y disminuye con volatilidad, gastos con publicidad, gastos con investigación y desarrollo, probabilidad de quiebra, rentabilidad y singularidad de producto.

El modelo de estructura de capital construido en este trabajo se basa en cuatro de las variables independientes presentadas por Harris y Raviv (1991): rentabilidad, tangibilidad, tamaño y riesgo. Las cuatro variables representan algunos de los determinantes del nivel de endeudamiento más usados por otros importantes estudios previos. A continuación, la tabla 1 presenta las variables independientes del modelo, y también la variable dependiente en sus dos formas.

Tabla 1: Descripción de las variables dependientes e independientes

	Variables	Proxy
Dependientes	Leverage (Total Debt)	(Long term debt + Short term debt) / Total assets
	Leverage (Total Liabilities)	Total Liabilities / Total assets
Independientes	Rentabilidad	EBIT / Total assets
	Tangibilidad	(Stocks + Activos fijos) / Total assets
	Tamaño	ln(Total assets)
	Riesgo	(Rentabilidad de la compañía en el año t - Promedio de rentabilidad de las demás compañías en el año t) ²

En los siguientes ítems se detallan el endeudamiento (*leverage*) en sus dos formas y las cuatro variables independientes.

2.4.1. Endeudamiento (*leverage*), la variable dependiente

Dadas las diferencias en la composición de los pasivos, la definición de la variable dependiente se fundamenta en la investigación de Rajan y Zingales, "What do we know about capital structure? Some evidence from international data", publicada en 1995 por *Journal of Finance*.

La definición del endeudamiento depende del objetivo del análisis, por ejemplo, para modelos de estructura de capital basados en problemas de agencia (Jensen y Meckling (1976) y Myers (1977)), la medida relevante debería ser la relación entre el stock de deuda y el valor de la firma (*equity*). No obstante, la definición más ampliamente usada es la relación entre *total liabilities* y *total assets*. Otra medida de *financial leverage* apropiada es la relación entre *total debt* y *total assets*.

En este trabajo se consideran todos los valores en la forma contable (*book value*) y se eligen dos de las medidas indicadas por Rajan y Zingales (1995):

- *Leverage (total debt o TD)*: es la relación entre *total debt* y *total assets*, donde *total debt* es la suma entre *short term debt* y *long term debt*; y
- *Leverage (total liabilities o TL)*: es la relación entre *total liabilities* y *total assets*.

Siguiendo el mismo concepto, otros trabajos también utilizan dichas definiciones, como por ejemplo, "Capital structure and its determinants in the UK - A decompositional analysis" de Bevan y Danbolt, publicado en 2002 por *Applied Financial Economics*, y "Determinants of Capital Structure: Comparison of Empirical Evidence from the Use of Different Estimators" de Serrasqueiro y Nunes, publicado en 2008 por *International Journal of Applied Economics*.

La siguiente tabla presenta la evolución histórica desde 1995 hasta 2009 de ambas definiciones (TD y TL) para las 157 compañías de la muestra en estudio.

Tabla 2: Evolución histórica del nivel de endeudamiento

Año	TD Total debt / Total assets	TL Total liabilities / Total assets
1995	19%	40%
1996	25%	46%
1997	26%	47%
1998	28%	50%
1999	27%	51%
2000	28%	54%
2001	30%	57%
2002	34%	63%
2003	29%	60%
2004	26%	59%
2005	26%	57%
2006	26%	55%
2007	24%	54%
2008	29%	58%
2009	27%	55%

2.4.2. Rentabilidad

La primera variable independiente definida en el modelo de estructura de capital y relacionada con el nivel de endeudamiento es la rentabilidad. Su relación con el nivel de endeudamiento ha sido cuestión de gran controversia en diversos estudios debido a las predicciones opuestas que las teorías *pecking order* y *tradeoff* definen.

Según Bevan y Danbolt en "Testing for inconsistencies in the estimation of UK capital structure determinants", publicado en 2004 por *Applied Financial Economics*, la *pecking order* establece que las compañías prefieren el capital interno al externo para financiar sus inversiones, por lo tanto el mayor nivel de utilidades tiende a ser usado para financiar las inversiones en vez de la emisión de nuevas deudas. Los autores construyen un modelo de estructura de capital basado en cuatro variables independientes (rentabilidad, tamaño, tangibilidad y *market to book ratio*) y la hipótesis testeada para la variable rentabilidad (definida como la relación entre EBITDA y *total assets*) indica una relación negativa con el nivel de endeudamiento. Todos los resultados pusieron de manifiesto que la relación es negativa y estadísticamente significativa, lo que corrobora la *pecking order* y contradice la *tax shield (tradeoff)*.

Otro estudio que confirma la controversia entre rentabilidad y endeudamiento es "The determinants of capital structure: Evidence from China" de Huang y Song, publicado en 2006 por *China Economic Review*. Los autores argumentan que modelos basados en impuestos sugieren que compañías rentables deberían endeudarse más, una vez que tienen más ingresos imponibles (*taxable*) para utilizar como escudo fiscal. Por otro lado, la *pecking order* indica que las más rentables tienden a poseer menores niveles de endeudamiento, ya que, como ya se ha mencionado, prefieren financiarse con recursos propios, en vez de nuevas deudas o acciones. El modelo de estructura de capital construido incluye las variables rentabilidad (definida como la relación entre EBIT y *total assets*), tamaño, tangibilidad y volatilidad. Los resultados obtenidos indican que la relación entre rentabilidad y nivel de endeudamiento es negativa y estadísticamente significativa.

En 2008, López-Gracia y Sogorb-Mira en "Testing tradeoff and pecking order theories financing SMEs", publicado por *Small Business Economics - Springer*, refuerzan la controversia con argumentos similares a los anteriormente mencionados. En un modelo de estructura de capital construido para pequeñas y medianas empresas, los autores se basan en variables independientes, como rentabilidad (definida como la relación entre EBIT y *total assets*), tamaño y riesgo. Los resultados encontrados indican que la relación entre rentabilidad y nivel de endeudamiento también es negativa y estadísticamente significativa.

De acuerdo con Booth, Aivazian, Demirguc-Kunt y Maksimovic en "Capital structures in developing countries", publicado en 2001 por *Journal of Finance*, es también posible que rentabilidad sea correlacionada con oportunidades de crecimiento, lo que los lleva a concluir que la relación negativa

entre rentabilidad y nivel de endeudamiento es una *proxy* del endeudamiento con oportunidades de crecimiento intangibles. Además de eso, argumentan que para la *tradeoff*, al considerar oportunidad de crecimiento constante, es esperado que el endeudamiento aumente con la rentabilidad. En su modelo de estructura de capital, los autores consideran las variables independientes rentabilidad (definida como la relación entre EBIT y *total assets*), tamaño, tangibilidad y riesgo, y lo testean para diez países en desarrollo. Los resultados encontrados confirman que rentabilidad es la variable más exitosa, siendo consistentemente negativa y con alta significancia.

2.4.3. Tamaño

La segunda variable definida y relacionada con el nivel de endeudamiento es el tamaño de la compañía. La variable es contemplada en la gran mayoría de los estudios acerca de estructura de capital, pero su efecto es ambiguo. Según Titman y Wessels (1998), las compañías más grandes tienden a ser más diversificadas y, con menor frecuencia, quiebran. Por consiguiente, la teoría *tradeoff* predice una relación inversa entre tamaño y probabilidad de quiebra, es decir, una relación positiva entre tamaño y nivel de endeudamiento. En caso que una mayor diversificación ocurra al mismo tiempo que un flujo de caja más estable, esta relación estará de acuerdo con la teoría de flujo de caja libre de Jensen (1986) y Easterbrook (1984), que indica que la variable tamaño de la compañía tiene un impacto positivo en la oferta de deuda.

Por otro lado, los autores argumentan que el tamaño de la compañía puede ser visto como una *proxy* de la asimetría de información entre los gerentes corporativos y los analistas del mercado de capitales. Las compañías grandes son más conocidas e investigadas por los analistas financieros, lo que indica una menor asimetría de información y mayor capacidad de emisión de acciones, implicando menores niveles de endeudamiento. Por lo tanto, la teoría *pecking order* predice una relación negativa entre tamaño de la compañía y nivel de endeudamiento, con firmas más grandes prefiriendo emitir más acciones que deuda.

Frank y Goyal en "Capital Structure Decisions: Which Factors are Reliably Important?", publicado en 2009 por *Financial Management*, investigan los determinantes del nivel de endeudamiento e identifican la variable tamaño de la compañía como uno de los factores más importantes (*reliables*). Los autores definen la variable como el logaritmo de los activos (*log of assets*) y utilizan datos de empresas públicas norteamericanas entre 1950-2003. Una de las conclusiones encontradas es que las compañías más grandes tienden a tener mayores niveles de endeudamiento.

Getzmann, Lang y Spremann en "Determinants of the target capital structure and adjustment speed - evidence from Asian capital markets", publicado en 2010 por *European Financial Management*, también alertan para la controversia entre las teorías *pecking order* y *tradeoff* acerca del efecto de la variable tamaño de la compañía en el nivel de endeudamiento. En su modelo de estructura de capital,

definen la variable independiente tamaño de la compañía como el logaritmo natural de los activos (In (*total assets*)), y utilizan datos de 1.301 compañías con activos superiores a US\$ 1.000 millones listadas en catorce bolsas de valores de países asiáticos. Los autores encuentran, basados en estimaciones GMM, evidencias robustas sobre la relación positiva entre tamaño de la compañía y nivel de endeudamiento.

La relación positiva entre tamaño de la compañía y nivel de endeudamiento también es sugerida por el trabajo teórico de Harris y Raviv (1991, página 334). Según los autores, los estudios disponibles en general están de acuerdo que el nivel de endeudamiento aumenta con el tamaño de la compañía.

2.4.4. Tangibilidad

La tercera variable definida y relacionada con el nivel de endeudamiento es tangibilidad. El motivo para la utilización de la variable tangibilidad proviene de la teoría de que activos tangibles son más fácilmente usados como garantías (*collateral*) para la emisión de deudas, lo que reduce los costos de agencia (*agency costs*).

Según Rajan y Zingales (1995), las teorías de la estructura de capital sugieren que si una gran parte de los activos de las compañías son tangibles, estos pueden ser usados como colaterales, disminuyendo el riesgo del prestamista. Los activos tangibles deben presentar mayor valor en el caso de liquidación de la compañía, por lo tanto, cuanto mayor es la proporción de activos tangibles en el balance, mayor es la disposición de los prestamistas en ofertar créditos, aumentando el nivel de endeudamiento. Los autores también indican que la necesidad por garantías tiende a disminuir en países con mayor penetración bancaria, pues una buena relación entre compañías y acreedores podría funcionar como un sustituto de los colaterales físicos. El trabajo analiza 4.557 compañías en los países del G-7 (EE.UU., Japón, Alemania, Francia, Italia, Reino Unido y Canadá) con datos entre 1987-1991 y define tangibilidad como la relación entre los activos fijos y *total assets*. La conclusión encontrada es que tangibilidad es siempre relacionada positivamente con el nivel de endeudamiento para los siete países.

Otros estudios siguen la misma línea teórica y concluyen que la relación entre tangibilidad y nivel de endeudamiento es positiva. Como por ejemplo, Galizia y O'Brien en "Do capital expenditures determine debt issues?", publicado en 2001 por *European Investment Bank*, investigan 331 compañías de Reino Unido, Alemania, Italia y Francia entre 1989-1999. La variable tangibilidad es definida como la relación entre activos fijos más stock y *total assets*, y los resultados encontrados indican que su efecto es positivo, con excepción de Francia.

López-Gracia y Sogorb-Mira, en "Pecking Order Versus Tradeoff: An Empirical Approach To The Small And Medium Enterprise Capital Structure", publicado en 2003 por *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas*, analizan 6.482 compañías españolas entre 1994-1998. Los autores definen la variable tangibilidad como la relación entre activos fijos más stock y *total assets*, y utilizando

estimación por GMM con versión robusta de Arellano y Bond (1991), encuentran relación negativa entre la variable tangibilidad y el nivel de endeudamiento, pero no estadísticamente significativa.

La no significancia de tangibilidad también es sugerida por “Determinants of Capital Structure: Comparison of Empirical Evidence from the Use of Different Estimators” de Serrasqueiro y Nunes, publicado en 2008 por *International Journal of Applied Economics*. Los autores definen la variable tangibilidad como la relación entre activos fijos y *total assets*, y usando datos de 39 compañías portuguesas entre 1998-2004, concluyen que ambos modelos estáticos y dinámicos indican que tangibilidad es estadísticamente no significativa.

Por último, el clásico teórico de Harris y Raviv (1991) sugiere una relación positiva entre activos fijos y nivel de endeudamiento.

2.4.5. Riesgo

La cuarta variable definida y relacionada con el nivel de endeudamiento es riesgo. Muchos estudios han incluido una medida de riesgo en el modelo de estructura de capital, como por ejemplo, Titman y Wessels (1988), Kremp, Stöss y Gerdesmeier (1999) y Booth, Aivazian, Demircug-Kunt y Maksimovic (2001). Estos trabajos utilizan la volatilidad de la rentabilidad operacional de cada compañía como *proxy* para el riesgo operacional y la probabilidad de *stress* financiero. En general, según la teoría *tradeoff*, se espera una relación negativa entre el riesgo y el nivel de endeudamiento; sin embargo existen trabajos que indican lo opuesto, como por ejemplo, Gaud *et al.* (2005) y Kremp *et al.* (2001).

La relación positiva entre riesgo y nivel de endeudamiento es sugerida por el trabajo “The Capital Structure of Swiss Companies: an Empirical Analysis Using Dynamic Panel Data” de Gaud, Jani, Hoesli y Bender, publicado en 2005 por *European Financial Management*. El riesgo operacional es confirmado como uno de los determinantes de la estructura de capital y definido como la diferencia al cuadrado de la rentabilidad de la compañía y la rentabilidad de las demás compañías para cada año. Los autores analizan 106 compañías suizas durante el período de 1991-2000 y, utilizando estimadores GMM Arellano y Bond, concluyen que el riesgo operacional es positivamente relacionado con el nivel de endeudamiento.

Una definición similar de la variable riesgo es afirmada por Kremp, Stöss y Gerdesmeier en “Estimation of a debt function: evidence from French and German firm panel data”, publicado en 2001 por *Deutsche Bundesbank y Banque de France*. No obstante, se encuentran resultados variados y la mayoría de las estimaciones indican que la variable es estadísticamente no significativa.

Por último, Booth *et al.* (2001) definen el riesgo financiero como el desvío *standard* de la rentabilidad y también encuentran conclusiones variadas para los diez países analizados. La relación del riesgo con el nivel de endeudamiento es negativa para seis países, y positiva para cuatro.

2.5. Controversias en la literatura

Al analizar críticamente las obras sobre las teorías de la estructura de capital (*tradeoff* y *pecking order*) y de los factores relacionados con el endeudamiento, se confirma la existencia de diversas controversias. Dichas divergencias teóricas, y también empíricas, sirven como importantes argumentos y favorecen el desarrollo de este trabajo, pues los resultados encontrados para el mercado de Brasil pueden ser comparados con los resultados obtenidos por otros estudios para otros países.

Los estudios previos que investigan el mercado brasileño no emplean metodología econométrica avanzada, tal como los modelos *difference* GMM y *system* GMM. Por lo tanto, este trabajo elimina una brecha en la literatura al investigar empíricamente, y con técnicas avanzadas, los determinantes de la estructura de capital para Brasil.

Tradeoff vs pecking order

Algunas de las principales controversias teóricas entre la *tradeoff* y la *pecking order* son acerca de los efectos de las variables rentabilidad y tamaño de la compañía con relación al endeudamiento. Como se ha mencionado, la teoría *tradeoff* sugiere que hay una relación positiva entre rentabilidad y endeudamiento, mientras que lo opuesto es sugerido por la *pecking order*. Con relación al tamaño de la compañía, la *tradeoff* también sugiere que hay una relación positiva con el endeudamiento, mientras que la *pecking order*, una vez más, sugiere la existencia de una relación opuesta. Por lo tanto, con los resultados encontrados en la sección 4, es posible confirmar cuáles son las reales relaciones entre las variables para el mercado brasileño.

Trabajos con metodología similar

Con relación a trabajos de otros países que emplean metodología similar a éste, o sea, trabajos con técnicas econométricas avanzadas, se encuentran también significativas divergencias en los resultados.

Un importante ejemplo de divergencia es con respecto a la relación entre rentabilidad y endeudamiento. En "Pecking Order Versus Tradeoff: An Empirical Approach To The Small And Medium Enterprise Capital Structure" de López-Gracia y Sogorb-Mira (2003), se analizan 6.482 compañías españolas no financieras durante el periodo 1994-1998. En su modelo dinámico de estructura de capital, los autores definen la variable rentabilidad como la relación entre EBIT y *total assets*, y utilizan estimación por *difference* GMM con versión robusta de Arellano y Bond (1991). El resultado encontrado de 0.021 (0.028), donde entre paréntesis está el desvío *standard* robusto, indica una relación positiva

entre las variables, pero estadísticamente no significativa. Las críticas relevantes sobre el trabajo son la ausencia de datos de grandes empresas y la no significancia de la variable analizada.

Por otro lado, en "Determinants of Capital Structure: Comparison of Empirical Evidence from the Use of Different Estimators" de Serrasqueiro y Nunes (2008), ya citado, la relación negativa entre las variables rentabilidad y endeudamiento es confirmada. Para su modelo dinámico de estructura de capital con datos de 39 compañías portuguesas entre 1998-2004, los autores definen rentabilidad como la relación entre el ingreso operacional y *total asset*. Utilizando los estimadores GMM (1991) y *system GMM* (1998), encuentran el resultado -1.0824 (0.3371), donde entre paréntesis está el desvío *standard*. La crítica relevante sobre el trabajo es el reducido número de compañías en el análisis.

Otro importante ejemplo de divergencia es con respecto a la relación entre riesgo y endeudamiento. En "The capital structure of Swiss companies: an empirical analysis using dynamic panel data" de Gaud, Jani, Hoesli y Bender (2005), ya citado, se analizan 106 compañías listadas en la bolsa de valores de Suiza durante el período de 1991-2000. En uno de los modelos dinámicos analizados, los autores definen la variable dependiente *leverage* como la relación entre *total debt* y *total assets* (definido en la forma contable), y el riesgo como la diferencia al cuadrado de la rentabilidad de la compañía y la rentabilidad de las demás para cada año. Los resultados encontrados con estimadores GMM Arellano y Bond (*two-step*) y Arellano y Bond (*one-step*) son, respectivamente, 0.012 (0.005) y 0.006 (0.009), donde entre paréntesis están los desvíos *standards* robustos. Se confirma que ambos coeficientes son positivos, pero el segundo es estadísticamente no significativo.

Otro trabajo que confirma la relación positiva entre riesgo y endeudamiento es "Estimation of a debt function: evidence from French and German firm panel data" de Kremp, Stöss y Gerdesmeier (2001). Los autores, usando modelos dinámicos con estimadores GMM, datos de 4.200 compañías de Francia y Alemania, y definición del variable riesgo similar al de Gaud, Jani, Hoesli y Bender (2005), encuentran evidencias de que todos los resultados son positivos, y mayoritariamente significantes.

Por otro lado, López-Gracia y Sogorb-Mira (2008) en "Testing tradeoff and pecking order theories financing SMEs", ya citado, sugieren la relación opuesta. Los autores utilizan datos de 3.569 pequeñas y medianas compañías españolas durante el período 1995-2004, y definen la variable riesgo como la diferencia entre el desvío *standard* del EBIT y su valor esperado. En sus modelos dinámicos con estimaciones GMM Arellano y Bond (1991), todos los resultados encontrados indican una relación negativa entre riesgo y endeudamiento. Una crítica relevante sobre el trabajo es la no significancia encontrada para el variable riesgo.

3. Metodología

3.1. Selección de la muestra

En este trabajo, el término “panel de datos” se refiere a la muestra de observaciones *cross-section* de las variables dependientes e independientes *leverage (total liabilities)*, *leverage (total debt)*, rentabilidad, tamaño, tangibilidad y riesgo durante el período de 1995 a 2009.

Con el objetivo de obtener la mejor muestra de observaciones, la fuente de datos elegida es una de las más usadas por investigaciones en Europa y EE.UU. La base de datos *Worldscope Datastream* de Thomson Reuters es ampliamente conocida y respetada por su calidad de información y extensa cobertura, y contiene datos de 57.000 compañías alrededor del mundo e histórico de hasta 20 años. Algunos ejemplos de trabajos relevantes que la utilizan como fuente de datos son: Getzmann, Lang y Spremann (2010, *European Financial Management*), Seifert y Gonenc (2008, *Journal of Multinational Financial Management*), Elsas y Florysia (2008, *Munich School of Management*), Drobetz y Wanzenried (2006, *Applied Financial Economics*), Fama y French (2005, *Journal of Financial Economics*), Gaud, Jani, Hoesli y Bender (2005, *European Financial Management*) y Bevan y Danbolt (2004, *Applied Financial Economics*). Para el caso de Brasil, *Worldscope Datastream* demostró ser una buena fuente de datos.

El período 1995-2009 elegido para este trabajo se debe al plan de estabilización económico implementado en 1994 por el presidente Itamar Franco, y por el ministro de economía Fernando Henrique Cardoso. El Plan Real fue aprobado oficialmente el 24 de febrero de 1994 y tuvo como objetivo principal reducir la inflación que, por ejemplo, alcanzó 46,58% al mes en junio de 1994. En julio, mes del lanzamiento de la nueva moneda llamada Real, la inflación se redujo a 6,08% al mes.

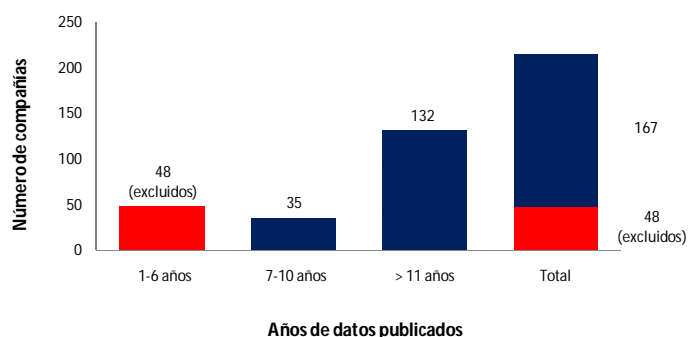
Con relación a la selección de las compañías, todas las empresas listadas en la bolsa de valores de São Paulo (Bovespa) y disponibles en *Worldscope Datastream* fueron inicialmente seleccionadas. Un total de 254 forman parte de la base de datos inicial, entre las cuales están las 65 que componen el índice Bovespa (o Ibovespa), el más importante y completo índice bursátil de Brasil. Luego, siguiendo la metodología de trabajos relevantes acerca de estructura de capital, se utilizan tres filtros para seleccionar el panel de datos final, que se encuentran descriptos a continuación.

El primer filtro aplicado a la base de datos original es la exclusión de compañías del sector financiero. La exclusión se basa en la explicación de que las compañías financieras poseen características de endeudamiento propias y diferente forma de publicación de balance financiero. En total se excluyen 39 empresas, lo que totaliza 215 restantes. Algunos ejemplos de trabajos relevantes que consideran la misma metodología de exclusión de empresas financieras son: Sbeiti (2010, *International Research Journal of Finance and Economics*), Bevan y Danbolt (2004, *Applied Financial Economics*), Drobetz y Fix

(2003, *University of Basel*), López-Gracia y Sogorb-Mira (2003, *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas*), y Rajan y Zingales (1995, *Journal of Finance*).

El segundo filtro utilizado se basa en la teoría de Manuel Arellano y Stephen Bond en “Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations”, publicado en 1991 por *Review of Economic Studies*. Los autores presentan pruebas de especificación que se aplican luego de la estimación de modelos dinámicos de datos de panel por el método GMM (*generalized method of moments*), y estudian también la performance práctica de dichos procedimientos, usando ambos datos generados y reales. Con el ejemplo de un modelo de desempleo para empresas del Reino Unido entre 1976 y 1984, los autores eliminan de su panel *unbalanced* (tal como se utiliza en este trabajo) las compañías que publicaron menos de siete datos (anual). Por lo tanto, el segundo filtro utilizado elimina 48 compañías brasileñas que publicaron menos de siete datos a partir de 1995. El número de compañías que publicaron entre 7 y 10 datos es de 35, y las 132 compañías restantes publicaron al menos 11 datos. El número de compañías final es de 167 y, a continuación, la gráfica 2 resume el segundo filtro utilizado.

Gráfica 2: Número de compañías por años de datos publicados



El tercer y último filtro aplicado a la base de datos tiene como objetivo la exclusión de *outliers*. El nivel de significancia de corte para la exclusión de *outliers* sigue la metodología del trabajo, ya citado, “Testing for inconsistencies in the estimation of UK capital structure determinants” de Bevan y Danbolt, publicado en 2004 por *Applied Financial Economics*. Los autores utilizan el nivel de significancia del 2,5%, lo que representa un nivel menor al del 5% definido como *default* por el software econométrico *Stata*. Al aplicar el comando “hadimvo” (*identify multivariate outliers*) con 2,5% de nivel de significancia a la variable dependiente *leverage (total debt)*, se identifican y se excluyen 10 compañías. A la variable dependiente *leverage (total liabilities)*, se identifican y se excluyen 21 compañías.

Por lo tanto, el panel de datos final para la variable dependiente *leverage (total debt)* contiene 157 compañías, y para *leverage (total liabilities)*, 146 compañías.

3.2. Hipótesis analizadas

El modelo de estructura de capital analizado por este trabajo contiene cuatro variables dependientes: rentabilidad, tamaño, tangibilidad y riesgo. Luego de la revisión de las obras relevantes acerca de la relación de cada una de las cuatro variables con el nivel de endeudamiento, se definen las hipótesis a analizar empíricamente.

Hipótesis 1: *“es esperado que rentabilidad sea negativamente relacionada con el nivel de endeudamiento”*

Hipótesis 2: *“es esperado que tamaño sea positivamente relacionado con el nivel de endeudamiento”*

Hipótesis 3: *“es esperado que tangibilidad sea positivamente relacionado con el nivel de endeudamiento”*

Hipótesis 4: *“es esperado que riesgo sea negativamente relacionado con el nivel de endeudamiento”*

3.3. Econometría

El análisis de las cuatro hipótesis se basa en el estudio econométrico de datos de panel. En este trabajo se analizan libros e investigaciones *state of the art* para brindar los más altos niveles de desarrollos técnico y científico disponibles. El libro elegido para analizar la teoría básica acerca de datos de panel es “Econometric Analysis of Panel Data, third edition” de Badi H. Baltagi, publicado en 2005 por John Wiley & Sons Ltd. Según Baltagi, Hsiao (2003) y Klevmarken (1989), se determinan algunas de las principales ventajas y beneficios del uso de datos de panel:

- Control de heterogeneidad individual. Datos de panel sugieren que compañías, individuos, estados o países son heterogéneos, y que estudios de *time-series* o *cross-section* que no controlan la heterogeneidad individual, corren el riesgo de obtener resultados sesgados. Por ejemplo, la omisión de variables que no cambian con el tiempo y con la compañía, puede conducir a un sesgo en los resultados estimados. Datos de panel son capaces de controlar la omisión de dichas variables, no obstante estudios de *time-series* o *cross-section* no la pueden controlar.
- Datos de panel proveen más datos informativos, más variabilidad, menos colinealidad entre las variables, más grados de libertad y más eficiencia. Estudios *time-series*, en general, presentan serios problemas de multicolinealidad, pero con la inclusión de la dimensión *cross-section* se adiciona más variabilidad, más datos informativos, lo que suele producir parámetros estimados más confiables.

- Datos de panel son más capaces de estudiar dinámicas de ajuste. Son necesarios para estimar relaciones inter-temporales, ciclos de vida y modelos inter-generacionales. Las distribuciones *cross-section* que parecen ser estables, en realidad esconden grandes cambios.
- Datos de panel son más capaces de identificar y mensurar efectos que son simplemente no detectados en datos de *time-series* o *cross-section* puros.
- Modelos de datos de panel permiten construir y testear modelos de comportamiento más complejos que los de *time-series* o *cross-section* puros.
- Los sesgos resultantes de la agregación de compañías o individuos pueden ser reducidos o eliminados.

Por otro lado, se identifican también limitaciones del uso de datos de panel:

- Problemas con *design* y colección de datos. Por ejemplo, problemas con la cobertura (selección incompleta de la población de interés), falta de respuesta (debido a la poca cooperación del entrevistado o error del entrevistador), *recall* (el entrevistado no se acuerda correctamente de la respuesta), frecuencia y espaciamiento de la encuesta, período de referencia, y sesgo con el uso de delimitador y/o tiempo en la muestra.
- Error por la distorsión de medición. Errores de medición pueden surgir con respuestas deficientes debido a preguntas confusas, errores de memoria, distorsión con respuestas deliberadas (sesgo de prestigio), informantes inapropiados, respuestas mal registradas, e influencia del entrevistador.
- Problemas con la selección de datos, tal como *self-selectivity* (donde, por ejemplo, personas eligen no trabajar porque su salario de reserva es mayor que el salario ofertado, lo que resulta una muestra truncada), *nonresponse* (donde el entrevistado se niega o no está disponible para contestar), y *attrition* (entrevistado deja de participar de la encuesta).
- Reducida dimensión de *time-series*. Es el típico problema con datos anuales para micro paneles que presentan período corto para cada individuo. Eso aumenta la probabilidad de *attrition* y también la dificultad computacional para modelos de datos de panel con variables dependientes limitadas.
- Dependencia de *cross-section*. Macro paneles con largo *time-series* que poseen dependencia *cross-section* pueden conducir a inferencias engañosas.

Otros temas asociados al uso de datos de panel son descritos por el libro "Analysis of panel data, second edition" de Cheng Hsiao, publicado en 2003 por *Cambridge University Press*. En este trabajo, Hsiao describe dos importantes problemas que suelen ocurrir con los modelos de datos de panel.

El sesgo por heterogeneidad (*heterogeneity bias*) es el primer problema identificado. La mayoría de los datos de panel provienen de procesos complejos de la vida económica cotidiana y, en general, diferentes individuos pueden ser sujetos a la influencia de diferentes factores. Para explicar el comportamiento de un individuo, se puede extender la lista de factores al infinito, pero no es factible ni

deseable incluir todos estos factores. El objetivo de la modelización no es imitar la realidad, pero sí capturar las fuerzas esenciales que afectan los resultados producidos por los individuos. Ignorar efectos específicos del individuo o del tiempo (que existen entre las unidades *cross-section* o *time-series*, pero que no son capturados por las variables explicativas incluidas) puede conducir a la heterogeneidad del parámetro en la especificación del modelo. Ignorando dicha heterogeneidad, se puede conducir a estimaciones inconsistentes o sin sentido de los parámetros de interés. Por ejemplo, se considera el modelo:

$$y_{it} = \alpha_i^* + \beta_i x_{it} + \mu_{it} \quad , \quad i = 1, \dots, N \quad ; \quad t = 1, \dots, T$$

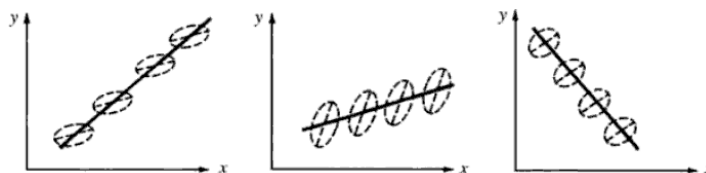
donde x es una variable escalar exógena ($k_1 = 1$) y μ_{it} es el término de error con media cero y varianza constante σ_μ^2 . Los parámetros α_i^* y β_i pueden ser diferentes para unidades de *cross-section*, pero son constantes en el tiempo. Siguiendo estos supuestos, una variedad de distribuciones muestrales pueden ocurrir y, como consecuencia, regresiones por mínimos cuadrados de y_{it} en x_{it} pueden ser perjudicadas cuando todas las NT observaciones son usadas para estimar el modelo:

$$y_{it} = \alpha^* + \beta x_{it} + \mu_{it} \quad , \quad i = 1, \dots, N \quad ; \quad t = 1, \dots, T$$

A continuación, usando el modelo anterior como base, se detallan dos posibles casos de problemas con regresiones por el método de mínimos cuadrados.

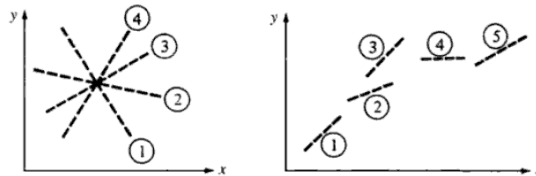
Caso 1: Interceptos heterogéneos ($\alpha_i^* \neq \alpha_j^*$), y pendientes homogéneas ($\beta_i = \beta_j$). En la gráfica 3, se pueden ver ejemplos de elipses de líneas discontinuas que representan puntos de dispersión de un individuo en el tiempo, y las líneas rectas que representan las regresiones individuales. Las líneas sólidas tienen el mismo propósito de las regresiones de mínimos cuadrados usando todas las NT observaciones. Las tres gráficas representan situaciones en que ocurren sesgos en las estimaciones de *pooled least-squares* debido a la heterogeneidad de los interceptos. Obviamente, en estos casos, nunca se debe usar *pooled regression* que ignore interceptos heterogéneos.

Gráfica 3:



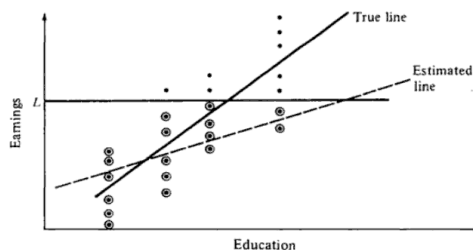
Caso 2: Interceptos y pendientes heterogéneos ($\alpha_i \neq \alpha_j$, $\beta_i \neq \beta_j$). En la gráfica 4 no se muestran los puntos de elipse, y los números circulados significan los individuos cuyas regresiones han sido incluidas en el análisis. Por ejemplo, para la primera gráfica a la izquierda, un agrupamiento sencillo de todas las *NT* observaciones, asumiendo parámetros idénticos para todas las unidades *cross-section*, conduciría a resultados sin sentido porque representaría un promedio de coeficientes que son significativamente diferentes entre los individuos. Con relación a la gráfica a la derecha, el agrupamiento tampoco es válido porque da lugar a la falsa inferencia de que la relación agrupada es curvilínea. En ambos casos, el clásico paradigma del “agente representativo” definitivamente no es aplicable, y el agrupamiento de datos con el supuesto de homogeneidad no es válido.

Gráfica 4:



El segundo problema identificado por Hsiao es el sesgo de selección (*selectivity bias*), como ya descrito por Baltagi (2005), donde la muestra es seleccionada de forma no aleatoria. Por ejemplo, en la gráfica 5, la línea sólida L representa la relación promedio entre educación e ingreso, y los puntos representan la distribución de los ingresos alrededor de este promedio para determinados valores de educación. Se eliminan del experimento todos los individuos con ingreso superior al promedio L, por lo tanto, se consideran solamente los puntos abajo del límite (puntos circulados), lo que implica una subestimación del efecto de la educación usando mínimos cuadrados ordinarios. En otras palabras, este proceso de selección de la muestra introduce una correlación entre las variables explicativas y el término de error, lo que conduce a una línea de regresión *downward-biased*, como la línea discontinua abajo.

Gráfica 5:



3.3.1. El modelo de regresión “one-way error component”

La regresión de datos de panel, según Baltagi (2005), difiere de las regresiones *time-series* y *cross-section* porque posee doble subíndice en sus variables, como por ejemplo:

$$y_{it} = \alpha + X'_{it} \beta + u_{it} \quad i = 1, \dots, N ; \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

con i que representa individuos, compañías, países, entre otros, y t que representa tiempo. El subíndice i , por lo tanto, es la dimensión *cross-section* y t la dimensión *time-series*. α es un escalar, β es $K \times 1$ y X_{it} es la observación número it de K variables explicativas. La mayoría de los aplicativos de datos de panel utilizan un modelo *one-way error component* para los disturbios, con:

$$u_{it} = \mu_i + v_{it} \quad (2)$$

donde μ_i representa el efecto individual específico inobservable y v_{it} el resto de los disturbios. Por ejemplo, en una ecuación de ingreso en el mercado de trabajo, y_{it} mide el ingreso del propietario del hogar, y X_{it} puede contener un conjunto de variables como experiencia, educación, sexo y raza. Es importante indicar que μ_i no varía con el tiempo (*time-invariant*) y corresponde al efecto individual específico que no es incluido en la regresión, tal como la habilidad inobservable. El resto de los disturbios v_{it} varía con los individuos y tiempo, y puede ser mostrado como el disturbio habitual de la regresión.

3.3.2. El modelo “Fixed Effects”

El modelo *fixed effects* es una especificación apropiada cuando el enfoque es en un determinado grupo de N compañías, como por ejemplo, Petrobras, Vale, Gerdau, entre otras, y la inferencia es restringida al comportamiento del grupo. En dicho modelo se asumen μ_i como parámetros fijos a ser estimados, y el resto de los disturbios estocásticos con v_{it} independiente e idénticamente distribuidos $IID(0, \sigma_v^2)$. Se consideran los X_{it} como independientes de v_{it} para todos i y t . Reemplazando la ecuación (2) en (1), se obtiene la regresión simple:

$$y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \mu_i + v_{it} \quad (3)$$

y al tomar el promedio en el tiempo, conduce a:

$$\bar{y}_i = \alpha + \beta \bar{X}_i + \mu_i + \bar{v}_i \quad (4)$$

por lo tanto, restando (4) de (3):

$$y_{it} - \bar{y}_i = \beta (X_{it} - \bar{X}_i) + (v_{it} - \bar{v}_i)$$

además, tomando el promedio de todas las observaciones en la ecuación (3):

$$\bar{y}_{..} = \alpha + \beta \bar{x}_{..} + \bar{v}_{..}$$

donde se utiliza la restricción que $\sum_{i=1}^N \mu_i = \mathbf{0}$. Esta es una restricción arbitraria en los coeficientes de las variables *dummies* para evitar la “trampa de la variable *dummy*”, o perfecta multicolinealidad. El modelo *fixed effects* por mínimos cuadrados, también conocido como LSDV (*least squares dummy variables*), sufre una gran pérdida de grados de libertad. Se estiman $(N-1)$ parámetros adicionales, y muchas *dummies* pueden agravar el problema de multicolinealidad entre los regresores. Además, el modelo *fixed effects* no puede estimar el efecto de una variable que no cambia en el tiempo (*time-invariant*), tal como sexo, raza, religión, escolaridad o participación en sindicato.

Con relación a los modelos dinámicos, tal como se considera en este trabajo, el autor Stephen Nickell en “Biases in Dynamic Models with Fixed Effects”, publicado en 1981 por *Econometric Society*, argumenta que el estimador *within-group* para modelos dinámicos con efectos individuales fijos es inconsistente (cuando $N \rightarrow \infty$ y T permanece fijo).

3.3.3. El modelo “*Random Effects*”

El modelo *fixed effects* contiene muchos parámetros y la pérdida de los grados de libertad puede ser evitada si μ_i es asumido como aleatorio. En este caso, $\mu_i \sim \text{IID}(0, \sigma_\mu^2)$, $v_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma_v^2)$ y los μ_i son independientes de v_{it} . Además, los X_{it} son independientes de μ_i y v_{it} , para todos i y t . El modelo *random effects* es una especificación apropiada si se seleccionan de forma aleatoria N individuos de una gran población. Se deben tomar ciertos recaudos en la selección del panel para que sea una buena representación de la población de la cual se desean hacer inferencias. El efecto individual es caracterizado como aleatorio y la inferencia pertenece a la población desde donde la muestra fue aleatoriamente seleccionada.

En resumen, la justificación sobre el modelo *random effects* es que, diferente al modelo *fixed effects*, la variación entre entidades es asumida como aleatoria y no correlacionada con las variables independientes incluidas en el modelo.

3.3.4. Hausman test: *Fixed Effects vs. Random Effects*

La clave de la elección entre los modelos *fixed effects* y *random effects* está en la correlación entre μ_i y X_{it} . Según el libro “Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data” de Jeffrey M. Wooldridge, publicado en 2002 por *The MIT Press*, Hausman propone un test basado en la diferencia de estimaciones entre los dos modelos. Dado que el modelo *fixed effects* es consistente cuando μ_i y X_{it} son

correlacionados, y al mismo tiempo *random effects* es inconsistente, una diferencia estadísticamente significativa es interpretada como evidencia contra el supuesto del *random effects* que $E(\mu_i | X_i) = E(\mu_i) = 0$.

Se deben tomar importantes recaudos antes de realizar el test de Hausman. Primero, el supuesto de estricta exogeneidad [$E(v_{it} | X_i, \mu_i) = 0, t = 1, \dots, T$] debe ser mantenido bajo las hipótesis nula y alternativa. Una correlación entre X_{is} y v_{it} para cualquier s y t causa inconsistencia en ambos modelos y, en general, sus *plims* (*probability limit*) difieren.

La segunda advertencia es que el test es implementado asumiendo la hipótesis nula con los supuestos: $E(v_i v_i' | X_i, \mu_i) = \sigma_v^2 I_T$ y $E(\mu_i^2 | X_i) = \sigma_\mu^2$. Dichos supuestos implican que el estimador *random effects* es más eficiente que el *fixed effects*, y simplifica el cálculo del test estadístico. Sin embargo, es importante enfatizar que son supuestos auxiliares y no son testeados por el estadístico de Hausman. El test no tiene poder sistemático contra la hipótesis alternativa de que son verdaderos los supuestos $E(v_{it} | X_i, \mu_i) = 0, t = 1, \dots, T$ y $E(\mu_i | X_i) = E(\mu_i) = 0$ y falsos los supuestos $E(v_i v_i' | X_i, \mu_i) = \sigma_v^2 I_T$ y $E(\mu_i^2 | X_i) = \sigma_\mu^2$. El fracaso de los supuestos $E(v_i v_i' | X_i, \mu_i) = \sigma_v^2 I_T$ y $E(\mu_i^2 | X_i) = \sigma_\mu^2$ implica que el test habitual de Hausman tiene una *nonstandard limiting distribution*, lo que significa que el resultado del test puede tener tamaño asintótico mayor o menor al tamaño normal.

En resumen, la especificación del test de Hausman compara las versiones *fixed* y *random effects* bajo la hipótesis nula de que los efectos individuales son no correlacionados con los otros regresores del modelo. En el caso de que sean correlacionados (hipótesis nula rechazada), el modelo *random effects* produce estimadores sesgados, lo que viola uno de los supuestos de *Gauss-Markov*, y el modelo *fixed effects* es preferido.

Como complemento a Wooldridge, el trabajo "Econometric Analysis" de William Greene, publicado en 2003 por *Prentice Hall*, argumenta que desde un punto de vista práctico, el enfoque por variable *dummy* es costoso en términos de grados de libertad, pero el modelo *fixed effects* tiene una virtud considerable: hay poca justificación para considerar los efectos individuales como siendo no correlacionados con los demás regresores, como es asumido por el modelo *random effects*. Sobre el test de Hausman, Greene indica que se basa en la idea de que bajo la hipótesis nula de no correlación, ambos OLS en los modelos LSDV y GLS (*generalized least squares*) son consistentes, pero OLS es ineficiente; mientras que bajo la hipótesis alternativa, OLS es consistente, pero GLS no lo es. Por lo tanto, bajo la hipótesis nula las dos estimativas no deben diferenciarse sistemáticamente, y un test puede ser basado en la diferencia.

Por último, sintetiza que el resultado fundamental del test de Hausman es que la covariancia de un estimador eficiente con su diferencia de un estimador ineficiente es cero, lo que implica:

$$\text{Cov}[(b - \hat{\beta}), \hat{\beta}] = \text{Cov}[b, \hat{\beta}] - \text{Var}[\hat{\beta}] = 0 \quad \text{o} \quad \text{Cov}[b, \hat{\beta}] = \text{Var}[\hat{\beta}]$$

3.3.5. Modelos de datos de panel dinámicos: estimadores *Difference GMM* y *System GMM*

Muchas de las relaciones en economía son de naturaleza dinámica y una de las ventajas de usar datos de panel es que le permite al investigador entender mejor la dinámica de ajuste. Según Baltagi (2005), algunos ejemplos importantes de modelos dinámicos son: Balestra y Nerlove (1966) con el modelo dinámico de demanda de gas natural; Baltagi y Levin (1986) con la demanda dinámica de *commodity* adictiva, tal como el tabaco; Holtz-Eakin (1988) con la ecuación dinámica de salario; Arellano y Bond (1991) con el modelo dinámico de empleo; Blundell et al. (1992) con el modelo dinámico de inversión corporativa; Islam (1995) con el modelo dinámico de convergencia de crecimiento; y Ziliak (1997) con modelo dinámico del ciclo de vida de la oferta de trabajo.

Las relaciones dinámicas se caracterizan por la presencia de la variable dependiente rezagada entre los regresores, como por ejemplo:

$$y_{it} = \delta y_{i,t-1} + X'_{it} \beta + u_{it} \quad i = 1, \dots, N ; \quad t = 1, \dots, T \quad (5)$$

donde δ es un escalar, X'_{it} es $1 \times K$ y β es $K \times 1$. Se asume que u_{it} sigue un modelo *one-way error component*:

$$u_{it} = \mu_i + v_{it} \quad (6)$$

donde $\mu_i \sim \text{IID}(0, \sigma_\mu^2)$ y $v_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma_v^2)$ son independientes de cada uno y entre sí. La regresión de datos de panel dinámico descrita por (5) y (6) es caracterizada por dos fuentes de persistencia en el tiempo: la autocorrelación se debe a la presencia de la variable dependiente rezagada entre los regresores; y los efectos individuales caracterizan la heterogeneidad entre los individuos. Como consecuencia, algunos estudios econométricos proponen nuevos procedimientos de estimación y pruebas para este tipo de modelo.

Arellano y Bond (1991) presentan pruebas de especificación que se aplican después de la estimación de modelos dinámicos de datos de panel por el método GMM, y estudian la performance práctica de estos procedimientos usando ambos datos generados y reales. El estimador GMM óptimo usado por los autores explora todas las restricciones lineales de momento (*linear moment restrictions*) que ocurren debido a los supuestos de no correlación serial de los errores, en una ecuación que contiene efectos individuales, variables dependientes rezagadas y variables no estrictamente exógenas. Además, proponen un test de correlación serial basado en los residuos GMM y lo comparan con el test de Sargan de restricción de sobre-identificación y con el test de especificación de Hausman.

Difference GMM

Con relación al modelo *Difference GMM*, Arellano y Bond (1991) argumentan que se pueden obtener instrumentos adicionales en un modelo de datos de panel dinámico si se utilizan las condiciones de ortogonalidad que existen entre los rezagos de y_{it} y los disturbios v_{it} . Como, por ejemplo, en un modelo auto regresivo simple sin regresores:

$$y_{it} = \delta y_{i,t-1} + u_{it} \quad i = 1, \dots, N ; \quad t = 1, \dots, T \quad (7)$$

donde $u_{it} = \mu_i + v_{it}$ con $\mu_i \sim \text{IID}(0, \sigma_\mu^2)$ y $v_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma_v^2)$, independientes de cada uno y entre sí. Con el objetivo de obtener una estimativa consistente de δ cuando $N \rightarrow \infty$ con T fijo, se diferencia (7) para eliminar los efectos individuales:

$$y_{it} - y_{i,t-1} = \delta (y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + (v_{it} - v_{i,t-1}) \quad (8)$$

y es importante definir que $(v_{it} - v_{i,t-1})$ es MA(1) con raíz unitaria. Para $t = 3$, en el primer período se observa esta relación, y se obtiene:

$$y_{i3} - y_{i2} = \delta (y_{i2} - y_{i1}) + (v_{i3} - v_{i2}) \quad (9)$$

En este caso, y_{i1} es un instrumento válido, pues es altamente correlacionado con $(y_{i2} - y_{i1})$ y no correlacionado con $(v_{i3} - v_{i2})$ siempre y cuando v_{it} sea no serialmente correlacionado. Pero, es también importante mencionar lo que ocurre para $t = 4$:

$$y_{i4} - y_{i3} = \delta (y_{i3} - y_{i2}) + (v_{i4} - v_{i3}) \quad (10)$$

En este caso, y_{i2} tal como y_{i1} son instrumentos válidos para $(y_{i3} - y_{i2})$, desde que ambos y_{i2} e y_{i1} no sean correlacionados con $(v_{i4} - v_{i3})$. Se puede continuar, siguiendo este sentido, agregando instrumentos adicionales válidos con cada período hacia adelante, por lo tanto, para el período T , el conjunto de instrumentos válidos se torna: $(y_{i1}, y_{i2}, y_{i3}, \dots, y_{i,T-2})$.

System GMM

Sobre el modelo *System GMM*, la primera obra relevante es "How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata" de David Roodman, publicado en 2009 por *Stata Journal*. El autor argumenta que los estimadores *Difference GMM* y *System GMM*, desarrollados por Holtz-Eakin, Newey y Rosen (1988, *Econométrica*), Arellano y Bond (1991, *Review of Economic Studies*),

Arellano y Bover (1995, *Journal of Econometrics*), y Blundell y Bond (1998, *Journal of Econometrics*), son cada vez más populares y ambos son, en general, estimadores desarrollados para paneles con:

- Pequeño T y grande N, lo que significa cortos períodos de tiempo y muchos individuos.
- Variables independientes que no son estrictamente exógenas, lo que significa que son correlacionadas con el pasado y posiblemente con relaciones corrientes con el error.
- Efectos fijos.
- Heteroscedasticidad y autocorrelación entre individuos.

Blundell y Bond (1998) demostraron que si y_{it} es parecida a un *random walk*, el modelo *Difference GMM* presenta baja performance porque niveles pasados transmiten poca información sobre cambios futuros, por lo tanto los rezagos no transformados son instrumentos débiles para las variables transformadas.

En resumen, el estimador Arellano-Bover/Blundell-Bond amplía el estimador Arellano-Bond al agregar el supuesto de que las primeras diferencias de las variables instrumentales son no correlacionadas con los efectos fijos. Esto permite la introducción de nuevos instrumentos y puede mejorar significativamente la eficiencia. Se crea un sistema con dos ecuaciones (la ecuación original y la transformada) y es conocido como *System GMM*.

La segunda obra analizada es el libro anteriormente citado de Baltagi (2005). Según el autor, Blundell y Bond (1998) demuestran que una leve restricción adicional de estacionalidad en las condiciones iniciales permite el uso de un estimador *System GMM* extendido. Dicho estimador utiliza diferencias de y_{it} rezagadas como instrumentos para las ecuaciones en nivel, además de los niveles de y_{it} rezagados como instrumentos para las ecuaciones en primeras diferencias. El estimador es conocido por presentar grandes mejoras de eficiencia en comparación con el *first-difference GMM* cuando $\delta \rightarrow 1$ y $(\sigma_u^2 / \sigma_v^2)$ aumenta. El modelo *first-difference GMM* mejora cuando T aumenta, sin embargo, con T reducido y serie persistente, los resultados encontrados soportan la utilización de condiciones de momento adicionales. Usando experimentos de Monte Carlo, Blundell et al. (2000) encontraron que simulaciones con *covariates* débilmente exógenas presentan grande sesgo en la muestra finita y una muy baja precisión para el estimador *standard first-differenced*. Por otro lado, el estimador *System GMM* no solamente mejora la precisión sino que también reduce el sesgo en la muestra finita.

Por lo tanto, el estimador *System GMM* deriva de la estimación de un sistema de dos ecuaciones simultáneas: una en nivel (con primeras diferencias rezagadas como instrumentos) y otra en primeras diferencias (con niveles rezagados como instrumentos). Para los modelos de panel dinámicos multivariados, este estimador es conocido por presentar mejor performance que el *Difference GMM*.

4. Resultados

Los resultados son obtenidos usando el *software* econométrico *Stata* en la versión número 11. La tabla en la sección 4.1 a continuación presenta los resultados obtenidos para los cinco métodos de estimación utilizados:

- *Fixed Effects*.
- *Random Effects*.
- *One-step difference GMM*.
- *One-step system GMM*.
- *Two-step system GMM*.

Cada método de estimación es analizado de dos formas:

- TD (*total debt*), donde la variable dependiente es representada por la relación entre *total debt* y *total assets*; y
- TL (*total liabilities*), donde la variable dependiente es representada por la relación entre *total liabilities* y *total assets*.

Ambos modelos son dinámicos y, además de las cuatro variables dependientes definidas en los puntos 2.4.2 al 2.4.5, contienen la variable dependiente rezagada en un período ($D_{i,t-1}$), más el intercepto.

Las cuatro variables dependientes son definidas como:

- Rentabilidad: $EBIT / total\ assets$.
- Tangibilidad: $(\text{activos tangibles} + \text{stocks}) / total\ assets$.
- Tamaño: logaritmo natural de *total assets*.
- Riesgo: la diferencia al cuadrado entre la rentabilidad de la compañía y el promedio de rentabilidad de las demás compañías para el año t .

Para las estimaciones *difference GMM* y *system GMM*, se instrumentan las variables endógenas con *GMM-style* instrumentos. En el modelo TD, se utilizan como instrumentos las variables *leverage*, rentabilidad, tangibilidad y tamaño rezagadas en 2 y 3 períodos. En el modelo TL, se utilizan como instrumentos las variables *leverage*, rentabilidad y riesgo rezagadas en 2 y 3 períodos.

La decisión de los instrumentos y rezagos utilizados se basa en tres pruebas de robustez:

- *AR(2) process in first differences* (H_0 : no autocorrelación de segundo orden en los residuos).
- *Hansen test of overidentifying Restrictions* (H_0 : validez conjunta de todos los instrumentos).
- *Difference-in-Hansen* (H_0 : validez conjunta de todos los instrumentos).

4.1. Tabla de resultados

TABLA: Resultados

La tabla a continuación presenta las estimaciones Fixed Effects, Random Effects, one-step difference GMM, one-step system GMM y two-step system GMM. La fuente de datos es Worldscope Datastream y la muestra contiene 157 empresas listadas en la bolsa de valores de São Paulo (Bovespa) que publicaron por lo mínimo 7 datos entre 1995 y 2009. La variable dependiente TD representa la relación entre "Total Debt / Total Assets". TL representa la relación "Total Liabilities / Total Assets". $D_{i,t-1}$ es la variable dependiente rezagada en 1 periodo. RENTABILIDAD es la relación entre "EBIT / Total Assets". TANGIBILIDAD es la relación entre "(Activos Tangibles + stock) / Total Assets". TAMANO es logaritmo natural del "Total Assets". "Hausman" test tiene como hipótesis nula que Random Effects es consistente y eficiente. "Arellano-Bond test for AR(2) in first differences" prueba la hipótesis nula de no autocorrelación de segundo orden en los residuos. "Hansen test of overid. Restrictions" prueba la hipótesis nula de validez conjunta de todos los instrumentos. "Difference-in-Hansen test" prueba la hipótesis nula de validez conjunta de todos los instrumentos. Para la variable dependiente TD son utilizados los instrumentos leverage, rentabilidad, tangibilidad y tamaño con rezagos 2 y 3. Para la variable dependiente TL son utilizados los instrumentos leverage, rentabilidad y riesgo con rezagos 2 y 3. Para las estimaciones Difference GMM y System GMM, las variables endógenas son instrumentadas con GMM-style instrumentos. Para la variable dependiente TD son utilizados los instrumentos leverage, rentabilidad, tangibilidad y tamaño con rezagos 2 y 3. Para la variable dependiente TL son utilizados los instrumentos leverage, rentabilidad y riesgo con rezagos 2 y 3. Número de grupos es siempre mayor que el número de instrumentos.

Variables	Fixed Effects			Random Effects			One-step difference GMM			One-step System GMM			Two-step System GMM		
	TD	TL	TL	TD	TL	TL	TD	TL	TL	TD	TL	TD	TL	TD	TL
$D_{i,t-1}$	0.652 (0.018)***	0.643 (0.018)***	0.846 (0.012)***	0.851 (0.011)***	0.682 (0.057)***	0.612 (0.072)***	0.768 (0.041)***	0.776 (0.041)***	0.763 (0.041)***	0.779 (0.043)***					
RENTABILIDAD	-0.208 (0.023)***	-0.298 (0.030)***	-0.158 (0.019)***	-0.265 (0.025)***	-0.276 (0.074)***	-0.282 (0.121)***	-0.241 (0.061)***	-0.234 (0.067)***	-0.242 (0.061)***	-0.243 (0.064)***					
TANGIBILIDAD	0.056 (0.021)***	0.040 (0.025)	0.028 (0.011)***	0.015 (0.012)	-0.101 (0.059)*	0.119 (0.168)	0.054 (0.027)**	0.157 (0.037)***	0.056 (0.027)**	0.164 (0.038)***					
TAMAÑO	0.007 (0.003)**	0.002 (0.003)	0.003 (0.001)***	0.002 (0.001)	-0.009 (0.007)	-0.005 (0.011)	0.010 (0.002)***	0.008 (0.003)***	0.010 (0.002)***	0.008 (0.003)***					
RIESGO	-0.061 (0.011)***	0.577 (0.120)***	-0.043 (0.010)***	0.507 (0.113)***	-0.088 (0.039)**	1.936 (0.494)***	-0.054 (0.027)**	0.998 (0.350)***	-0.055 (0.027)**	0.988 (0.354)***					
INTERCEPTO	0.042 (0.030)	0.188 (0.036)***	0.026 (0.009)***	0.087 (0.013)***											
R ² within	0.457	0.469	0.45	0.464											
R ² between	0.942	0.954	0.972	0.968											
R ² overall	0.728	0.758	0.739	0.764											
Hausman			222 (0.000)	306 (0.000)											
N° de observaciones	1722	1595	1722	1595	1565	1449	1722	1595	1722	1595	1722	1595	1722	1595	1595
N° de grupos	157	146	157	146	157	146	157	146	157	146	157	146	157	146	146
N° de instrumentos					100	75	152	114	152	114	152	114	152	114	114
Wald	263 (0.000)	255.6 (0.000)	4880 (0.000)	5155 (0.000)	165 (0.000)	110 (0.000)	4577 (0.000)	6476 (0.000)	4161 (0.000)	6142 (0.000)					
AR(2)					-1.79 (0.073)	-1.54 (0.123)	-1.82 (0.069)	-1.35 (0.177)	-1.79 (0.074)	-1.34 (0.181)					
Hansen test of overid. Restrictions					116 (0.067)	87 (0.082)	151 (0.392)	116 (0.287)	151 (0.392)	116 (0.287)					
Difference-in-Hansen:															
Hansen test excluding group															
Difference (null H = exogenous)															
					116 (0.070)	90.4 (0.051)	116 (0.070)	90.4 (0.051)	116 (0.070)	90.4 (0.051)					
					35 (0.966)	26.4 (0.938)	34.99 (0.966)	26.4 (0.938)	34.99 (0.966)	26.4 (0.938)					

*** indica significancia al nivel del 1%. ** indica significancia al nivel del 5%. * indica significancia al nivel del 10%. Desvios Standards robustos entre paréntesis.

Resultados empíricos

Los resultados empíricos obtenidos, en general, son consistentes con las hipótesis analizadas, con excepción de la variable riesgo. La variable rentabilidad tiene efecto negativo con relación al nivel de endeudamiento en todos los modelos y métodos de estimación. La variable tangibilidad tiene efecto positivo con relación al nivel de endeudamiento en todos los modelos y métodos de estimación, con excepción del modelo TD para el método *one-step difference GMM*. La variable tamaño tiene efecto positivo con relación al nivel de endeudamiento en todos los modelos y métodos de estimación, con excepción de los modelos TD y TL para el método *one-step difference GMM*. La variable riesgo es la única que presenta considerable diferencia entre los dos modelos para todos los métodos de estimación: en el modelo TD, tiene efecto negativo; en el modelo TL, efecto positivo. Todos los coeficientes, en su mayoría, son significantes al nivel del 1%.

El alto estadístico del test de *Hausman* confirma el rechazo de la hipótesis nula, lo que indica que los efectos individuales son correlacionados con otros regresores. Esta correlación produce estimadores sesgados del modelo *random effects*, violando uno de los supuestos de Gauss-Markov; por lo tanto, el modelo *fixed effects* es preferido. Sin embargo, como es mencionado en el punto 3.3.2, Stephen Nickell (1981) argumenta que los modelos dinámicos con efectos individuales fijos presentan un estimador inconsistente. Este importante problema de inconsistencia es el pilar principal a favor de la utilización de otros estimadores, como *Difference GMM* y *System GMM*.

Con relación a los estimadores *Difference GMM* y *System GMM*, los altos coeficientes de la variable dependiente rezagada ($D_{i,t-1}$), como es mencionado en el punto 3.3.5., son fuertes indicadores a favor de la utilización del modelo *System GMM*, en vez de *Difference GMM*.

4.2. Pruebas de robustez

Con el objetivo de validar las estimaciones obtenidas, se realizan algunas importantes pruebas de robustez para los modelos *Difference GMM* y *System GMM*.

El primer test es el de autocorrelación en los residuos de Arellano y Bond. El test "Arellano-Bond test for AR(2) in differences" tiene como hipótesis nula la no autocorrelación de segundo orden en los residuos. El test presenta *p-value* superior al nivel del 5% para todos los modelos, por lo tanto, la hipótesis nula no es rechazada, y se consideran los modelos como bien especificados.

Según Elitza Mileva en su trabajo "Using Arellano – Bond Dynamic Panel GMM Estimators in Stata", publicado en 2007 por *Fordham University*, el test "AR(1) process in first differences" por lo general rechaza la hipótesis nula y no debe ser considerado. El test "AR(2) process in first differences" es lo más importante, pues detecta la autocorrelación en los niveles.

Otras dos pruebas de robustez importantes son "Hansen test of overidentifying Restrictions" y "Difference-in-Hansen". Ambos tienen como hipótesis nula la validez conjunta de todos los instrumentos utilizados en los modelos.

David Roodman en su trabajo "A Note on the Theme of Too Many Instruments", publicado en 2009 por *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, presenta la forma con que el test de especificación *Hansen J* es computado:

$$\left(\frac{1}{NT} \mathbf{Z}' \mathbf{E} \right) \mathbf{S}^{-1} \left(\frac{1}{NT} \mathbf{Z}' \mathbf{E} \right)$$

donde, \mathbf{S} es la estimativa de $\text{Var}[\mathbf{z}' \epsilon]$ y \mathbf{z} es el vector de instrumentos.

Según Elitza Mileva (2007), en estimaciones robustas, como ocurre en este trabajo, *Stata* reporta como *default* la estadística *Hansen J* en vez de *Sargan*, y cuanto mayor el *p-value*, mejor es el resultado. Como ocurre con el primer test de robustez "AR(2)", las pruebas "Hansen test of overidentifying Restrictions" y "Difference-in-Hansen" también poseen *p-value* superior al nivel del 5%, por lo tanto, la hipótesis nula no es rechazada y la validez conjunta de todos los instrumentos utilizados es confirmada.

5. Análisis de coyuntura

El análisis de coyuntura consiste en presentar la evolución de los principales indicadores económicos de Brasil en los últimos años y analizar algunos importantes aspectos encontrados en este trabajo. El primer tema hace referencia a posibles consecuencias del aumento de la rentabilidad presentado por las compañías brasileñas en los últimos años. El segundo tema es acerca de la velocidad de ajuste hacia el nivel óptimo de endeudamiento de las compañías brasileñas (usando como base los datos encontrados en este trabajo), en comparación a la velocidad presentada por compañías en otros países (usando como base trabajos de otros importantes autores).

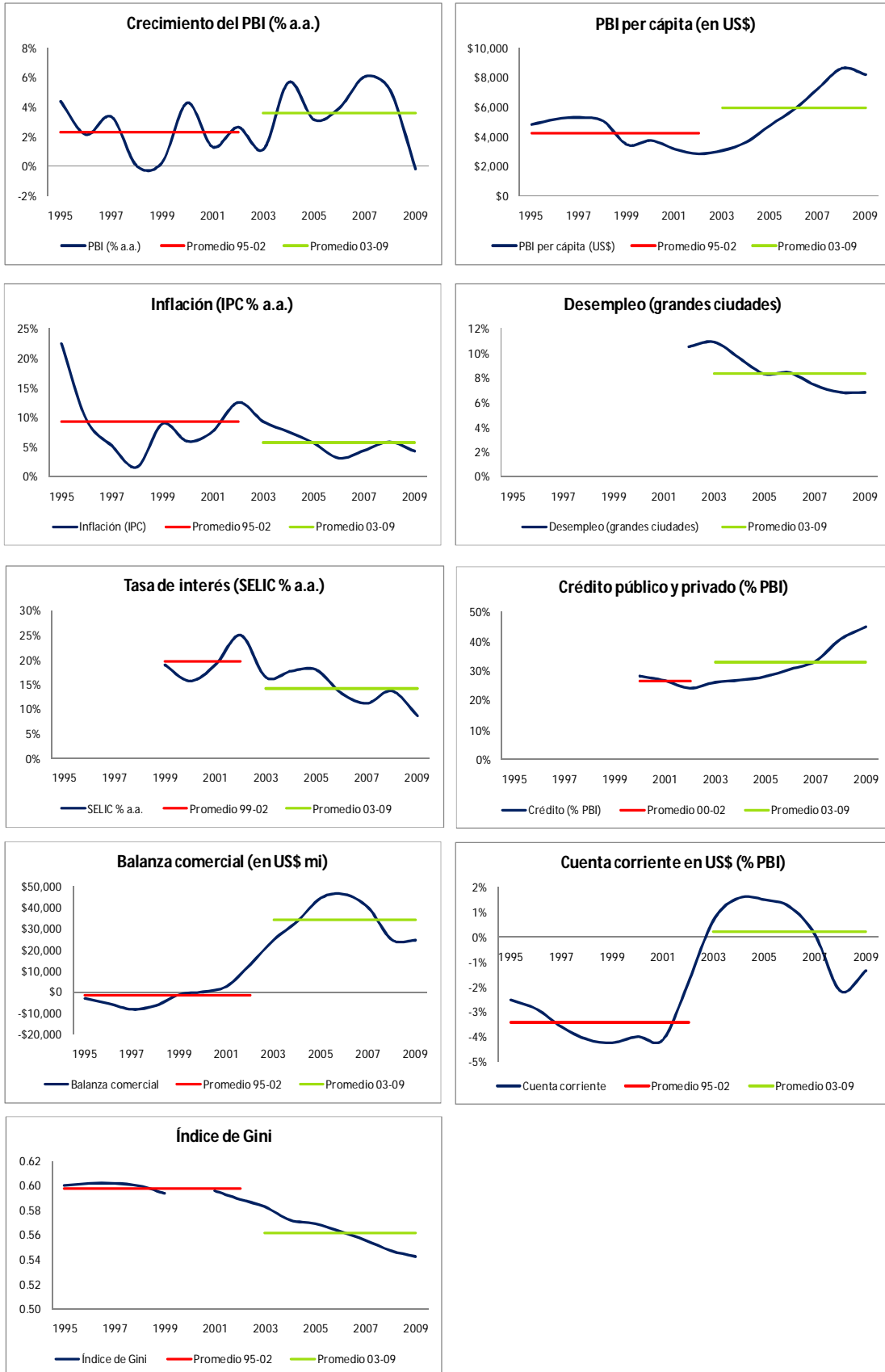
Indicadores económicos

En las gráficas a continuación se presentan las evoluciones de nueve de los principales indicadores económicos de Brasil durante el período 1995-2009. Cada gráfica contiene, también, los promedios de los períodos 1995-2002 y 2003-2009 para servir como base de comparación.

Los indicadores analizados son: crecimiento del PBI (% a.a.), PBI per cápita (en US\$), inflación, desempleo, tasa de interés referencial (SELIC % a.a.), volumen de crédito público y privado (en % del PBI), balanza comercial, cuanta corriente en US\$ (% del PBI), y el índice de desigualdad de Gini.

En resumen, todos los indicadores presentan un promedio 2003-2009 mejor que el anterior 1995-2002, lo que confirma la hipótesis de que el país ha pasado por un ciclo económico positivo.

Gráfica 6: Indicadores económicos relevantes de Brasil (fuente: IpeaData, Gobierno Federal)



Rentabilidad

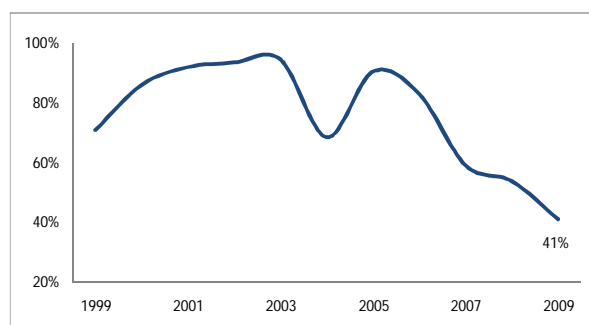
Como es confirmado por los indicadores económicos, el país ha pasado por un ciclo económico positivo durante los últimos años. Dichos ciclos económicos positivos son, en general, acompañados por la mejoría en la salud financiera de las compañías, una vez que hay incentivo al aumento de la demanda (mayor poder de compra de los clientes) y de la oferta (mayor inversión productiva). Por lo tanto, es esperado un aumento en la rentabilidad de las compañías.

Sobre el concepto de rentabilidad, los autores López-Gracia y Sogorb-Mira (2008) sugieren que es estrechamente relacionado con el flujo de caja y que, por consiguiente, es considerado una *proxy* del nivel de recursos internos disponibles para la teoría *pecking order* (mayores recursos, menor endeudamiento).

Para analizar la evolución real de la rentabilidad de las compañías brasileñas, la gráfica 8 (anexo) resume el historial desde 1995 hasta 2009. El promedio del período 2003-2009 es 47% superior al de 1995-2002, lo que confirma que la rentabilidad también acompañó el ciclo económico positivo. Dicho aumento de la rentabilidad en conjunto con el coeficiente promedio negativo de -0.2 de la variable rentabilidad en relación al nivel de endeudamiento (presentado en la sección 4), se puede considerar que hay en Brasil una tendencia de disminución del endeudamiento en el corto plazo (período igual o inferior a un año).

Un posible impacto de esta disminución del endeudamiento de corto plazo vía emisión de deuda puede ser compensado por el aumento de la emisión de acciones, una vez que ambas son consideradas dos de las formas más importantes de financiamiento utilizadas por las compañías de capital abierto. Analizando los datos disponibles por la Comisión de Valores Mobiliarios de Brasil (CVM), la proporción de emisión de deuda (conocido en el mercado brasileño como *Debêntures*) en relación a la emisión de acciones ha caído significativamente en los últimos años. Como se puede confirmar en la gráfica 7 a continuación, del nivel máximo del 95% en 2003, la relación descendió a un nivel record de 41% en 2009.

Gráfica 7: Relación entre volumen emitido de deuda y de acciones en Brasil (fuente: CVM)



Por lo tanto, se puede considerar que las compañías de capital abierto brasileñas utilizan cada vez más la opción de financiamiento vía emisión de acciones en comparación con la emisión de deudas, lo que puede ser justificado por el aumento de la rentabilidad y, también, por el desarrollo del mercado de capitales en el país.

Velocidad de ajuste hacia el nivel óptimo de endeudamiento

El análisis de modelos dinámicos de datos de panel es, en general, justificado por la existencia de la conocida teoría de la velocidad de ajuste hacia el nivel óptimo.

El trabajo de Kremp, Stöss y Gerdesmeier (1999) es el primer ejemplo acerca de la velocidad de ajuste en otros países. Según los autores, el modelo de ajuste parcial es caracterizado simplemente por la inclusión de la variable endógena rezagada al modelo de efectos fijos y por el uso de regresores exógenos corrientes. Por ejemplo, en el modelo analizado por este trabajo ($y_{it} = \delta y_{i,t-1} + X'_{it} \beta + u_{it}$, con $i = 1, \dots, N$; $t = 1, \dots, T$), la velocidad de ajuste es determinada por $(1 - \delta)$. Los autores, usando modelos con estimadores GMM y datos de los mercados de Francia y Alemania, identificaron que todos los coeficientes de la variable endógena rezagada son positivos y altamente significantes, lo que justifica el uso de la especificación dinámica. El interesante hallazgo del trabajo es acerca de la diferencia de velocidad de ajuste entre los dos países. Para el caso de Francia, la velocidad de ajuste promedio es de 0.19, y para Alemania, 0.48.

Otro ejemplo de investigación acerca del coeficiente de ajuste es el trabajo de Gaud, Jani, Hoesli y Bender (2005). Según los autores, la velocidad de ajuste promedio identificada de 0.24 para las empresas suizas es baja en comparación con las de otros países en otros estudios: De Miguel y Pindado (2001) identifican una velocidad de ajuste de 0.79 para España; Shyam-Sunder y Myers (1999) un valor de 0.59 para EE.UU.; y Ozkan (2001) un valor de 0.55 para el Reino Unido. Por último, para el mercado de Portugal, Serrasqueiro y Nunes (2008) encuentran una velocidad de ajuste hacia el nivel óptimo alrededor de 0.33.

Para este trabajo, usando estimadores GMM, el promedio de velocidad de ajuste encontrado para las empresas de Brasil es de 0.27. En comparación a los otros trabajos mencionados, se puede considerar que el ajuste en Brasil es más lento, y una posible explicación, siguiendo el concepto de De Miguel y Pindado (2001), es que las compañías brasileñas sufren con altos costos de transacción para obtener financiamiento en el mercado financiero y alcanzar el nivel óptimo.

Por otro lado, siguiendo el concepto del trabajo "Determinants of Capital Structure and Adjustment to Long Run Target: Evidence From UK Company Panel Data", publicado en 2001 por *Journal of Business Finance & Accounting*, el opuesto de lo que ocurre en el Reino Unido puede estar ocurriendo en Brasil: los costos de estar lejos del nivel óptimo de endeudamiento pueden ser poco significantes para las empresas brasileñas.

6. Conclusión

Este trabajo estudia los determinantes de la estructura de capital de las compañías brasileñas. Se analizan 157 compañías no financieras de capital abierto listadas en la bolsa de valores de São Paulo (Bovespa) que publicaron al menos siete resultados entre los años de 1995 y 2009. La fuente de datos utilizada es *Worldscope Datastream* de Thomson Reuters.

La literatura moderna acerca de la estructura de capital tiene inicio en 1958 con Franco Modigliani y Merton Miller (M&M) y sus fuertes supuestos sobre mercado perfecto. Luego de M&M, surgen otras importantes teorías, como por ejemplo, *tradeoff* y *pecking order*.

Entre los diversos factores relacionados con el endeudamiento e identificados por las obras disponibles, se eligen cuatro factores para ser analizados empíricamente por el modelo de estructura de capital construido. Rentabilidad, tamaño de la compañía, tangibilidad y riesgo son los cuatro factores elegidos y analizados. El nivel de endeudamiento (*leverage*), que es la variable dependiente del modelo, es analizado de dos formas: TD (*total debt / total assets*) y TL (*total liabilities / total assets*).

Las obras han estudiado en diversos países a lo largo del tiempo los efectos de dichas variables con relación al nivel de endeudamiento. Los resultados encontrados indican que la variable rentabilidad, según la mayoría de los estudios y la teoría *pecking order*, presenta una relación negativa con el endeudamiento. La variable tamaño de la compañía, según la mayoría de los estudios y la teoría *tradeoff*, presenta una relación positiva. Según la mayoría de los estudios, tangibilidad presenta una relación positiva, y por otro lado, riesgo una relación negativa.

Dados los consensos presentados, las hipótesis analizadas por este trabajo para el mercado brasileño son que las variables rentabilidad y riesgo son negativamente relacionadas con el nivel de endeudamiento, mientras que las variables tamaño y tangibilidad son positivamente relacionadas con el nivel de endeudamiento.

El modelo dinámico construido contiene las cuatro variables independientes más la variable dependiente rezagada en un período, y se representa a continuación:

$$y_{it} = \delta y_{i,t-1} + X'_{it} \beta + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T, \text{ donde } \delta \text{ es un escalar, } X'_{it} \text{ es } 1 \times K \text{ y } \beta \text{ es } K \times 1.$$

Se prueban los clásicos métodos econométricos *fixed effects* y *random effects* y, de acuerdo con el test de Hausman, se confirma la existencia de efectos individuales fijos. Sin embargo, según Stephen Nickell, el estimador *within-group* para modelos dinámicos con efectos individuales fijos es inconsistente, por lo tanto se prefieren los modelos *difference GMM* y *system GMM*. Por último, los altos coeficientes de la variable dependiente rezagada ($D_{i,t-1}$) son fuertes indicadores a favor de la utilización del modelo *system GMM*, en vez de *difference GMM*.

Los resultados empíricos obtenidos, en general, son consistentes con las hipótesis analizadas, con excepción de la variable riesgo. La variable rentabilidad tiene efecto negativo con relación al nivel de endeudamiento en todos los modelos y métodos de estimación. La variable tangibilidad tiene efecto positivo con relación al nivel de endeudamiento en todos los modelos y métodos de estimación, con excepción del modelo TD para el método *one-step difference GMM*. La variable tamaño tiene efecto positivo con relación al nivel de endeudamiento en todos los modelos y métodos de estimación, con excepción de los modelos TD y TL para el método *one-step difference GMM*. La variable riesgo es la única que presenta considerable diferencia entre los dos modelos para todos los métodos de estimación: en el modelo TD, tiene efecto negativo; en el modelo TL, efecto positivo. Todos los coeficientes, en su mayoría, son significantes al nivel del 1%.

Las pruebas de robustez, a que los modelos *difference GMM* y *system GMM* fueron sometidos, confirman que no hay autocorrelación de segundo orden de los residuos ("*AR(2) process in first differences test*") y que los instrumentos utilizados son válidos ("*Hansen test of overidentifying Restrictions*" y "*Difference-in-Hansen test*").

En el análisis de coyuntura, se sugiere que el aumento de la rentabilidad presentado por las compañías brasileñas en los últimos años, en conjunto con los resultados encontrados por este trabajo, pueden representar una reducción del endeudamiento de corto plazo, y una posible preferencia por el financiamiento vía emisión de acciones. Además de eso, se sugiere que las empresas brasileñas presentan una menor velocidad de ajuste hacia el nivel óptimo de endeudamiento en comparación con otros países.

Debido al reducido número de compañías de capital abierto con resultados publicados en Brasil, una limitación de este trabajo, y que puede ser considerada como sugerencia a futuras investigaciones, es el análisis empírico por sectores. El análisis sectorial puede identificar diferentes resultados y potenciales problemas en sectores vitales de la economía.

7. Anexos

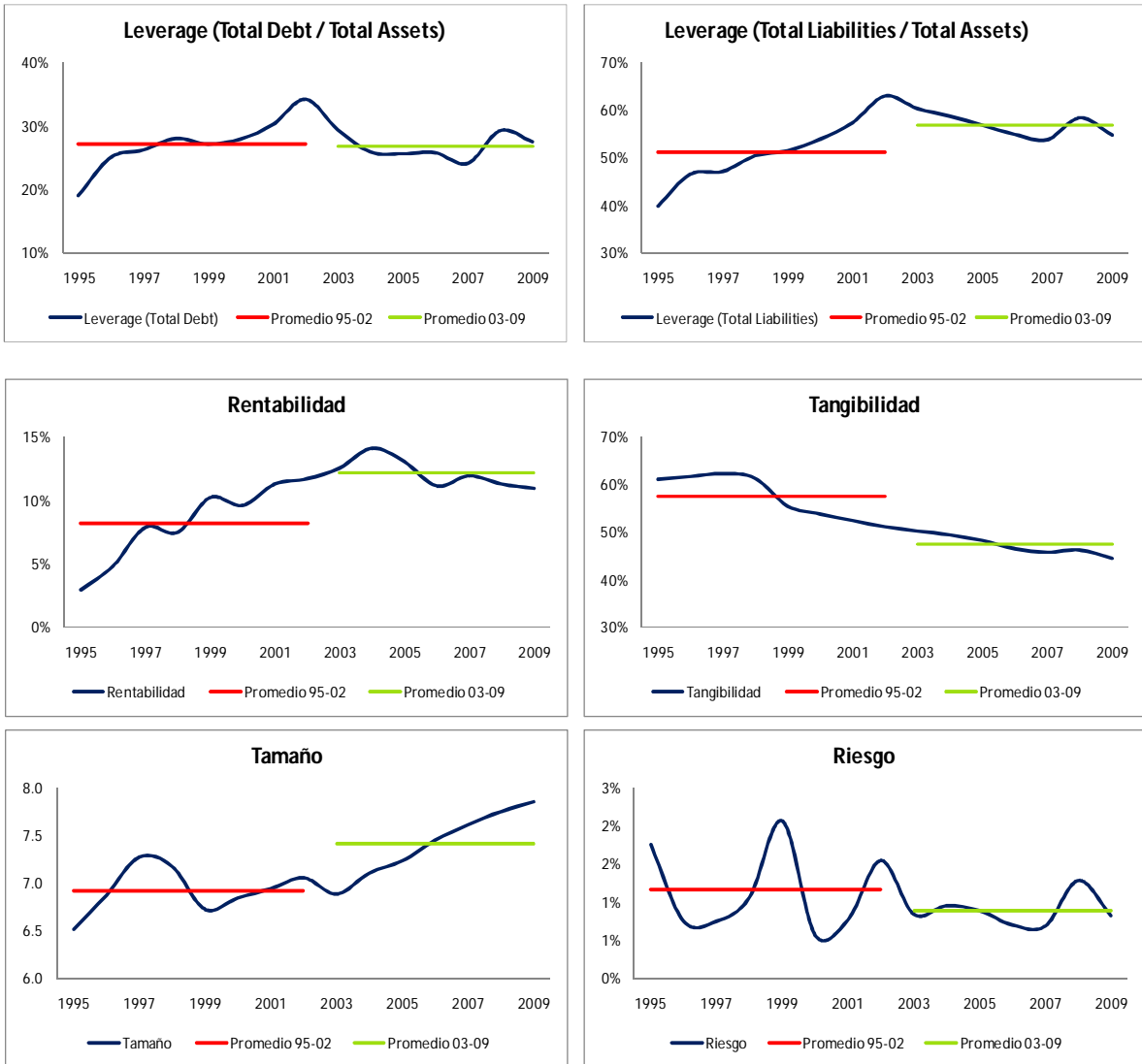
Tabla 3: Correlación entre las variables dependientes e independientes

	Leverage (Total Debt)	Rentabilidad	Tangibilidad	Tamaño	Riesgo
Leverage (Total Debt)					
Leverage (Total Liabilities)		-0.05	-0.08	0.03	0.07
Rentabilidad	-0.04				
Tangibilidad	0.15	-0.08			
Tamaño	0.18	0.06	0.21		
Riesgo	-0.01	-0.51	-0.04	-0.05	

Tabla 4: Análisis descriptivo de las variables dependientes e independientes

Variable	Promedio	Desvio Standard	Mínimo	Máximo
Leverage (Total Debt)	0.27	0.18	0.00	1.00
Leverage (Total Liabilities)	0.55	0.20	0.00	1.30
Rentabilidad	0.10	0.10	-0.57	0.97
Tangibilidad	0.51	0.20	0.00	0.95
Tamaño	7.22	1.75	-5.79	12.70
Riesgo	0.01	0.03	0.00	0.73

Gráfica 8: Comportamiento histórico de las variables dependientes e independientes



8. Referencias

Allen, F., Bhattacharya, S., Rajan, R. y Schoar, A., 2008, The Contributions of Stewart Myers to the Theory and Practice of Corporate Finance, *Journal of Applied Corporate Finance*, 20: 8–19

Arellano, M. y Bond, S., Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations, *Review of Economic Studies*, Vol. 58, 1991, pp. 277-297

Baltagi, Badi H., 2005, *Econometric Analysis of Panel Data*, third edition, Chichester, England: John Wiley & Sons Ltd

Berens, J. L., y Cuny, C. L., 1995, The capital structure puzzle revisited, *Review of Financial Studies*, 8, 1185– 1208

Bevan, A. y Danbolt, J., 2002, Capital structure and its determinants in the UK - a decompositional analysis, *Applied Financial Economics* 12, 159-170

Bevan, A. y Danbolt, J., 2004, Testing for inconsistencies in the estimation of UK capital structure determinants, *Applied Financial Economics* 14(1), 55-66

Blundell, R. y S. Bond, 1998, Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models, *Journal of Econometrics* 87, 115–143

Booth, L., Aivazian, V., Demircuc-Kunt, V., y Maksimovic, V., 2001, Capital structures in developing countries, *Journal of Finance*, 56, 87– 130

Chang, C., 1999, Capital structure as optimal contracts. *North American Journal of Economics and Finance*, 10, 363–385

Chirinko, R. S. y Singha, A. R., 2000, Testing static tradeoff against pecking order models of capital structure: a critical comment, *Journal of Financial Economics*, 58, 417-425

DeAngelo, H. y Masulis, W., 1980, Optimal capital structure under corporate and personal taxation, *Journal of Financial Economics*, vol. 8(1), pages 3-29

De Jong, A., Verbeek, M. y Verwijmeren, P., 2010, The Impact of Financing Surpluses and Large Financing Deficits on Tests of the Pecking Order Theory. *Financial Management*, 39: 733–756

De Miguel, A. y Pindado J., 2001, Determinants of capital structure: new evidence from spanish panel data, *Journal of Corporate Finance*, Vol. 7, pp. 77-99

Drobetz, W. y Fix, R., 2003, What are the Determinants of the Capital Structure? Some Evidence for Switzerland. University of Basel. WWZ/Department of Finance, Working Paper No. 4/03

Drobetz, W. y Wanzenried, G., 2006, What determines the speed of adjustment to the target capital structure?, *Applied Financial Economics*, 16, 941–958

Easterbrook, F., 1984, Two-Agency Cost Explanations of Dividends, *American Economic Review*, 74, 650-659

Elsas, R. y Florysiak, D., 2008, Empirical Capital Structure Research: New Ideas, Recent Evidence, and Methodological Issues, *University of Munich, Munich School of Management*

Fama, E. F., y French, K. R., 2002, Testing tradeoff and pecking order predictions about dividends and debt, *The Review of Financial Studies*, Oxford University Press for Society for Financial Studies, 15(1), 1–33

Fama, E. F., y French, K. R., 2005, Financing decisions: who issues stock?, *Journal of Financial Economics*, 76, issue 3, p. 549-582

Frank, Murray Z. y Goyal, Vidhan K., 2003, Testing the Pecking Order Theory of Capital Structure, *Journal of Financial Economics*, 67, 217-248

Frank, Murray Z. y Goyal, Vidhan K., 2009, Capital Structure Decisions: Which Factors are Reliably Important?, *Financial Management*, 1.38: pp. 1-37

Friend, Irwin y J. Hasbrouck, 1989, Determinants of Capital Structure, *Research in Finance*, ed. Andy Chens, 1-19. Greenwich : JAI Press Inc

Friend, Irwin y Lang, Larry H. P., 1988, An Empirical Test of the Impact of Managerial Self-interest on Corporate Capital Structure, *Journal of Finance*, 43, issue 2, p. 271-81

Galizia, F. y O'Brien, D., 2001, Do capital expenditures determine debt issues?, *European Investment Bank, Economic and Financial Report 2001/02*

Gaud, P., Jani, E., Hoesli, M. y Bender, A., 2005, The Capital Structure of Swiss Companies: an Empirical Analysis Using Dynamic Panel Data, *European Financial Management*, 11: 51–69

Getzmann, A., Lang, S. y Spremann, K., 2010, Determinants of the target capital structure and adjustment speed - evidence from Asian capital markets, *European Financial Management*

Greene, William H., 2003, *Econometric Analysis*, New Jersey, United States of America: Prentice Hall

Hansen, L., 1982, Large sample properties of generalized method of moments estimators, *Econometrica*, vol 50(3): 1029-1054

Harris, M. y Raviv, A., 1991, The theory of capital structure, *Journal of Finance*, XLVI, 297-355

Hsiao, C., 2003, Analysis of panel data, second edition, Cambridge, United Kingdom: Cambridge University Press

Huang, Guihai, y Song, Frank M., 2006, The determinants of capital structure: Evidence from China, *China Economic Review*, Elsevier, vol. 17(1), pages 14-36

Jensen, M., 1986, Agency Cost of Free Cash Flows, Corporate Finance and Takeovers, *American Economic Review* 76, 323-339

Jensen, M.C. y W.H., Meckling, 1976, Theory of the Firm: Management Behavior, Agency Costs and Ownership Structure, *Journal of Financial Economics*, 3, 305-360

Kremp, E., Stöss, E. y Gerdesmeier, D., 2001, Estimation of a debt function: evidence from French and German firm panel data, Corporate finance in Germany and France, Joint Research Project of the Deutsche Bundesbank and the Banque de France

Kraus, A., y Litzemberger, R. 1973, A state-preference model of optimal financial leverage, *Journal of Finance*, 28, 911– 922

Kester, C. W., 1986, Capital and ownership structure: a comparison of United States and Japanese corporations, *Financial Management*, 15, 5 – 16

Leary, M. y Roberts, M., 2010, The pecking order, debt capacity, and information asymmetry, *Journal of Financial Economics*, 95, 332–355

Long, M., y Maltiz, I., 1985, The investment-financing nexus: some empirical evidence, *Midland Corporate Finance Journal*, 3, 53–59

López-Gracia, J. y Sogorb-Mira, F., 2003, Pecking Order Versus Trade-Off: An Empirical Approach To The Small And Medium Enterprise Capital Structure, *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas*, S.A. (Ivie)

López-Gracia, J. y Sogorb-Mira, F., 2008, Testing tradeoff and pecking order theories financing SMEs, *Small Business Economics*, Springer, 31(2), 117-136

Miller M., 1977, Debt and taxes, *Journal of Finance*, Vol. 32, pp. 261-275

- Mileva, E., 2007, Using Arellano – Bond Dynamic Panel GMM Estimators in Stata, *Fordham University*
- Modigliani, F. y Miller, M., 1958, The cost of capital, corporation finance and the theory of investment, *American Economic Review* 48, 261-297
- Modigliani, F. y Miller, M., 1963, Corporate Income Taxes and the Cost of Capital: A Correction, *American Economic Review* 53, No. 3, pp. 433-443
- Myers, S., y Majluf, N., 1984, Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have, *Journal of Financial Economics* 13, 187-221
- Myers, Stewart, 1977, The Determinants of Corporate Borrowing, *Journal of Financial Economics* 5, 147-175
- Myers, Stewart, 1983, The Capital Structure Puzzle, *The Journal of Finance*, vol. 39, No. 3, 575-592
- Myers, Stewart, 2001, Capital Structure, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 15(2), 81-102
- Nickell, Stephen J., 1981, Biases in Dynamic Models with Fixed Effects, *Econometrica*, *Econometric Society*, 49(6), 1417-26
- Ozkan, A., 2001, Determinants of Capital Structure and Adjustment to Long Run Target: Evidence From UK Company Panel Data, *Journal of Business Finance & Accounting*, 28: 175–198
- Rajan, G. y Zingales, L., 1995, What do we know about capital structure? Some evidence from international data, *Journal of Finance*, 50, 1421-60
- Roodman, D., 2009, How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata, *Stata Journal*, vol. 9, 86-136
- Roodman, D., 2009, A Note on the Theme of Too Many Instruments, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 71: 135–158
- Sbeiti, W., 2010, The Determinants of Capital Structure: Evidence from the GCC Countries, *International Research Journal of Finance and Economics*, 47, 56-82
- Seifert, B. y H. Gonenc, 2008, The international evidence on the pecking order hypothesis, *Journal of Multinational Financial Management*, 18(3): 244-260

Serrasqueiro, Z. y Nunes, P., 2008, Determinants of Capital Structure: Comparison of Empirical Evidence from the Use of Different Estimators, *International Journal of Applied Economics*, 5(1), 14-29

Shyam-Sunder, L. y Myers, S.C., 1999, Testing static tradeoff against pecking order models of capital structure, *Journal of Financial Economics* 51, 219-244

Strebulaev, Ilya A., 2007, Do Tests of Capital Structure Theory Mean What They Say?, *Journal of Finance*, vol.62, 1747-1787

Titman, S., y Wessels, R., 1988, The determinants of capital structure choice, *Journal of Finance* 43, 1-19

Viswanath, P. V., 1993, Strategic Considerations, the Pecking Order Hypothesis, and Market Reactions to Equity Financing, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 28, No. 2 pp. 213-234

Wald, John K., 1999, How Firm Characteristics Affect Capital Structure: An International Comparison, *Journal of Financial Research*, Summer, 22:2, pp. 161-87

Wang, K.-C. A. y Lin, C.-H. A., 2010, Pecking-Order Theory Revisited: The Role of Agency Cost, *The Manchester School*, 78: 395-411

Wiwattanakantang, Y., 1999, An empirical study on the determinants of the capital structure of Thai firms, *Pacific-Basin Finance Journal*, 7, 371-403

Wooldridge, J. M., 2002, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, United Kingdom: The MIT Press