

**ESTIMACIÓN DEL COSTO DEL PATRIMONIO PARA COMPAÑÍAS PRIVADAS: UNA APROXIMACIÓN
CONTABLE, CON EVIDENCIA DE COMPAÑÍAS LISTADAS Y CON ENFOQUE EN LATINOAMÉRICA**

Natalia De Vivero Gutiérrez

Colegio de Estudios Superiores de Administración – CESA

Maestría en Finanzas Corporativas

Bogotá

2023

**ESTIMACIÓN DEL COSTO DEL PATRIMONIO PARA COMPAÑÍAS PRIVADAS: UNA APROXIMACIÓN
CONTABLE, CON EVIDENCIA DE COMPAÑÍAS LISTADAS Y CON ENFOQUE EN LATINOAMÉRICA**

Natalia De Vivero Gutiérrez

**Tutor
Julio Sarmiento Sabogal**

Colegio de Estudios Superiores de Administración – CESA

Maestría en Finanzas Corporativas

Bogotá

2023

Tabla de contenido

índice de gráficas y tablas	4
1. Problema de investigación	5
2. Pregunta de investigación	6
3. Hipótesis.....	6
4. Objetivos	7
4.1. Objetivo general	7
4.2. Objetivos específicos	7
5. Estado del arte	7
6. Marco teórico.....	9
7. Metodología.....	11
8. Resultados esperados	13
9. Análisis de resultados	13
10. Conclusiones	19
Bibliografía.....	21

índice de gráficas y tablas

Gráfica 1: Evolución de monto de inversiones y desinversiones de fondos de capital privado en Latinoamérica (USD millones)	5
Tabla 1: Regresiones univariantes.....	13
Tabla 2: Parámetros estimados de las regresiones de BCONT en BMCDO.....	15
Tabla 3: Resultados pruebas de robustez No. 1.....	16
Tabla 4: Resultados pruebas de robustez No. 2.....	17

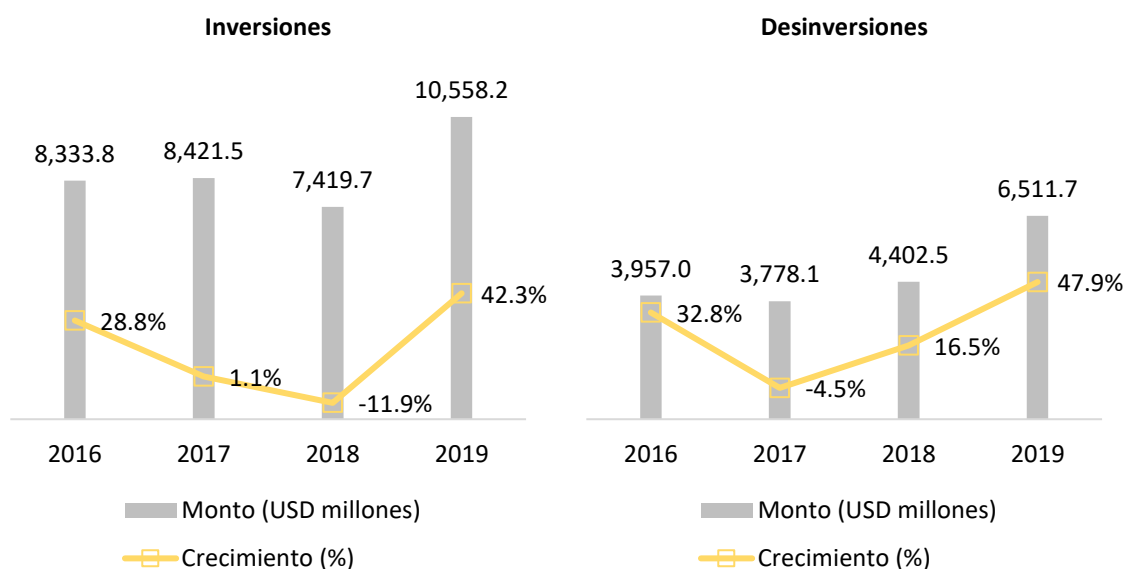
1. Problema de investigación

La gran mayoría de países latinoamericanos, así como sus mercados financieros son catalogados como emergentes, por ejemplo, MSCI, compañía de investigación, data y tecnología que provee herramientas y servicios de soporte para la toma de decisiones, a nivel global, de la comunidad de inversión, clasifica de esta manera a Brasil, México, Chile, Colombia, Perú y Argentina (MSCI, 2021). Los mercados emergentes están comúnmente asociados con un bajo ingreso *per capita*, pero con tasas de crecimiento económico considerables y aceleradas, alta volatilidad, pero con potencial de retornos altos, y beneficios en cuanto a diversificación para los inversionistas de mercados desarrollados; la transición económica de estos mercados hace que requieran con frecuencia grandes flujos de capital extranjero producto de la escasez de recursos internos.

Las oportunidades en América Latina son enormes, pero existen obstáculos significativos, principalmente las restricciones de capital en la región, incluyendo los altos niveles de deuda local y bajos niveles de liquidez en el sector privado. Los inversionistas del sector privado están privilegiadamente posicionados para tomar las oportunidades si logran reconocer y abordar las necesidades específicas de la región, esto significa también que son capaces de valorar apropiadamente los riesgos inherentes de hacer negocios en América Latina. Así mismo, a pesar de que los mercados accionarios de los países latinoamericanos han experimentado desarrollos recientes en términos de profundidad, liquidez, tamaño y número de compañías listadas, sus economías siguen estando basadas en compañías primordialmente de capital privado.

Estos son algunos de los factores que han llevado a un crecimiento importante de la industria de fondos de capital privado en Latinoamérica en los últimos años, jugando un rol fundamental en el dinamismo de las economías de la región. En el año 2019 Latinoamérica registró un récord por monto de inversiones y desinversiones de fondos de capital privado llegando a US\$10,558 millones y US\$6,511 millones, con un crecimiento de 42.3% y 47.9% respectivamente.

Gráfica 1: Evolución de monto de inversiones y desinversiones de fondos de capital privado en Latinoamérica (USD millones)



Fuente: (Colcapital, EY & EMIS, 2019)

El dinamismo de la industria de fondos de capital privado viene acompañado inevitablemente de una actividad de M&A fuerte. En 2019 se registraron 1,649 transacciones de M&A en Latinoamérica por un total de US\$115,800 millones (EMIS, 2019). La base para las múltiples transacciones de M&A es sin duda la valoración de las compañías involucradas, lo que hace evidente la necesidad de definir el costo del patrimonio para el actor involucrado, teniendo en cuenta el nivel de riesgo de la compañía a valorar.

El método más comúnmente utilizado para calcular el costo del patrimonio es el *Capital Asset Pricing Model* – *CAPM* por sus siglas en inglés, sin embargo, este se utiliza para compañías públicas – listadas en bolsa, pues las variables de mercado necesarias para su cálculo imponen una limitación para su aplicación cuando se trata de compañías privadas; específicamente la Teoría de Portafolios, define las medidas de riesgo únicamente en términos de interacciones determinadas por el mercado, por ejemplo, las variables de precio de un activo. A pesar de la relevancia, cada vez mayor, que han ganado las compañías de capital privado en la comunidad de inversionistas, la gran mayoría de los desarrollos e investigaciones académicas en el ámbito financiero siguen estando concentradas en compañías públicas. Dado lo anterior, la adaptabilidad de estos modelos de Valoración de Activos Financieros vía *proxys* para ser utilizados en la estimación del costo del patrimonio para compañías privadas sigue siendo un tema de gran interés (Sarmiento, Sadeghi, Sandoval, & Cayon, 2021).

Una de las soluciones que se han propuesto a este problema es la utilización de fundamentales contables como sustitutos para las variables de mercado que se utilizan en el *CAPM* y que no son observables en compañías de capital privado, esto es, simplemente cambiar el beta de mercado por el beta contable (Beaver, Kettler, & Scholes, 1970). El gran cuestionamiento sigue siendo cuál es la relación entre las medidas de riesgo determinadas por la contabilidad y las determinadas por el mercado y si las primeras si pueden ser utilizadas para efectos de sustitución; si bien el rol de los betas contables en el cálculo del riesgo sistemático ha sido ampliamente testeado en el mercado accionario de Estados Unidos, llegando a todo tipo de evidencia contradictoria, pocas pruebas empíricas se han hecho en mercados emergentes o en países Latinoamericanos.

2. Pregunta de investigación

¿Cuál es la evidencia de la relación entre el beta de mercado y un *proxy* de riesgo proveniente de la información contable, que permita utilizar este último como sustituto del primero en el *CAPM* para la estimación del costo del patrimonio para compañías privadas?

3. Hipótesis

Existe una relación significativa entre el beta de mercado y los betas contables, de manera que este último puede ser usado como método *proxy* para ser aplicado en la estimación del costo del patrimonio para compañías privadas en Latinoamérica (no listadas en los mercados de capitales).

4. Objetivos

4.1. Objetivo general

Definir la validez del método de betas contables para ser aplicado como sustituto del beta de mercado en la estimación del costo del patrimonio para compañías privadas en Latinoamérica (no listadas en los mercados de capitales).

4.2. Objetivos específicos

- Identificar los ratios contables que pueden ser utilizados como proxy de retorno en la estimación de betas contables.
- Entender la relación que existe entre las variables contables y el riesgo de mercado.
- Examinar la magnitud del error estadístico en la correlación entre los betas contables y el beta de mercado.
- Argumentar acerca de la utilidad de la relación entre betas contables y beta de mercado.

5. Estado del arte

En las décadas siguientes, a la construcción del *CAPM*, la determinación y cuantificación del riesgo ha recibido bastante atención y ha sido un tema de gran interés para los académicos y diferentes actores del mundo financiero, incluyendo a los inversionistas. Si bien, hasta el momento se ha aceptado la premisa de que el propósito de la contabilidad de una compañía es simplemente el de facilitar la toma de decisiones al interior de ella y por parte del equipo gerencial, estudios de Teoría de Portafolios muestran conocimientos empíricos acerca de los procesos de toma de decisiones de los inversionistas de una compañía, teniendo en cuenta la data contable disponible. “El sistema de contabilidad genera información de diversas relaciones, que, son consideradas por muchos, medidas de riesgo. Estudios previos sugerirían que, *ratios* de los estados financieros pueden ser usados como medidas de riesgo de insolvencia o impago, pero poco se conoce de su vínculo con el concepto de riesgo, definido en la Teoría de Portafolios” (Beaver, Kettler, & Scholes, 1970).

Una medida de riesgo es el riesgo sistémico, definido en términos de la covarianza del retorno de un activo con el retorno del portafolio de mercado. La relación comúnmente se estandariza dividiendo la covarianza entre la varianza del retorno del portafolio de mercado. Esta medida estandarizada de riesgo sistemático se denomina beta. Sin embargo, el beta hasta el momento solo estaba determinado por variables de mercado, no se conocía qué variables exógenas afectaban las variaciones de precio y los precios de los activos. Si bien, los precios de los activos son el resultado último de los procesos de decisión de la comunidad entera de inversionistas, y así mismo son la variable de decisión que determina el retorno y el riesgo en el que un inversionista incurre en el periodo de tenencia de un activo, hasta la fecha no se tenía conocimiento de la interacción entre la data contable y las variables de precio de mercado, ambos criterios de toma de decisiones.

Beaver, Kettler y Scholes (1970) desarrollan un estudio en donde prueban la asociación entre las medidas de riesgo determinadas por la contabilidad, y las determinadas por el mercado, con esto pretenden encontrar qué información contable tiene incidencia en la información de precio de mercado, de tal manera que pueda implicar una variación en el nivel de riesgo percibido en la acción de una compañía; en caso de observar una asociación, la evidencia estaría soportando la hipótesis

de que la data contable refleja los eventos subyacentes que determinan el riesgo de los activo, y que dichos eventos se ven también reflejados en los precios de mercado de los activos. Las conclusiones del estudio y los resultados empíricos de sus hallazgos sugieren que existe un alto grado de relación entre las medidas de riesgo contables y las de mercado; adicionalmente, la data contable mostró mejores pronósticos de la medida de riesgo determinada por el mercado para los periodos de tiempo estudiados, esta prueba demuestra un área en donde la información contable puede llevar a mejoras en la predicción a nivel de toma de decisiones individuales, así como sugiere que las medidas de riesgo contables pueden ser utilizadas en escenarios de decisión en donde las medidas de riesgo de mercado no están disponibles, por ejemplo, dos situaciones evidentes son compañías de capital privado, emitiendo acciones en el mercado por primera vez (oferta pública inicial de acciones) y compañías con diversas divisiones operando en diferentes sectores del espectro de riesgo (Beaver, Kettler, & Scholes, 1970).

Desde la perspectiva teórica, poco tiempo después, el estudio de Bowman (1979-1980) soportó también la relación teórica entre los betas contables y los betas de mercado llegando prácticamente a las mismas conclusiones de Beaver, Kettler y Scholes (1970) e incluyendo el tema del apalancamiento. Sus conclusiones fueron que el apalancamiento de una compañía es importante para las consideraciones de riesgo, que las medidas contables de deuda son estadísticamente idénticas a las medidas de mercado y están relacionadas con el riesgo sistemático, es decir que las medidas contables son un buen sustituto del valor de mercado de la deuda, y qué, pueden ser utilizadas dentro de la variables de apalancamiento para pruebas de correlación de riesgo (Bowman, The Importance of a Market-Value Measurement of Debt in Assessing Leverage, 1980).

Gonedes por el contrario realizó varios estudios entre 1973 y 1975, los cuales fueron discrepantes entre sí. Si bien hacia 1973 no encontró una correlación significativa entre las medidas de riesgo contables y de mercado, en sus estudios de 1975 se refirió a su trabajo anterior mencionando que los resultados podían haber presentado una afectación por diferentes cuestiones técnicas en la metodología de prueba. “se atribuyó la significancia de estudios previos a falsas correlaciones. De hecho, el amplio debate sobre el trabajo de Gonedes pudo haber surgido por la relación relativamente débil entre el beta contable y el beta de mercado, en la medida en que un cambio menor ya fuera en el periodo de estudio o en la técnica de regresión podía causar que la correlación apareciera o desapareciera” (Sarmiento-Sabogal & Sadeghi, 2015).

“Estos primeros estudios resultaron en una conclusión general (a pesar de no ser unánime) de que los betas contables están significativamente correlacionados con los betas de mercado. Sin embargo, los estudios más recientes muestran evidencia contradictoria acerca de estos hallazgos” (Sarmiento-Sabogal & Sadeghi, 2015). Mientras que por un lado Cohen *et al.* (2009) aplicó los betas contables como un método sustituto de los betas de mercado y argumentó que los últimos generaban resultados demasiado optimistas cuando se probaban en el *CAPM*, encontrando que los betas contables son mejores explicando retornos de largo plazo; por otro lado Campbell *et al.* (2010) argumentó que las medidas contables son un mal predictor de los betas de mercado futuros.

Finalmente, también ha habido diferencias en las discusiones acerca de específicamente cuál es la mejor medida contable para el retorno, mientras que Ismail and Kim (1989) hablan del poder de las medidas basadas en flujos de caja como un *proxy* para el beta de mercado; de manera opuesta “Sarmiento-Sabogal y Sadeghi (2015) argumentan que a pesar de que los betas contables tienden a sobreestimar el riesgo sistemático cuando se compara con el modelo de mercado, las medidas basadas en EBITDA sobre valor en libros del patrimonio, minimizan este problema. Este hallazgo

está en línea con el uso común del *ROE* (retorno sobre el *equity* o patrimonio) como el proxy fundamental de retorno, así como con las conclusiones de Barton *et al.* (2010), que aseguran que las medidas de en medio del estado de resultados, como el EBITDA, parecen ser más relevantes para los inversionistas que otras métricas de desempeño” (Sarmiento, Sadeghi, Sandoval, & Cayon, 2021).

Si bien el rol de los betas contables en el cálculo del riesgo sistemático ha sido ampliamente testeado en el mercado accionario de Estados Unidos, llegando a todo tipo de evidencia contradictoria, pocas pruebas empíricas se han hecho en mercados emergentes como el de varios países Latinoamericanos, esto es lo que se pretende analizar con este estudio.

6. Marco teórico

Desde los más incipientes desarrollos en teoría de finanzas corporativas los académicos se han preguntado acerca de cuál es el costo de capital para una compañía, teniendo en cuenta que los fondos son utilizados para adquirir activos cuya rentabilidad es desconocida e incierta y que los recursos se pueden obtener de diversas fuentes de fondeo, desde instrumentos de deuda pura, que representan derechos monetarios fijos, hasta emisiones de acciones (instrumentos puros de patrimonio), que representan para los tenedores solamente el derecho de una participación a prorrata en la compañía, cuyos resultados son inciertos (Modigliani & Miller, 1958). Desde la segunda mitad del siglo XX se ha presenciado la formulación de los bloques fundamentales de lo que es la teoría moderna de las ciencias económicas financieras, que incluye, la Teoría de Mercado de Capitales (*Capital Market Theory*), y lo que a su vez ha sido el mayor fundamento conceptual de ésta, la Teoría de Valoración de Activos Financieros o *Capital Asset Pricing Theory* (cuyo desarrollo más importante es el *Capital Asset Pricing Model* – *CAPM* por sus siglas en inglés).

Las primeras teorías de costo de capital y estructura de capital se dieron a conocer hacia 1958 con las proposiciones de Modigliani y Miller. La Proposición I establecía que “el valor de mercado de cualquier compañía es independiente de su estructura de capital y está dado por capitalizar el retorno esperado de la compañía a una tasa apropiada para el tipo de activo”; de manera equivalente se señalaba que “el costo de capital promedio para cualquier compañía es completamente independiente de su estructura de capital y es igual a la tasa de capitalización de una fuente pura de financiación con patrimonio para un activo de su misma clase”. De esto se derivaba la Proposición II, que frente a la tasa de retorno de acciones ordinarias en compañías cuya estructura de capital incluye algo de endeudamiento, afirmaba que “la rentabilidad esperada para una participación accionaria es igual a la tasa de capitalización de una fuente pura de financiación con patrimonio para un activo de su misma clase, más una prima relacionada con el riesgo financiero, que es equivalente al *ratio* de deuda sobre patrimonio multiplicado por el diferencial de tasa entre la fuente pura de patrimonio y la deuda” (Modigliani & Miller, 1958).

De las proposiciones de Modigliani y Miller (1958) surge la necesidad de empezar a estudiar el costo del capital para los activos de diversas clases, después de concluir que, el costo de capital promedio, de todas las fuentes de fondeo para una compañía, es independiente del apalancamiento (en un mundo sin impuestos ni costos transaccionales), y corresponde al costo del patrimonio como única fuente de fondeo (compañía desapalancada); si bien el costo de la deuda tiende a aumentar a medida que aumenta el apalancamiento, esto se ve compensado por una reducción en la tasa de retorno del capital común (acciones ordinarias).

Hacia mediados de la década de los 60s, Sharpe (1964) y Lintner (1965) marcan el nacimiento del *Asset Pricing Theory*, que resulta en un Premio Nobel para Sharpe en 1990; construyen el Modelo de Valoración de Activos Financieros al que llaman *CAPM*, basándose en el Modelo de Selección de Portafolios de Markowitz (1959) (también conocido como Modelo de Media-Varianza). El *CAPM* resulta ser un modelo atractivo pues ofrece una predicción que intuitivamente resulta satisfactoria acerca de cómo medir el riesgo y la relación entre retorno esperado y riesgo. En la teoría el riesgo se divide en dos componentes: el riesgo de mercado o riesgo sistemático y el riesgo particular o único (no sistemático), y el *CAPM* asume que la prima de riesgo de un activo (de renta variable) (riesgo sistemático) es una función lineal de lo que se denomina el beta del activo; es decir, entre más alto sea el riesgo de un activo, mayor es la prima de riesgo y por tanto el retorno esperado del mismo.

Se entendía ya en ese entonces por la Teoría de Portafolios que el riesgo total se mide por la varianza del retorno de un portafolio, lo que Sharpe y Lintner lograron demostrar es que, en equilibrio, un activo individual es valorado para reflejar su contribución al riesgo total; esto es medido como la covarianza entre su retorno y el retorno del portafolio de mercado de todos los activos. Esta medida de riesgo es lo que comúnmente se empieza a denominar el riesgo sistemático de un activo. El *CAPM* en su forma más simple usa la siguiente expresión para los retornos esperados en equilibrio ($E(R_j)$) de un activo (j), en un mundo sin impuestos y para un periodo de tiempo específico (Jensen & Smith, 1984):

$$E(R_j) = R_F + [E(R_M) - R_F]\beta_j$$

Donde:

R_F = tasa de interés libre de riesgo

$E(R_M)$ = retorno esperado del portafolio de mercado de todos los activos

y

$$\beta_j = \frac{cov(R_j, R_M)}{\sigma^2(R_M)}$$

La covarianza entre el retorno del activo j y el retorno del mercado (R_M), dividido por la varianza del retorno del mercado, es la medida del riesgo sistemático (no diversificable) del activo j , denominado como beta del activo (β_j).

En los años siguientes muchos estudios e investigaciones se dedicaron a ahondar o ampliar acerca de este tema e incluso a hacer pruebas empíricas sobre el modelo. “Jensen (1972) provee una reseña de la gran mayoría de la literatura, Roll (1977) ofrece una crítica sobre pruebas del *Capital Asset Pricing Model*, y Schwert (1983) hace un estudio de las desviaciones, relacionadas con el tamaño de las compañías, de los retornos promedio frente a los estimados mediante el uso del modelo” (Jensen & Smith, 1984). El *CAPM* ha servido como base para valorar el riesgo por más de 50 años. Los académicos en el área generalmente han favorecido el uso del *CAPM* como el método de preferencia para estimar el costo del capital o patrimonio y evaluar el desempeño en la gestión de portafolios. A pesar de las muchas críticas, el *CAPM* en su forma pura es todavía uno de los modelos más ampliamente utilizados, especialmente para grandes compañías, e incluso para compañías de menor tamaño en su versión extendida o ajustada.

7. Metodología

Se pretende estudiar la relación entre variables contables y riesgo de mercado, más específicamente el método de betas contables como una de las alternativas o *proxy* para ser aplicado en la estimación del costo del patrimonio para compañías privadas en Latinoamérica (no listadas en los mercados de capitales).

Para llevar a cabo el análisis se utilizarán como evidencia compañías públicas o listadas (que coticen en los mercados de capitales) y cuya información contable anual e información de mercado esté disponible en el sistema de información que provee Bloomberg L.P., de donde se obtendrán los datos; específicamente el *set* de datos se compondrá de una observación por año y por compañía. El periodo de estudio incluirá los años comprendidos entre el año 2006 y 2021, y se tomarán compañías (*c*) que hacen parte de los principales índices accionarios, por capitalización bursátil, de las bolsas de los países latinoamericanos que se encuentran clasificados como mercados emergentes por MSCI: Brasil, México, Chile, Colombia, Perú y Argentina (MSCI, 2021). Las compañías que se incluirán en la muestra deben tener valores reportados de al menos una observación para cada una de las variables de estudio, que incluyen: utilidad neta, ventas, valor en libros del patrimonio, valor en libros de los activos y capitalización de mercado, así como la marcación de precio de las acciones; aquellas compañías con valor patrimonial negativo serán excluidas.

Una vez se tengan las variables de estudio para las compañías, estas últimas se agruparán en portafolios (*p*) categorizados y ponderados por tamaño de las compañías, según capitalización de mercado, y se calcularán las variables de estudio para los portafolios. Con esto se busca eliminar el error idiosincrático de las compañías individuales, y poder analizar exclusivamente el efecto en la rentabilidad, ocasionado por el factor de riesgo sistemático, que a su vez estamos midiendo con los betas (Sarmiento-Sabogal & Sadeghi, 2015).

El diseño de la investigación está estructurado principalmente sobre la base de un modelo de regresión múltiple, con el beta de mercado (*BMCDO*) como la variable dependiente y los betas contables (*BCONT*) como las variables independientes (Ismail & Kim, 1989). La metodología a utilizar se adopta de Sarmiento-Sabogal y Sadeghi (2015), que a su vez basan su trabajo en los desarrollos de Ismail y Kim (1989), y se aplica en tres (3) pasos: (I) primero se calculan los *BMCDO* mensuales haciendo uso del modelo estándar (regresión entre retorno del mercado y los activos particulares - retorno calculado como la variación en los precios de los activos públicos-, o análisis de covarianza). (II) En segundo lugar, se calculan diferentes versiones de *BCONT* anuales haciendo uso de cuatro (4) *ratios* contables. (III) Finalmente, en tercer lugar, se corren las regresiones con datos de panel entre *BMCDO* y *BCONT*.

(I) En el primer paso se toman los retornos mensuales de las acciones de las compañías ($R_{c,t}$) dentro de los percentiles 1 y 99, para eliminar errores estadísticos por observaciones extremas (Sarmiento-Sabogal & Sadeghi, 2015), y se calculan los retornos ponderados mensuales de los portafolios conformados ($R_{p,t}$). El retorno en exceso de los portafolios es medido como $R_{p,t}$ menos lo que teóricamente se denomina tasa libre de riesgo y cuyo *proxy* puede ser el retorno de los *Treasury Bills*, – obligaciones de deuda de corto plazo emitidas por el gobierno de Estados Unidos y respaldadas por el Departamento del Tesoro – con vencimiento a un (1) mes (*T – Bill*). El retorno en exceso del mercado será calculado de la misma manera, entendiendo el mercado como la

sumatoria de todos los portafolios conformados. Se calcularán tres (3) versiones de *BMCDO*, teniendo en cuenta los 60, 120 y 180 meses anteriores (equivalente a 5, 10 y 15 años), haciendo uso del modelo estándar de mercado (Ismail & Kim, 1989):

$$R_{p,t} = \alpha_p + BMCDO_{p,t}R_{m,t} + \varepsilon_{p,t}$$

Donde:

$R_{p,t}$ = tasa de retorno del portafolio p en el periodo t

α_p = intercepto

$BMCDO_{p,t}$ = beta de mercado para el portafolio p en el periodo t

$R_{m,t}$ = tasa de retorno del mercado (m) en el periodo t

$\varepsilon_{p,t}$ = término de error para el portafolio p en el periodo t con $\mu(\varepsilon_{p,t}) = 0$ y varianza constante

(II) En segundo lugar, Los *BCONT* se definirán como una regresión entre las variaciones anuales del retorno contable (*RC*), para los portafolios y para el mercado (Sarmiento-Sabogal & Sadeghi, 2015):

$$BCONT_{p,t} = \frac{Cov(dRC_{p,t}, dRC_M)}{Var(dRC_M)}$$

Donde:

d = variación con un rezago de la transformada logarítmica, del *ratio* contable del portafolio p en el periodo t , entonces $dRC_{p,t} = \ln(1 + RC_{p,t}) - \ln(1 + RC_{p,t-1})$

Los *ratios* contables que se van a utilizar como proxy de retorno contable son los cuatro (4) siguientes:

- (i) *Utilidad Neta/Patrimonio (ROE)*
- (ii) *Utilidad Neta/Activos (ROA)*
- (iii) *Ventas/Patrimonio (V/E)*
- (iv) *Ventas/Activos (V/A)*

Una vez calculados los *ratios* contables ponderados para los portafolios conformados, y al igual que en el primer paso, se calculará el retorno contable del mercado (RC_M), entendiendo el mercado como el portafolio ponderado por capitalización bursátil y compuesto por todas las compañías de la muestra, o la sumatoria de todos los portafolios conformados; el rebalanceo del portafolio para efectos de ponderación se hará de manera anual.

Adicional a los cuatro (4) *ratios* contables utilizados como proxy de *RC*, se calcularán tres (3) *BCONT*, teniendo en cuenta los 5, 10 y 15 años previos.

(III) Finalmente, en tercer lugar, se corren las regresiones univariantes entre *BMCDO* y cada una de las versiones de *BCONT*, haciendo uso del modelo propuesto por Sarmiento-Sabogal y Sadeghi (2015):

$$BMCDO_m^{p,t} = \alpha_1 + \alpha_2 BCONT_n^{p,s} + \varepsilon_n^{p,s}$$

Donde:

m = número de meses previos

n = número de años usados en el cálculo del coeficiente
 p and t (s) = portafolio y el mes (año) respectivamente

La metodología propuesta será desarrollada en la herramienta Excel y el software estadístico STATA.

8. Resultados esperados

Tras realizar una prueba empírica, con evidencia de compañías listadas de los mercados accionarios de algunos países de Latinoamérica, se espera poder proveer evidencia clara acerca de la existencia de una relación significativa (coeficientes cercanos a uno), entre el beta de mercado y los betas contables, de manera que este último puede ser válidamente usado como método *proxy* para ser aplicado en la estimación del costo del patrimonio para compañías privadas en Latinoamérica (no listadas en los mercados de capitales), sustituyendo el beta de mercado. Dada la evidente relevancia que han ganado las compañías de capital privado en la comunidad de inversionistas se espera encontrar una solución a las limitaciones del *CAPM*.

Adicionalmente, se espera poder demostrar que los ratios contables basados sobre valor en libros del patrimonio, son una buena medida como proxy de retorno en la estimación de betas contables, minimizando la magnitud del error estadístico en la correlación entre los betas contables y el beta de mercado.

9. Análisis de resultados

Tabla 1: Regresiones univariantes

Linear regression		Number of obs	=	10	
		F(1, 8)	=	1.06	
		Prob > F	=	0.3343	
		R-squared	=	0.0337	
		Root MSE	=	.05983	
PtUtilidadNetaPatrimonio	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
bPtUtilidadNetaPatrimonio	.006802	.0066202	1.03	0.334	-.0084642 .0220681
_cons	.0508521	.0223035	2.28	0.052	-.0005799 .102284

Linear regression	Number of obs	=	10
	F(1, 8)	=	1.66
	Prob > F	=	0.2336
	R-squared	=	0.2230
	Root MSE	=	.01903

PtUtilidadNetaActivos	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
bPtUtilidadNetaActivos	.016571	.0128606	1.29	0.234	-.0130857 .0462277
_cons	.0141427	.0038955	3.63	0.007	.0051597 .0231257

Linear regression	Number of obs	=	10
	F(1, 8)	=	0.08
	Prob > F	=	0.7821
	R-squared	=	0.0020
	Root MSE	=	.41782

PtVentasPatrimonio	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
bPtVentasPatrimonio	.0031101	.0108697	0.29	0.782	-.0219554 .0281756
_cons	.6672736	.1511962	4.41	0.002	.3186146 1.015933

Linear regression	Number of obs	=	10
	F(1, 8)	=	20.75
	Prob > F	=	0.0019
	R-squared	=	0.8244
	Root MSE	=	.06957

PtVentasActivos	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
bPtVentasActivos	.0786222	.0172588	4.56	0.002	.0388232 .1184211
_cons	.1041298	.0154316	6.75	0.000	.0685444 .1397152

En la Tabla 1 se muestran los resultados de las regresiones univariantes entre *BMCDO* y cada una de las cuatro versiones estudiadas de *BCONT*.

Tabla 2: Parámetros estimados de las regresiones de BCONT en BMCDO

	PtUtilidad~o b/se	PtUtilidad~s b/se	PtVentasPa~o b/se	PtVentasAc~s b/se
bPtUtilida~o	0.007 (0.01)			
bPtUtilida~s		0.017 (0.01)		
bPtVentasP~o			0.003 (0.01)	
bPtVentasA~s				0.079** (0.02)
_cons	0.051 (0.02)	0.014** (0.00)	0.667** (0.15)	0.104*** (0.02)

La Tabla 2 reporta los resultados de la regresión longitudinal en dos dimensiones como era propuesta por el modelo de ajuste usado por Sarmiento-Sabogal & Sadeghi, 2015 y por Sarmiento, Sadeghi, Sandoval, & Cayon, 2021 en sus estudios. A su vez se muestran los errores estándar en las correlaciones que fueron calculados basándose en los estimadores Sandwich de Huber-White para la consistencia de la heteroscedasticidad.

Para soportar la hipótesis de que existe una relación significativa entre el beta de mercado y los betas contables, de manera que estos últimos puedan ser usados como método proxy para ser aplicados en la estimación del costo del patrimonio para compañías privadas en Latinoamérica (no listadas en los mercados de capitales), los coeficientes de regresión estimados, es decir la medida de relación entre las variables, deberían acercarse a la unidad (1). En cuanto a los resultados obtenidos, las salidas si bien tienen signo positivo como era de esperarse, es decir, que la relación entre las variables es positiva, se encuentran en valores lejanos al esperado (valores lejanos a uno), mostrando una relación débil entre los diferentes betas contables y el BMCDO. El coeficiente obtenido para el BCONT de Utilidad Neta/Patrimonio (ROE) es de 0.007, para el Utilidad Neta/Activos (ROA) es de 0.017 y para el Ventas/Patrimonio (V/E) de 0.003, todos los anteriores no significativos.

Solo para el caso particular del BCONT de Ventas/Activos (V/A) se muestra en los resultados un coeficiente significativo de 0.079, con un error estándar de 0.02. Para este beta contable los valores del intervalo de confianza del coeficiente, a un nivel de significancia de 95%, son de 0.388 y 0.118. Los resultados anteriores podrían ser la indicación de una posible relación entre BCONT y BMCDO, pero en donde los betas contables están lejos de ser un proxy perfecto para ser utilizado como el beta de mercado en la estimación del costo del patrimonio para compañías privadas en Latinoamérica.

En la Tabla 1 se puede ver cómo los estadísticos t muestran mejores resultados para los betas contables basados en activos que para los betas basados en patrimonio, siendo para el caso de Ventas/Activos (V/A) de 4.56 y para el caso de Utilidad Neta/Activos (ROA) de 1.29. Esto sugiere que las métricas de activos pueden tener una relación más fuerte con el beta de mercado.

Si bien esa conclusión no es consistente con lo que dice la teoría son resultados en la misma línea de lo evidenciado en el trabajo de Sarmiento-Sabogal & Sadeghi, 2015.

Teniendo en cuenta los resultados obtenidos, que son poco contundentes; así como la investigación previa hecha a lo largo de este trabajo de investigación, en cuanto al marco teórico, en donde se comentó por ejemplo acerca de las limitaciones del uso del modelo de CAPM, y más específicamente del estudio de Schwert (1983) acerca de las desviaciones, relacionadas con el tamaño de las compañías, de los retornos promedio frente a los estimados mediante el modelo, se decidió correr algunas pruebas de robustez, precisamente eliminando las compañías de menor tamaño.

La primera prueba consistió en eliminar el 5% de las compañías más pequeñas de la muestra según capitalización bursátil, mientras que en la segunda prueba se procedió a eliminar el 7%.

Tabla 3: Resultados pruebas de robustez No. 1

Linear regression		Number of obs	=	16		
		F(1, 8)	=	11.33		
		Prob > F	=	0.0046		
		R-squared	=	0.7084		
		Root MSE	=	.1841		

PtUtilidadNetaPatrimonio		Robust				
		Coefficient	std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]

bPtUtilidadNetaPatrimonio		2.802059	.8323643	3.37	0.005	1.016815 4.587303
_cons		.2056777	.0634665	-3.24	0.006	-.3417998 -.0695556

Linear regression		Number of obs	=	16		
		F(1, 8)	=	10.25		
		Prob > F	=	0.0064		
		R-squared	=	0.3906		
		Root MSE	=	.01358		

PtUtilidadNetaActivos		Robust				
		Coefficient	std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]

bPtUtilidadNetaActivos		1.299085	.4058434	3.20	0.006	.4286374 2.169532
_cons		-.0148337	.0076348	-1.94	0.072	-.0312088 .0015413

Linear regression		Number of obs	=	16		
		F(1, 8)	=	2.07		
		Prob > F	=	0.1724		
		R-squared	=	0.3224		
		Root MSE	=	1.1601		

PtVentasPatrimonio		Robust				
		Coefficient	std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]

bPtVentasPatrimonio		1.04221	.724832	1.44	0.172	-.5124 2.59682
_cons		-.0984857	.3114688	-0.32	0.757	-.7665199 .5695484

Linear regression	Number of obs	=	16
	F(1, 8)	=	4.63
	Prob > F	=	0.0494
	R-squared	=	0.2813
	Root MSE	=	.03115

	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
PtVentasActivos						
bPtVentasActivos	-1.038551	.4828451	-2.15	0.049	-2.074151	-.0029517
_cons	.234664	.0635753	3.69	0.002	.0983086	.3710195

	PtUtilidad~o b/se	PtUtilidad~s b/se	PtVentasPa~o b/se	PtVentasAc~s b/se
bPtUtilida~o	2.802** (0.83)			
bPtUtilida~s		1.299** (0.41)		
bPtVentasP~o			1.042 (0.72)	
bPtVentasA~s				1.039** (0.48)
_cons	-0.206** (0.06)	-0.015 (0.01)	-0.098 (0.31)	0.235** (0.06)

Los resultados que se pueden ver reflejados en la tabla anterior para la primera prueba, eliminando el 5% de las compañías más pequeñas, y resultando en 25 portafolios, son diferentes a los de la muestra inicial. En este caso 3 de los 4 betas contables son significativos, siendo estos el de *Utilidad Neta/Patrimonio (ROE)* con un coeficiente de 2.802, el de *Utilidad Neta/Activos (ROA)* con un coeficiente de 1.299 y nuevamente el de *Ventas/Activos (V/A)* con 1.039.

Tabla 4: Resultados pruebas de robustez No. 2

Linear regression	Number of obs	=	10
	F(1, 14)	=	0.52
	Prob > F	=	0.4819
	R-squared	=	0.0158
	Root MSE	=	.63202

	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
PtUtilidadNetaPatrimonio						
MkPtUtilidadNetaPatrimonio	.7812653	1.081486	0.72	0.482	-1.538291	3.100821
_cons	.1144572	.0901283	1.27	0.225	-.0788487	.3077632

Linear regression	Number of obs	=	10
	F(1, 14)	=	0.66
	Prob > F	=	0.4315
	R-squared	=	0.0356
	Root MSE	=	.00466

PtUtilidadNetaActivos	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]
MkPtUtilidadNetaActivos	.1070299	.1321349	0.81	0.431	-.1763713 .3904311
_cons	.009782	.0019094	5.12	0.000	.0056868 .0138771

Linear regression	Number of obs	=	10
	F(1, 14)	=	0.00
	Prob > F	=	0.9595
	R-squared	=	0.0000
	Root MSE	=	1.6938

PtVentasPatrimonio	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]
MkPtVentasPatrimonio	.0111275	.2153975	0.05	0.960	-.4508542 .4731093
_cons	.8017289	.451478	1.78	0.097	-.166595 1.770053

Linear regression	Number of obs	=	10
	F(1, 14)	=	16.85
	Prob > F	=	0.0011
	R-squared	=	0.5006
	Root MSE	=	.04783

PtVentasActivos	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]
MkPtVentasActivos	2.551976	.6216136	4.11	0.001	1.218748 3.885205
_cons	-.1914299	.0797796	-2.40	0.031	-.3625402 -.0203196

	PtUtilidad~o b/se	PtUtilidad~s b/se	PtVentasPa~o b/se	PtVentasAc~s b/se
MkPtUtilid~o	0.781 (1.08)			
MkPtUtilid~s		0.107 (0.13)		
MkPtVentas~o			0.011 (0.22)	
MkPtVentas~s				2.552** (0.62)
_cons	0.114 (0.09)	0.010*** (0.00)	0.802 (0.45)	-0.191* (0.08)

De manera contraria, cuando se hace la segunda prueba, eliminando el 7% de las compañías más pequeñas, resultando en 20 portafolios, específicamente los betas de utilidad, que habían sido significativos en la primera prueba vuelven a perder significancia.

Los resultados de las dos pruebas de robustez son inconsistentes para los beta de utilidad y patrimonio, sin embargo, el beta de *Ventas/Activos* (*V/A*) siempre es consistente, trabajando con la muestra inicial, así como en las dos pruebas de robustez realizadas, en esta última prueba con un coeficiente de 2.522.

10. Conclusiones

Las pruebas empíricas realizadas en este trabajo para los países latinoamericanos, que se encuentran clasificados como mercados emergentes por MSCI, llegan a evidencia contradictoria. El rol de los betas contables en el cálculo del riesgo sistemático ya ha sido ampliamente testado en el mercado accionario de Estados Unidos mostrando al igual que en este caso resultados poco contundentes.

La posibilidad de correr pruebas utilizando diferentes ventanas de tiempo es muy restringida para el caso latinoamericano pues pesar de que los mercados accionarios han experimentado desarrollos recientes en términos de profundidad, liquidez, tamaño y número de compañías listadas, cuando se extrae la información de mercado y contable de las compañías listadas, la data no es lo suficientemente extensa ni constituye una muestra óptima para llevar a cabo el análisis.

El estudio hecho por Sarmiento-Sabogal y Sadeghi (2015) para el caso de Estados Unidos incluyó la aplicación de test Somers' D, cuyo output sugirió que utilizar cualquier versión de beta contable tiende a sobreestimar el beta de mercado en un rango de 20%-50% ($p < 0.05$), llevando a una sobre penalización del riesgo sistemático.

Los resultados de este trabajo apuntan a que los betas contables basados en activos, y no los betas basados en patrimonio, podrían tener una relación positiva con el beta de mercado. Sin embargo, la aplicación de los mismos como un *proxy* de riesgo para ser utilizados como sustitutos del beta de mercado en el CAPM para la estimación del costo del patrimonio para compañías privadas debería

ser objeto de análisis subsiguientes, específicamente buscando cuantificar la magnitud del error de dicha sustitución.

Finalmente, a manera de propuesta muy general sería interesante ver futuros trabajos de investigación enfocados en profundizar este estudio utilizando otros métodos de asset pricing introducidos en investigaciones más contemporáneas, o utilizando diferentes medidas contables, incluso tomando información del mercado de Estados Unidos que tiene bastante más profundidad podría proponerse un trabajo con medidas contables específicas sectoriales, y evaluar diferentes industrias.

Bibliografía

- Beaver, W., Kettler, P., & Scholes, M. (1970). The Association between Market Determined and Accounting Determined Risk Measures. *The Accounting Review*, 45(4), 654-682. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/244204>
- Bowman, R. G. (1979). The Theoretical Relationship Between Systematic Risk and Financial (Accounting) Variables. *The Journal of Finance*, 34(3), 617-630. Retrieved from <https://doi.org/10.2307/2327430>
- Bowman, R. G. (1980). The Importance of a Market-Value Measurement of Debt in Assessing Leverage. *Journal of Accounting Research*, 18(1), 242-254. Obtenido de <https://doi.org/10.2307/2490400>
- Campbell, J. Y., Polk, C., & Vuolteenaho, T. (2010). Growth or Glamour? Fundamentals and Systematic Risk in Stock Returns. *The Review of Financial Studies*, 23(1), 305-344. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/40468310>
- Cohen, R. B., Polk, C., & Vuolteenaho, T. (2009). The Price Is (Almost) Right. *The Journal of Finance*, 64(6), 2739-2782. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/27735189>
- Colcapital, EY & EMIS. (2019). *Evolución y Análisis de la Industria de Fondos de Capital Privado: Impactando la Economía Colombiana*. Retrieved from https://www.ey.com/es_co/strategy-transaction/reporte-impactando-economia-colombiana
- EMIS. (2019). *Latin America and the Caribbean M&A*.
- Gonedes, N. J. (1973). Evidence on the Information Content of Accounting Numbers: Accounting-Based and Market-Based Estimates of Systematic Risk. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 8(3), 407-443. Retrieved from <https://doi.org/10.2307/2329643>
- Gonedes, N. J. (1975). A Note on Accounting-Based and Market-Based Estimates of Systematic Risk. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 10(2), 355-365. Retrieved from <https://doi.org/10.2307/2979041>
- Ismail, B. E., & Kim, M. K. (1989). On the Association of Cash Flow Variables with Market Risk: Further Evidence. *The Accounting Review*, 64(1), 125-136. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/248132>
- Jensen, M. C., & Smith, C. W. (1984). The Theory of Corporate Finance: A Historical Overview. In *The Modern Theory of Corporate Finance* (pp. 2-20). New York: McGraw-Hill Inc. Retrieved from <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.244161>
- Lintner, J. (1965). The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. *The Review of Economics and Statistics*, 47(1), 13-37. doi:10.2307/1924119
- Modigliani, F., & Miller, M. H. (1958). The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment. *The American Economic Review*, 48(3), 261-297. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/1809766>

- MSCI. (2021). *MSCI EM Latin America IMI (USD)*. Obtenido de <https://www.msci.com/documents/10199/6dd8441c-4916-44ca-8ca5-434ce11a50ac>
- Sarmiento, J., Sadeghi, M., Sandoval, J. S., & Cayon, E. (2021). The Application of Proxy Methods for Estimating the Cost of Equity for Unlisted Companies: Evidence from Listed Firms. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 57, 1009-1031. doi:10.1007/s11156-021-00968-3
- Sarmiento-Sabogal, J., & Sadeghi, M. (2015). Estimating the Cost of Equity for Private Firms Using Accounting Fundamentals. *Applied Economics*, 47(3), 288-301. doi:10.1080/00036846.2014.969826
- Sharpe, W. F. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *The Journal of Finance*, 19(3), 425-442. doi:10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x