

**Análisis de información financiera y bursátil
de empresas que cotizan en Mercados
latinoamericanos utilizando métodos
estadísticos avanzados**

Programa aprobado por la Secretaría de Ciencia y
Tecnología de la Universidad Nacional de Córdoba
2014-2015

Director: Dra. Norma Patricia Caro

Codirector: Dra. María Inés Stimolo

Análisis de información financiera y bursátil de empresas que cotizan en mercados latinoamericanos utilizando métodos estadísticos avanzados /

Norma Patricia Caro ... [et al.]; compilado por Stimolo, María Inés ; Norma Patricia Caro. - 1a ed. - Córdoba : Asociación Cooperadora de la Facultad de Ciencias Económicas de la U.N.C., 2017.

94 p.; 23 x 17 cm.

ISBN 978-987-3840-54-8

1. Métodos de Investigación. I. Caro, Norma Patricia II. Stimolo, María Inés, comp. III. Caro, Norma Patricia, comp.

CDD 001.42

Asociación Cooperadora de la Facultad de Ciencias Económicas de la U.N.C., 2017.

Av. Valparaíso s/n - Córdoba - Argentina

Tel.: (0351) 4697879 - E-mail: asoccoop@eco.unc.edu.ar



Análisis de Información Financiera y Bursátil de Empresas que cotizan en Mercados Latinoamericanos utilizando Métodos Estadísticos Avanzados por María Inés Stimolo - Norma Patricia Caro (Compiladores) - María Inés Stimolo - Norma Patricia Caro - Leticia Eva Tolosa - Mariana Verónica González - Adrián Maximiliano Moneta Pizarro - María Claudia Nicolás - Giselle Luján. Se distribuye bajo una [Licencia Creative Commons Reconocimiento-NoComercial-Compartir Igual 4.0 Internacional License](https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/).

Diseño de Tapa:

Erica Chemes

Hecho el depósito que previene la Ley Nº 11.723. Derechos Reservados © 2017

Impreso en la Asociación Cooperadora de la Facultad de Ciencias Económicas

Universidad Nacional de Córdoba - Córdoba - Argentina

Índice

Prefacio	7
Capítulo 1. El comportamiento asimétrico de los costos pegadizos: evidencia en empresas argentinas.....	11
Capítulo 2. Predicción del fracaso empresarial mediante la aplicación de modelos mixtos.....	31
Capítulo 3. Modelo lineal mixto para estudiar la asociación entre los retornos anuales, la información financiera y la información de mercado.....	55
Capítulo 4. Predicción de la distribución de dividendos en empresas latinoamericanas, mediante el empleo de modelos lineales generalizados mixtos.....	73
Conclusiones finales	91
Publicaciones	91

Prefacio

Desde la década del 60 se enfatiza la necesidad de la investigación empírica para el análisis y evaluación de la información contable (Beaver 1966,1968). A partir de ese momento se realizan las primeras investigaciones que utilizan herramientas estadísticas, las que fueron evolucionando hasta lograr incorporar metodologías más avanzadas.

En el presente libro se pretenden abordar diferentes problemas que tienen su incidencia en las actividades económicas de las empresas y en los mercados en donde las mismas actúan. Anticipando determinados comportamientos se pueden tomar decisiones convenientes en la marcha de sus negocios, para lo que se plantea el estudio y análisis de la información financiera y de mercado de las empresas en diferentes problemas a abordar:

Análisis de la estructura de costos

Anticipación de estados de vulnerabilidad financiera

Los rendimientos a través de los retornos de las acciones

La política de distribución de dividendos

Análisis de la estructura de costos: los métodos de costeo proponen distintos procedimientos en la identificación de los generadores (actividades o causantes) de costos y la asignación de los mismos a los objetos de costo, y todos asumen que los costos variables son “proporcionalmente variables” con respecto al nivel de actividad, supuesto que no siempre se cumple en la práctica. Los costos, muestran generalmente un comportamiento asimétrico, afectando las decisiones sobre producción y diseño de los productos. Anderson M.C.; Banker R.D.; Janakiraman S.N. (2003) inició una importante corriente de investigación empírica cuya supuesto de base es que este comportamiento tiene como causa la decisión de los administradores de mantener recursos ociosos entre el momento de la disminución de las ventas hasta que se realice el ajuste en los costos de la empresa. Stimolo y Lencisa (2013) probaron empíricamente que los costos de administración y comercialización de las empresas argentinas con oferta pública de sus acciones presentan un comportamiento pegadizo. A partir de estos primeros resultados, es necesario profundizar en el estudio de las causas de este comportamiento.

Anticipación de estados de vulnerabilidad financiera: debido al interés por evaluar los resultados futuros del gerenciamiento empresarial para predecir a

mediano plazo, procesos de gestación e instalación de estados de vulnerabilidad financiera y a la necesidad de las entidades financieras de controlar los riesgos a los que se enfrentan en su operatoria comercial, surge la motivación de desarrollar modelos para gestionar el riesgo de crédito (Caro, 2013).

Los rendimientos de los inversores a través de los retornos de las acciones: las investigaciones empíricas basadas en el mercado, buscando explicaciones del comportamiento de los retornos de las acciones (Beaver, 1968; Ball y Brown, 1968 y Kormendi y Lipe, 1987) han permitido estudiar si determinados indicadores contables influyen en los retornos de las acciones.

La política de distribución de dividendos: se pretende investigar en dos sentidos, por un lado medir las repercusiones de la estrategia del reparto de dividendos en los precios de las acciones, y por el otro, conocer los factores que influyen en la decisión de repartir beneficios. Los esfuerzos orientados a dar respuesta a la segunda cuestión se han ocupado, principalmente, del desarrollo de modelos de comportamiento de los dividendos que, a partir de variables macro o microfinancieras, permiten explicar y predecir las políticas aplicadas por las empresas.

Para el análisis de estos problemas, se necesita contar con información que resulte comparable, requisito asegurado por la información disponible a partir de la contabilidad financiera, en cuanto a que las empresas que cotizan en los mercados de valores elaboran sus balances, los que deben someterse a cierta rigurosidad técnica y a formalidades, además se encuentran publicados disponiendo de la información para diferentes periodos.

Por otro lado, se propone avanzar en el uso de metodologías estadísticas avanzadas en problemas donde se utilice la información contable, interactuando ambas disciplinas (contable y estadística).

El uso de modelos estadísticos avanzados permite la profundización teórica y metodológica de nuevos enfoques de modelación entre ellos los Modelos Mixtos (Multinivel y Longitudinal) (Rabe-Hesketh y Skrondal, 2005 y Pérez, 2008).

Los Modelos Mixtos permiten obtener estimaciones y predicciones de fenómenos representados por datos con estructuras no independientes, es decir datos que presentan correlación, la que es provocada por el diseño de muestreo (multinivel) o porque las unidades se miden repetidamente en el tiempo (longitudinal). Estos modelos surgieron en la década del '80, como respuesta a la necesidad de incorporar en la estimación los efectos del

agrupamiento, incluyendo estructuras para la covarianza, como son los modelos lineales mixtos o modelos lineales de efectos mixtos (Molenberghs y Verbeke, 2005).

Adicionalmente, la naturaleza de la respuesta requiere metodologías estadísticas alternativas a la aplicada en los Modelos Lineales Mixtos con respuesta gaussiana, tales como son los Modelos Lineales Generalizados Mixtos (respuesta no gaussianas). Cuando la variable respuesta es discreta, para medir los cambios en la respuesta según las covariables, se utilizan los modelos lineales generalizados para datos longitudinales. La característica principal de estos modelos es que se asume una adecuada transformación no lineal de la media de la respuesta para trabajar con una función lineal de esas covariables (Fitzmaurice, et al, 2009).

De esta manera, es posible explicar y predecir el comportamiento de las empresas y poder anticiparse a situaciones desfavorables o bien implementar determinadas políticas (de inversión, de gastos, de ventas), ya que las mismas poseen datos empresariales (financieros, contables y de mercado) que permiten abordar el análisis a través de la elaboración de ratios y de indicadores.

Estos modelos fueron aplicados en economías desarrolladas (Rodríguez Enríquez, 2003; Jones y Hensher, 2004; Beaver, et al, 2005; García Borbolla A. y Larrán Jorge, M., 2005; Anderson M. et. al. 2003) y en estos últimos años fueron temas de investigación aplicados en Argentina (Caro, 2013, Tolosa, 2013 y Stimolo y Lencisa, 2013).

Capítulo 1

El comportamiento asimétrico de los costos pegadizos: evidencia en empresas argentinas

María Inés Stimolo¹

1. Introducción

La función de costos de las empresas mide el mínimo costo de producción para un nivel de actividad, respecto del nivel de precio de los factores de producción. Dicha función establece una simetría proporcional entre el cambio de los costos y el nivel de producción, en tanto que los primeros tienden a aumentar o disminuir ante el aumento o disminución del 1% del nivel de producción. De esta manera, dado un análisis a corto plazo, es posible clasificar los costos en fijos o variables, según permanezcan constantes o respondan proporcionalmente a los cambios de niveles de actividad. En efecto, en la mayoría de los casos, los modelos de medición de costos propuestos por la bibliografía están basados en el supuesto de la proporcionalidad, según el modelo de Costo-Volumen-Utilidad (CVU). Dicho modelo establece que las decisiones gerenciales de corto plazo están basadas en tres aspectos que afectan la utilidad neta: el total de costos fijos, la cantidad de unidades vendidas y la contribución marginal (el precio de venta unitario, menos el costo variable unitario).

Sin embargo, en la práctica, el supuesto de proporcionalidad tiende a no cumplirse, puesto que un cambio en los costos puede diferir cuando el nivel de actividad aumenta o disminuye lo cual, a su vez, influye en la contribución marginal y en las decisiones gerenciales. En general, suele suponerse que los costos presentan un comportamiento *pegadizo*, esto es, tienden a aumentar determinada proporción ante un aumento del 1% en la actividad, pero disminuyen en una proporción menor ante una reducción del 1%.

Por otro lado, las decisiones gerenciales responden a distintas motivaciones, clasificadas en tres categorías en el presente trabajo: a) factores internos, b)

¹ *mstimolo@eco.unc.edu.ar*

factores externos a la empresa, y c) relacionadas con el comportamiento gerencial y el organizacional.

En la misma línea, el trabajo de Anderson M.C.; Banker R.D.; Janakiraman S.N. (2003) inició una importante corriente de investigación empírica sobre el comportamiento pegadizo (*sticky*) de los costos. El estudio se desarrolla bajo el supuesto de que dicho comportamiento se debe a la decisión de los administradores de mantener recursos ociosos durante la disminución de las ventas, hasta la realización de los ajustes en los costos de la empresa. Asimismo, el modelo propuesto por Anderson et al. (2003) -en adelante ABJ- se deriva de la función económica de costos de Cobb Douglas, y atiende a encontrar el cambio porcentual de los costos cuando el nivel de actividad aumenta o disminuye en igual proporción.

De esta manera, mientras que distintos trabajos han abordado empíricamente dicho comportamiento, otros han cuestionado la teoría de las decisiones gerenciales en las que se sustenta el modelo ABJ, puesto que pueden estar condicionadas por distintos aspectos. En dichos estudios se discuten diversos factores, entre ellos la estructura de costos de las empresas y el entorno macroeconómico.

En el presente trabajo se analiza el comportamiento de los costos de comercialización de empresas argentinas que cotizaron sus acciones en el mercado de valores durante el período 2004-2012. Las organizaciones fueron clasificadas por sector -categoría incorporada al modelo ABJ- puesto que los costos de las empresas pertenecientes a un mismo sector económico tienden a presentar una estructura promedio similar. El interés radica en probar si dentro de cada sector los costos presentan un comportamiento pegadizo y, si ocurriere, determinar la magnitud.

En estos términos, dado que las características de las empresas son tomadas en distintos momentos, se propone como superador un modelo lineal mixto que incorpore coeficientes aleatorios para descomponer la varianza. Por consiguiente, cuando el comportamiento entre las empresas sea significativamente distinto, es posible estimar el comportamiento de los costos para cada organización.

2. Antecedentes

El supuesto de proporcionalidad simétrica entre costos y nivel de actividad está presente en los modelos enseñados y utilizados en la práctica. La

mayoría de los métodos de identificación, medición, rastreo, asignación y reporte de costos están basados en la distinción entre elementos fijos y variables respecto del volumen de operaciones. En lo referente a la medición de costos y los componentes fijos y variables, se han reportado dificultades con el supuesto de proporcionalidad del cambio de los costos variables respecto del cambio en las ventas y, por consiguiente, en el nivel de producción. Dicho inconveniente de proporcionalidad asimétrica dio inicio a la indagación empírica en este campo. Distintos autores abordaron la temática: Malcolm, 1991; Noreen, 1994, 1997; Mark and Roush, 1994.

Por su parte, el trabajo de Anderson M.C.; Banker R.D.; Janakiraman S.N. (2003) fue determinante en el desarrollo de la investigación sobre el comportamiento pegadizo de los costos. Dicho estudio, basado en un cuerpo de hipótesis, plantea un modelo de regresión conocido como ABJ, mediante el cual verifica las conjeturas planteadas. Los resultados evidencian el comportamiento pegadizo del ítem “costos de ventas”, generales y administrativos, lo cual verifica la primera hipótesis del trabajo:

La magnitud relativa del aumento en los costos de ventas, administración y generales por un incremento del 1% en los ingresos por venta es superior a la disminución de ellos, cuando los ingresos se reducen el 1%.

El trabajo de los autores inició una importante corriente de investigación. El supuesto principal establece que la causa del comportamiento es la decisión de los administradores de mantener recursos ociosos durante la disminución de las ventas, hasta que se realicen ajustes en los costos de la empresa.

2.1. Motivos del comportamiento asimétrico

El modelo empírico propuesto por Anderson et al. (2003) muestra que el comportamiento de los costos es inconsistente con el modelo tradicional de costos. De hecho, sostiene que las decisiones gerenciales deliberadas sobre el ajuste de los costos modifican su comportamiento. De esta manera, sigue la línea teórica de Cooper y Kaplan (1992), según la cual las decisiones gerenciales –y no el comportamiento de los costos- determinan cómo se reflejará en la ganancia la reducción de los costos ante una disminución en las ventas.

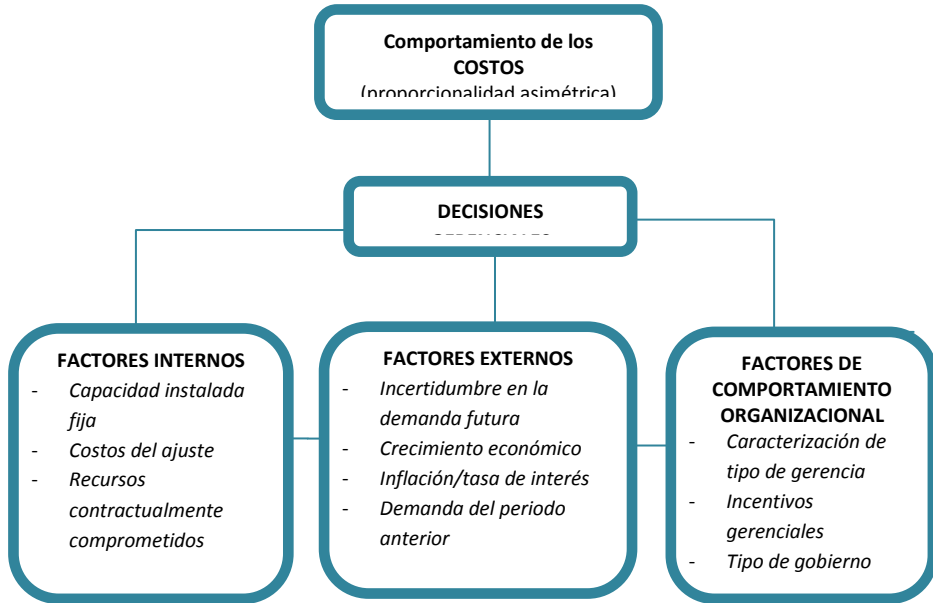
En cuanto a la administración de las empresas, los gerentes deciden gran parte de las formas de contratación de recursos. Según el tipo de contratación, suele ocurrir que en el corto plazo no siempre pueden ajustarse

automáticamente al nivel de actividad, puesto que también deben computarse los costos del ajuste, como el pago de indemnizaciones, el entrenamiento de nuevo personal, la instalación o desinstalación, entre otros. Asimismo, en la contratación de recursos debe tenerse en cuenta la cantidad, dado que el ajuste respecto del nivel de actividad no ocurre instantáneamente, si bien las diferencias pueden provocar insuficiente capacidad de respuesta al cambio de las ventas, los costos pegadizos tienen lugar porque los procesos de ajuste se retrasan en mayor medida cuando disminuyen las ventas que cuando aumentan. El aplazamiento se debe a que los costos de ajuste a la baja, sumados a los de nuevas contrataciones -si la demanda se recupera- pueden ser mayores que mantener recursos ociosos durante el período. Por ejemplo, la contratación de personal debería tener en cuenta las indemnizaciones y la capacitación de nuevo personal, en caso de que las ventas se recuperen. En este sentido, las decisiones gerenciales pueden ser positivas y, si en el corto plazo se reflejaren en una disminución de la rentabilidad, la situación tiende a revertirse en el mediano o largo plazo. Por el contrario, no sería conveniente sostener los costos cuando la actividad no se recupera. Cabe señalar que al respecto juega un papel fundamental la información de los gerentes sobre el mercado y la incertidumbre de la demanda de la empresa. Aún así, el comportamiento pegadizo se inserta en un problema más amplio, el del comportamiento asimétrico de los costos.

Por su parte, no es viable ajustar los costos fijos en el corto plazo, por lo que deben contratarse anticipadamente según una demanda conocida. Asimismo, los recursos variables -directos o indirectos- deben ser flexibles al ajuste en el corto plazo, puesto que son consumidos acorde a la demanda del momento, lo cual ocasiona los costos variables. Además, es preciso tener en cuenta los costos que no son fijos ni variables, estos recursos que si bien pueden ajustarse en el corto plazo, generalmente requieren costos de ajustes. En efecto, Banker y Byzalov (2014) los denominan “recursos pegadizos”, si el costo de ajuste es bajo, consecuentemente los recursos serán variables, mientras que si es alto, serán fijos, aunque en el nivel intermedio, los segundos dependen de las decisiones gerenciales. Cabe recordar que en el modelo tradicional son denominados costos mixtos.

En lo referente a las decisiones gerenciales, se evidencian distintas motivaciones. En el intento de sintetizar los factores analizados anteriormente, serán clasificados en tres categorías: *factores internos* a la empresa, *externos* y los referidos al comportamiento gerencial y organizacional (Gráfico 1).

Gráfico 1 Causas que afectan el comportamiento de los costos



Factores internos de la empresa. Banker y Byzalov (2014) destacan la magnitud de los costos de ajuste como uno de los principales determinantes del comportamiento asimétrico. Cuando son altos, ya sea por unidad de aumento o disminución del recurso, los gerentes tienden a mantener los recursos, con el fin de evitar dichos costos. De esta manera, si las ventas aumentan, los directivos serán reticentes a contratar dichos recursos. Por el contrario, el efecto será menor cuando no se disponga ociosamente del recurso, en ese caso, la gerencia deberá contratarlo para responder al aumento de la demanda. A mayores gastos de ajuste, mayor tendencia de los gastos a presentar un comportamiento pegadizo.

Al respecto, Balakrishnan y Gruca (2008) examinan el comportamiento de los costos en el corto plazo para hospitales en Ontario a nivel de departamento. En el trabajo se establece el supuesto que la disposición gerencial respecto del ajuste de los costos se vincula con la importancia de los recursos en la firma. En relación con esto, los autores encuentran evidencias del comportamiento pegadizo de los costos de la atención a los pacientes, mientras que no hallaron evidencia para los costos operativos que

sostienen los departamentos del hospital. Por su parte, Banker y Chen (2006b) utilizaron la legislación laboral de 19 países para medir el nivel de costos de ajuste, tras lo cual constataron un comportamiento más pegadizo en los países de mayor protección laboral. De esta manera, la capacidad instalada de la empresa y los recursos comprometidos contractualmente limitan la flexibilidad de los ajustes. Con respecto a la capacidad instalada, cabe señalar que una manera de detectarla es estudiar el comportamiento en distintos sectores, puesto que cada uno define una estructura particular de costos.

Factores externos. La incertidumbre de la demanda se relaciona estrechamente con aspectos como la demanda pasada, el crecimiento macroeconómico, los procesos inflacionarios y política económica. A este efecto, Anderson et al. (2003) sostiene que los costos son mayormente pegadizos en períodos de crecimiento macroeconómico. En el trabajo de Anderson et al. 2013, el autor amplía el análisis del comportamiento asimétrico de los costos, en relación con las ventas históricas y su volatilidad. En efecto, comprueba que el crecimiento del comportamiento asimétrico de los costos se vincula positivamente con el crecimiento histórico de las ventas, y negativamente con la volatilidad de estas. Asimismo, respecto de las expectativas del mercado sobre ganancias futuras anormales en relación con los activos en plaza -medida como el ratio entre el valor libro y valor mercado-, el investigador verifica la relación directa con el aumento de la asimetría en los costos. Por su parte, Banker y Byzalov (2014) agregan evidencia acerca de la relación directa entre la incertidumbre de la demanda y el comportamiento de los costos, a mayor incertidumbre, mayor rigidez de la empresa en la estructura de costos, lo cual redundo en el aumento de los costos fijos en el corto plazo, más que de los variables. En estos términos, una variación de las ventas en el período anterior -ya sea disminución o aumento- tiende a determinar el comportamiento de los costos. Por ejemplo, el autor comprueba que un incremento en las ventas durante el período anterior conduce a un comportamiento pegadizo, mientras que la reducción a una pauta “antipegadiza”, los costos disminuyen proporcionalmente más de lo que aumentaron respecto del mismo porcentaje de cambio en las ventas, especialmente si durante períodos anteriores presentaron el mismo comportamiento.

Factores conductuales. Se trata de aspectos propios de la conducta organizacional y gerencial que influyen en las decisiones. Distintos autores estudiaron la relación entre el comportamiento asimétrico de los costos y los incentivos gerenciales o costos de agencia. Por ejemplo, se ha comprobado

que los gerentes a quienes le son dados fuertes incentivos para encontrar un nivel de ganancias en el período tenderán a recortar rápidamente los recursos ociosos cuando disminuyan las ventas, o a aplazar nuevas contrataciones cuando aumenten (Dierynck et al., 2012; Kama y Weis, 2013). Por el contrario, los directivos que influyen en mayor medida en la empresa - *empire-building*- tenderán a realizar menos recortes en los costos, situación que exhibirá un comportamiento más pegadizo (Chen et al., 2013). Por su parte, en menor medida se ha analizado la relación de la clase de gobierno societario o de gerencia.

Los factores anteriormente mencionados interactúan entre sí. Por ejemplo, ante un escenario de alta incertidumbre en la demanda, una actitud gerencial optimista o pesimista conducirá a decisiones diferentes. En efecto, las decisiones gerenciales afectan el comportamiento de los costos al generar asimetrías, a su vez, dichas determinaciones se encuentran influenciadas por una red de vínculos e interacciones entre distintos aspectos. Dichos factores han sido analizados separadamente, por lo que resultaría de interés incorporarlos en un modelo teórico.

3. Metodología

El primer planteo consiste en probar la existencia de un comportamiento asimétrico en los costos, en particular, la variante pegadiza, al verificar que:

Ante un incremento de las ventas, los costos aumentan en una proporción mayor a la disminución de estos, que lo hacen ante una disminución equivalente en las ventas netas

Las empresas, agrupadas por sector, fueron analizadas durante dos períodos: el primero, 2004-2007, de sostenido crecimiento macroeconómico, y el segundo, 2008-2012, que combina lapsos de crecimiento y decrecimiento. Ambos aspectos fueron incorporados al modelo, con el fin de obtener estimaciones acerca del comportamiento de los costos, según el sector y el período.

3.1. El modelo ABJ

A partir de la función de costos de Cobb Douglas, el modelo ABJ atiende a la relación entre el cambio en los costos y el nivel de ingresos entre dos períodos sucesivos, respecto de aumentos y disminuciones en el nivel de ingresos. El modelo presentado es una regresión *loglineal* por partes, cuya expresión analítica es:

$$\ln \left[\frac{C_{i,t}}{C_{i,t-1}} \right] = \beta_0 + \beta_1 \ln \left[\frac{V_{i,t}}{V_{i,t-1}} \right] + \beta_2 * dec_{i,t} * \ln \left[\frac{V_{i,t}}{V_{i,t-1}} \right] + \varepsilon_{i,t}$$

para $i = 1, \dots, n$ $t = 1, \dots, n_t$, donde

$C_{i,t}$: costo de la empresa i en el año t , según la medición realizada

$V_{i,t}$: ingreso o nivel de actividad de la empresa i en el año t

dec: variable *dummy* que asume el valor 1 cuando el ingreso o nivel de actividad disminuye en la empresa i en el año t .

Asimismo, el coeficiente $\hat{\beta}_1$ indica el cambio en los costos ante una diferencia del 1% en las ventas, y representa una aproximación de la proporción de los costos variables respecto del costo total (Kallapur & Eldenburg, 2005). En el análisis empírico, dicho coeficiente es utilizado como medida de la rigidez de los costos (Banker & Byzalov, 2014) ya que un valor alto de $\hat{\beta}_1$ indica una estructura a corto plazo con una baja proporción de costos fijos y una alta proporción de costos variables.

Por su parte, la suma $\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2$ constituye el coeficiente de cambio de los costos ante una disminución del 1% de los ingresos. Para que se verifique el supuesto de proporcionalidad simétrica en el cambio de los costos ante el mismo cambio en las ventas, el coeficiente $\hat{\beta}_2$ debe valer cercano a cero. Así, los costos presentan un comportamiento pegadizo cuando el coeficiente $\hat{\beta}_2$ es negativo y en valor absoluto menor a $\hat{\beta}_1$. Esto significa que la proporción en que disminuyen los costos es menor que el aumento ante el mismo cambio porcentual de las ventas. En la Tabla.1 se sintetizan las distintas posibilidades.

Por su parte, se define el coeficiente del Grado de Asimetría, $GA = (\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2) / \hat{\beta}_1$ que, cuando toma valores entre 0 y 1, indica un comportamiento

pegadizo de los costos, siendo más importante a medida que disminuye a cero.

Tabla.1 Interpretación de los coeficientes estimados

<i>Relación entre los coeficientes</i>	<i>Grado de asimetría</i> $GA: (\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2) / \hat{\beta}_1$	<i>Comportamiento de los costos</i>
$\hat{\beta}_2 < 0 \begin{cases} \hat{\beta}_2 > \hat{\beta}_1 \\ \hat{\beta}_2 < \hat{\beta}_1 \end{cases}$	$GA < 0$ $0 < GA < 1$	<i>Aumentan cuando las ventas disminuyen</i> <i>Pegadizos</i>
$\hat{\beta}_2 = 0$	$GA = 1$	<i>Proporcionalidad simétrica</i>
$\hat{\beta}_2 > 0$	$GA > 1$	<i>Antipegadizos</i>

Se incorporan al modelo el sector al que pertenece la empresa y los dos períodos de análisis, mediante la utilización de variables indicadoras, S y P, respectivamente, tras lo cual resulta la siguiente expresión:

$$\ln \Delta C = \sum_{j=1}^2 \beta_{0k} P_j + \sum_{k=1}^5 \delta_{0k} S_k + \sum_{j=1}^2 \sum_{k=1}^5 \delta_{1jk} \times P_j \times S_k + \sum_{j=1}^2 \sum_{k=1}^5 \beta_{1jk} \times P_j \times S_k \times \ln \Delta V + \sum_{j=1}^2 \sum_{k=1}^5 \beta_{2jk} \times P_j \times S_k \times \text{dec} \times \ln \Delta V + \varepsilon$$

Donde $\Delta C = \frac{C_t}{C_{t-1}}$, $\Delta V = \frac{V_t}{V_{t-1}}$

P_j : Variable indicadora del periodo j=1 período 2004 a 2007, j=2 período 2008 a 2012;

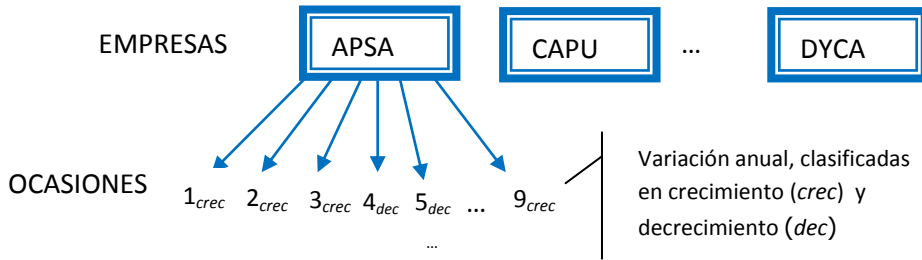
S_k : Variable indicadora del sector 1=AGRO, 2=COM, 3=ENE, 4=MOA 5=MOI.

3.2 Modelo lineal mixto

Las características de las empresas fueron medidas en distintos momentos, lo cual posibilita el análisis mediante el modelo lineal mixto, que descompone

la variabilidad de los datos en distintas fuentes. Los modelos longitudinales pueden ser examinados como modelos multinivel, donde el nivel inferior está dado por las mediciones anidadas en las empresas (Gráfico.2). En los modelos multinivel no es necesario que las empresas exhiban las mismas mediciones, o bien, que hayan sido tomadas en el mismo momento.

Gráfico.2 Estructura de los niveles de análisis



Las variables definidas como “tasa de variación anual” eliminan la autocorrelación entre las empresas al quitar significatividad a la variabilidad de la ordenada del modelo. Por consiguiente, no se presenta la variabilidad dada por la diferencia entre las empresas. Sin embargo, cada organización exhibe un comportamiento diferente de las variables explicativas, representado en el modelo por la variabilidad significativa entre las pendientes de cada empresa (pendiente aleatoria).

Por su parte, un modelo mixto en dos niveles (Verbeke y Molenberghs, 2000) se expresa en general como:

$$\mathbf{Y}_i = \mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta} + \mathbf{Z}_i\mathbf{b}_i + \boldsymbol{\varepsilon}_i$$

$\boldsymbol{\varepsilon}_i \sim N(0, \boldsymbol{\Sigma}_i)$, $\mathbf{b}_i \sim N(0, \mathbf{D})$ y $b_1, \dots, b_N, \varepsilon_1, \dots, \varepsilon_N$ son independientes.

Donde

\mathbf{Y}_i es el vector de respuestas para la empresa i $1 < i < N$, de dimensión n_i .

\mathbf{X}_i es una matriz de covariables de orden $(n_i \times p)$

\mathbf{Z}_i es la matriz de covariables de orden $(n_i \times q)$

β es un vector p dimensional conteniendo los efectos fijos

b_i es un vector q dimensional conteniendo los efectos aleatorios

ε_i es el vector n_i dimensional de componentes de residuos ε_{it}

D es una matriz de covarianza de los efectos aleatorios

Σ_i es una matriz de covarianza de residuos en el nivel uno (en nuestro problema es una matriz identidad)

Consideramos el modelo ABJ agregando los términos para los coeficientes aleatorios.

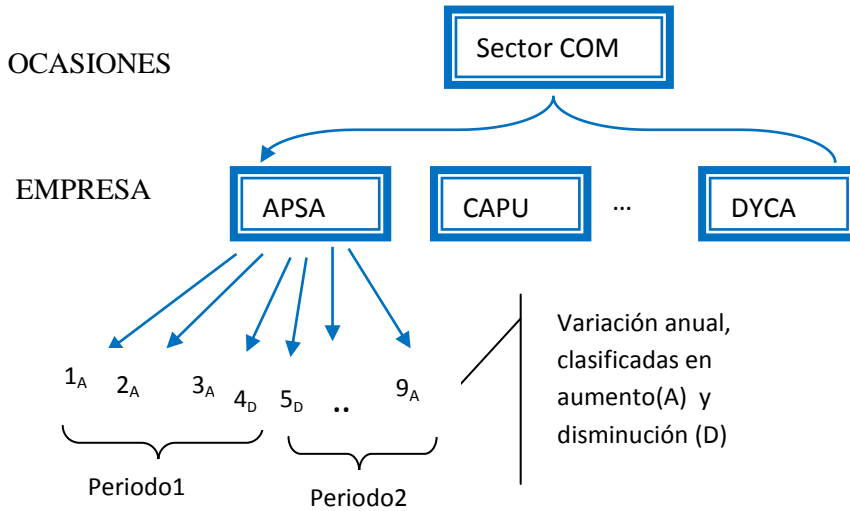
$$\ln \Delta C_{i,t} = \underbrace{\beta_0 + \beta_1 \times \text{crec}_{i,t} \times \ln \Delta V_{i,t} + \beta_{2dec} \times \text{dec}_{i,t} \times \ln \Delta V_{i,t}}_{\text{Coef. fijos}} + \underbrace{b_{1i} \times \text{crec}_{i,t} \times \ln \Delta V_{i,t} + b_{2i} \times \text{dec}_{i,t} \times \ln \Delta V_{i,t}}_{\text{Coef. aleatorios}} + \varepsilon_{i,t}$$

$$\text{Donde } \Delta C_{i,t} = \frac{C_{i,t}}{C_{i,t-1}} \quad \text{y} \quad \Delta V_{i,t} = \frac{V_{i,t}}{V_{i,t-1}}$$

Para una interpretación más directa de los efectos aleatorios, se definieron dos variables indicadoras: *dec*, cuando la tasa de cambio anual de las ventas es menor a 1, y *crec* cuando esta tasa es mayor o igual a 1. Asimismo, el coeficiente de cambio se calcula como diferencia entre los coeficientes estimados, utilizando un contraste de combinaciones lineales de los coeficientes.

Cabe mencionar, además, que el modelo mixto incluye el sector económico y el período de análisis; no se toma en cuenta el sector agropecuario, dada la insuficiente cantidad de observaciones (Gráfico 3). De esta manera, el nivel de agrupación de las observaciones corresponde a las empresas, clasificadas según sector económico y período. Además, al modelo de regresión se incorporaron los efectos aleatorios a nivel empresa, mediante la selección de los efectos aleatorios significativos, obtenidos mediante el contraste de hipótesis a partir del test de razón de verosimilitud.

Gráfico 3. Estructura de los niveles de análisis (incluye sector y período)



Agrupando las empresas por sector, se formula la ecuación (1):

$$\ln \Delta C_{i,t} = \sum_{k=1}^K \beta_{0k} \times I_k + \sum_{k=1}^5 \beta_{1k} \times I_k \times crec_{i,t} \times \ln \Delta V_{i,t} + \sum_{k=1}^K \beta_{2dec_k} \times I_k \times dec_{i,t} \times \ln \Delta V_{i,t} + \sum_{k=1}^K b_{1ik} \times I_k \times crec_{i,t} \times \ln \Delta V_{i,t} + \sum_{k=1}^K b_{2ik} \times I_k \times dec_{i,t} \times \ln \Delta V_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

donde I_k representa el sector para $k = 1, 2, \dots, K$ y b_1 y b_2 , representan los coeficientes aleatorios $b_k \sim N(0, D_k)$.

3.3 Los datos

La base de datos está conformada por empresas argentinas que cotizaron públicamente sus acciones durante el período 2004-2012; se excluyeron las pertenecientes al sector financiero.² La información de las organizaciones se

² Debido al régimen de exposición particular de sus estados contables.

obtuvo de la documentación disponible en el sitio web de la Bolsa de Comercio de Buenos Aires.³

Los registros financieros no informan el volumen de ventas, por lo que la variable *proxy* utilizada son los ingresos por ventas. La información financiera proporciona datos acerca de los gastos, representados por los costos cargados contra el ingreso, en un período contable. El presente trabajo se limita al análisis de los gastos de comercialización, definidos como los realizados por la empresa en relación directa con la venta y la distribución de sus productos o servicios.

A continuación, la Tabla 2 presenta la clasificación de las empresas, según su actividad principal. Para ello, se siguió el Código Industrial Internacional Uniforme.

Tabla.2 Clasificación de las empresas, según el sector

Sector	Sigla del trabajo	Códigos CIU que incluye	<i>n</i>	Empresas
Agropecuario	AGRO	1 y 2	22	5
Construcción, comercio y	COM	45, 50 a 95 excepto el	158	26
Energía y combustibles	ENE	11,40,41 y 60	159	22
Manufacturas de origen agropecuario	MOA	15 a 21	137	18
Manufacturas de origen industrial	MOI	22 a 37	191	25
Total			667	96

El sector agropecuario incluye actividades de agricultura, ganadería y forestales; el sector energía comprende electricidad, gas y agua, explotación de petróleo y el servicio de transporte. Por su parte, el manufacturero distingue industrias de origen agropecuario e industriales, puesto que exhiben una estructura diferente. Finalmente, en otro grupo se incluyeron las restantes empresas, que constituyen el sector de la construcción, comercio y servicios en general.

³ La página web <http://www.bolsar.com/net/principal/contenido.aspx> presenta información general de la empresa y permite acceder a los balances esquematizados trimestrales y anuales.

4. Resultados

A continuación se presentan los resultados para los modelos teóricos propuestos. Primero, se exponen las soluciones para modelo ABJ propuestas por Anderson et al (2003), referidas a los gastos de comercialización. Posteriormente, se presentan los mismos resultados para el modelo mixto, con el fin de comparar las ventajas de dicha modelación. Cabe recordar que para este último se excluye el sector agropecuario por el insuficiente número de observaciones para estimar los coeficientes.

4.1. Modelo ABJ

Los resultados del modelo ABJ muestran que el conjunto de empresas no presentan un comportamiento pegadizo, ya que el coeficiente β_2 no es significativo, lo cual indica que el cambio en los costos no es importante cuando las ventas disminuyen (Tabla 3). De esta manera, se está en condiciones de afirmar que se mantiene el principio de proporcionalidad simétrica propuesto. Los costos varían en la misma proporción ante cambios en las ventas de igual magnitud, sin tener en cuenta el sentido del cambio.

Sin embargo, al valorar las estructuras de las empresas, según el sector al que pertenecen y el período (Tabla 3), se evidencia un comportamiento pegadizo promedio para las empresas del sector energético. En este caso, los gastos de administración aumentan el 1,07% por cada aumento del 1% de las ventas, pero disminuyen solo el 0,25% ($\beta_1 + \beta_2 = 1,07 - 0,82$) por cada disminución del 1% de las ventas.

Tabla 3. El modelo ABJ

Gastos de comercialización n	Modelo ABJ
β_0	0,06*** (3,66)
β_1	0,65*** (8,40)
β_2	-0,14 (-0,79)
R^2 ajustado	0,1664

Nivel de significación *** 1%, **5%, *10% Estadístico t paréntesis.

Tabla.4 El modelo ABJ (incluye sector y período)

Modelo ABJ		Gastos de comercialización				
Sector		AGRO	COM	ENER	MOA	MOI
Período 2004-2007	β_0	0,39	0,07	0,05	0,04	0,10**
	β_1	-0,85	0,97**	0,42	0,74**	0,37*
	β_2	3,88*	-0,70°	0,16	0,17	0,63
	GA					
Período 2008-2012	β_0	0,003	0,06	0,04	0,04	0,08**
	β_1	0,16	0,58**	1,07***	0,73**	0,47**
	β_2	1,18	-0,24	-0,82*	-0,01	0,39
	GA			0,23		
R ² ajustado		0,1703				

Nivel de significación *** 1%, **5% , *10% Estadístico t paréntesis.

4.2 El modelo mixto

Los modelos teóricos de regresión brindan coeficientes promedios, sin tener en cuenta las medidas repetidas para cada empresa. Si se considera ambos niveles de análisis, es posible descomponer la variabilidad.

En un modelo mixto confeccionado para la totalidad de las empresas (**Tabla.5**), se evidencia que parte de la variabilidad del modelo de regresión se explica por un comportamiento diferente de los gastos, en los períodos de crecimiento de las ventas (pendiente b1 aleatoria).

Tabla.5 El modelo mixto

Gastos de comercialización	Modelo mixto
β_0	0,06 *** (4,10)
β_1	0,58 *** (6,31)
β_2	-0,04 (-0,21)
s_{b1}	0,29*** [0,16;0,50]
S	0,25 [0,24;0,27]

Nivel de significación *** 1%, **5% , *10% Estadístico t paréntesis.

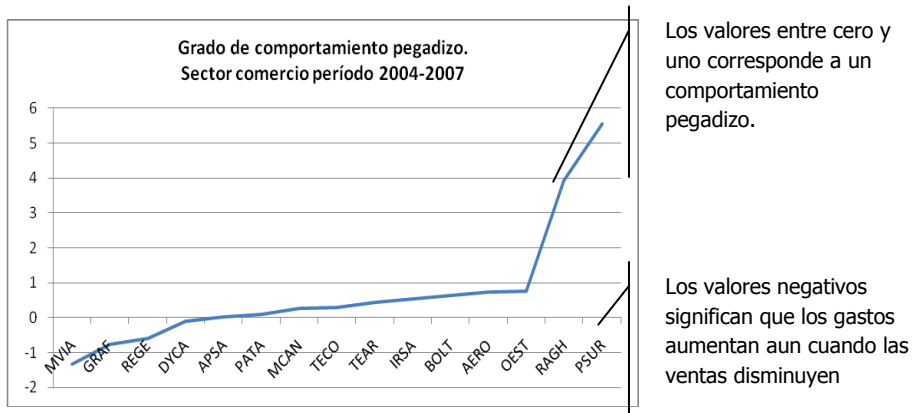
Tabla.6 El modelo mixto (incluye sector y período)

	Modelo	Gastos de comercialización				
	Sector	COM	ENER	Período 2004- 2012	MOA	MOI
Período 2004- 2007	β_0	0,08	0,05			0,04
	β_1	1,00**	0,42	0,73**		0,42***
	β_2	-0,69	0,16	0,09		0,49
	sb_1	1,13				
Período 2008- 2012	β_0	0,07*	0,04			
	β_1	0,58**	1,08***			
	β_2	-0,24	-0,82*			
	S	0,24				

Nivel de significación *** 1%, **5% , *10% Estadístico t paréntesis.

Al incorporar el sector de la empresa (modelo 4, anexo 1) y el período (modelo 7, anexo 1), los cambios de verosimilitud se tornaron significativos, puesto que resultaron modelos con un mejor rendimiento. Finalmente, se seleccionaron modelos con los coeficientes significativos. Por su parte, los sectores manufactureros de origen agropecuario e industrial tienden a responder al supuesto de proporcionalidad simétrica del modelo de costos y no presentan diferencias significativas en los períodos analizados. Asimismo, el sector energía y combustibles presenta un comportamiento pegadizo promedio entre las empresas durante el período 2008-2012, por cuanto los gastos administrativos crecen el 1,08% por cada aumento del 1% en las ventas; aunque disminuyen solo el 0,26% ($\beta_1 + \beta_2 = 1,08 - 0,82$) por cada disminución del 1%. Por otro lado, el sector COM -comercio, construcción y servicios- presenta una pendiente aleatoria para el crecimiento de las ventas durante el período 2004-2007 de crecimiento económico, mientras que en el segundo lapso los costos muestran un comportamiento proporcional a las variaciones de las ventas. De hecho, para el sector, se estimaron los coeficientes de variación de los gastos respecto del crecimiento del 1% de cada empresa a partir de los mejores predictores lineales insesgados (*BLUP*). De esta manera, a partir de ellos se calculó el grado de comportamiento pegadizo de cada empresa, al detectar el comportamiento evidenciado en el Gráfico 4.

Gráfico.4 Predicción del comportamiento de los costos de cada empresa



5. Discusión y conclusiones

Las empresas argentinas correspondientes al sector energía (ENER) presentaron un comportamiento pegadizo promedio para los gastos de comercialización durante el período 2008-2012. Por su parte, en el sector comercio (COM), las organizaciones exhibieron un comportamiento distinto de sus gastos de comercialización durante el período anterior (2004-2007). Se destacan algunas empresas que evidencian un comportamiento pegadizo.

En suma, las categorías sector y período de análisis resultaron factores explicativos del comportamiento de los costos. De esta manera, el modelo lineal mixto permitió el análisis de las fuentes de variación, lo cual redundó en un abordaje de mayor profundidad del problema.

6. Referencias

- Anderson, M., R. Banker and S. Janakiraman (2003). “*Are Selling, General and Administrative Costs “Sticky”?*”. *Journal of Accounting Research*. Vol. 41, N° 1, pp. 47-63.
- Anderson, M., Asdemir, O.y Tripathy, A. (2013). “*Use of precedent and antecedent information in strategic cost management*”. *Journal of Business Research*, 66(5):643 - 650.
- Balakrishnan, R. and N. Soderstrom (2008). “*Cross – Sectional Variation in Cost Stickiness*”. Electronic copy of this paper was available on April 2010 at: <http://center.uvt.nl/sem/balakrishnan.pdf>

- Balakrishnan, R. and T. Gruca (2008). “*Cost Stickiness and Core Competence: A Note*”, Contemporary Accounting Research, Vol. 25, N° 4, pp. 993-1006.
- Banker, R. D., y Byzalov, D. (2014). “*Asymmetric Cost Behavior*”. Journal of Management Accounting Research, 26, 43-79.
- Banker, R. D. and Chen, L. (2006b). *Predicting earnings using a model based on cost variability and cost stickiness*. The Accounting Review, 81(2):285 a 307.
- Chen, C. X., Gores, T., and Nasev, J. (2013). *Managerial overcon_dence and cost stickiness*. Social Science Research Network.
- Cooper, R. and Kaplan R. (1998). *The Design of Cost Management Systems: Text, Cases and Readings (2nd Edition)*. Prentice Hall, Upper Saddle River, N.J.
- Cooper, R. and Kaplan R. S. (1992) *Activity-based systems: Measuring the costs of resource usage*. Accounting Horizons (September): 1-13.
- Dierynck, B., W. R. Landsman, and A. Renders, (2012), “*Do managerial incentives drive cost behavior? Evidence about the role of the zero earnings benchmark for labor cost behavior in Belgian private firms*”, The Accounting Review, Vol.87, N°4, pp.1219–1246.
- Kama, I., and D. Weiss, (2013), “*Do earnings targets and managerial incentives affect sticky costs?*”, Journal of Accounting Research, Vol.51, N°1, pp.201–224.
- Mak, Y. and M. Rousch (1994). “*Flexible Budgeting and Variance Analysis in an Activity – Based Cost Environment*”. Accounting Horizons, Vol. 8, N° 2, pp. 93-103.
- Malcom, R. (1991). “*Overhead Control Implications of Activity Costing*”. Accounting Horizons, December, pp. 69-78.
- Noreen, E. (1994). *Conditions Under Which Activity-Based Cost Systems Provide Relevant Costs*. Journal of Management Accounting Research, 3, 159-168.
- Verbeke G. Molenberghs G. “*Linear Mixed Models for Longitudinal Data*” Ed. Springer, 2000

Anexo 1

Gastos de comercialización. Selección de los coeficientes aleatorios

Coefficientes aleatorios	nro observ	log-verosimilitud sin el parámetro	grados lib	AIC	BIC		chi cuad	Val or P
Modelo 1: Cvtas, Dvtas	576	-30,09	6	72,18	98,31	M1	9,98	0,01
Modelo 2: Cvtas, Dvtas,	576	-30,97	5	71,94	93,72	M2vs M1	1,76	0,18
Modelo 3: Cvtas	560	-10,47	14	48,93	109,52	M3 vs M2	4,69	0,02
Modelo 4: Cvtas_sec	560	-5,97	17	45,93	119,51	M4 vs M3	9,00	0,03
Modelo 5: Cvtas sector 2	560	-6,71	14	41,42	102,01	M5 vs M4	1,48	0,69
Modelo 6: Cvtas sector 2	560	-3	26	57	170	M6 vs M5	7,96	0,79
Modelo 7: Cvtas sector 2	560	2,87	27	48,25	165,11	M7 vs M6	11,20	0,00
Modelo 8: Cvtas sector 2	560	2,87	26	46,25	158,81	M8 vs M7	0,00	1,00
Modelo 9: Cvtas sector 2 periodo1y2	560	2,77	22	38,46	133,68	M9vs M 8	0,21	0,99

Capítulo 2

Predicción del fracaso empresarial mediante la aplicación de modelos mixtos

*Norma Patricia Caro*⁴

1. Introducción

La crisis financiera, entendida como el estado de vulnerabilidad que comprende desde la imposibilidad de cumplir el pago de las obligaciones hasta el estado de quiebra y liquidación, constituye una preocupación social dada las importantes consecuencias económicas que acarrea. La estrecha relación entre los indicadores económicos-financieros referidos a los estados contables de las empresas y la situación futura, justifica la construcción de modelos para pronosticar el riesgo de crisis.

Ante la necesidad de contar con dichos modelos, en la década del sesenta tuvieron lugar los primeros estudios (Altman, 1968). En ellos, la metodología incluyó el diseño apareado de empresas y la utilización de métodos de discriminación lineal y cuadrática. Posteriormente, en la década del ochenta, surgieron los primeros cuestionamientos en torno de la no aleatoriedad del diseño apareado (Olshon, 1980; Zmijewski, 1984). Asimismo, se realizaron avances en la modelación con regresión logística o modelo probit.

Por su parte, dada la importancia de incorporar la historia de la empresa, comenzaron a aplicarse modelos para datos longitudinales, como el logístico mixto, que integra los balances en un horizonte temporal. En efecto, Jones y Hensher (2004) demuestran que dicho modelo supera ampliamente el desempeño del logístico estándar.

Mientras que la mayoría de las investigaciones realizadas hasta la primera década del 2000 tuvieron lugar para economías desarrolladas, el análisis, en cambio, es incipiente para economías emergentes. En la misma línea, Caro

⁴ *paraco@eco.unc.edu.ar*

(2015) realiza un estudio descriptivo del comportamiento de las empresas argentinas, según la presencia o ausencia de dificultades financieras.

De esta manera, el presente trabajo aborda: a) el riesgo de crisis empresarial de economías emergentes sudamericanas y, b) un análisis descriptivo de los ratios financieros -ya realizado en Argentina- que incorpora el estudio de los indicadores de empresas de Chile y Perú, categorizadas según su estado de vulnerabilidad financiera. Cabe aclarar que han sido excluidas del estudio otras empresas sudamericanas, puesto que no se dispone de datos. Tal es el caso de Colombia, Ecuador y Brasil, en torno de la categoría *fracaso*, o bien Uruguay, que carece de Bolsa de Valores.

Debido a que el interés por evaluar los resultados futuros de las empresas reside en la posibilidad de predecir, a mediano plazo, el desarrollo de estados de vulnerabilidad financiera -además de la necesidad de control de riesgos por parte de las entidades que operan comercialmente- surge la iniciativa de generar modelos teóricos, con el fin de prevenir el riesgo de crédito.

Para el estudio se utilizaron modelos mixtos, cuyas variables son los ratios calculados a partir de la información de los estados contables, definidos en la literatura (Altman, 1993 y Jones y Hensher, 2004). La contribución atiende a extender la aplicación de dichos modelos a los mercados de Chile y Perú ya que, hasta el momento, han sido estudiados solo en empresas argentinas (Caro, 2013 y Caro, *et al*, 2013).

Por otro lado, con esta investigación se pretende predecir el riesgo de fracaso para los países estudiados, tomando como horizonte temporal la primera década del 2000. Si se trabajara con datos posteriores al 2010, se corre el riesgo de que los estados contables no sean comparables, ya que a partir de ese momento tiene lugar la aplicación de normas internacionales de contabilidad, secuencialmente en los diferentes países y con las modificaciones respectivas.

El principal objetivo de los modelos de predicción es detectar empresas susceptibles de fracasar en el futuro. Su utilidad reside en la capacidad de distinguir organizaciones exitosas de otras que fracasan. De esta manera, para las empresas objeto de estudio, se analizan los factores determinantes de la crisis financiera de cada país, a fin de responder cuáles son los indicadores contables que influyen en una situación de crisis.

Las empresas con dificultades financieras -definidas también como *empresas en crisis, en cesación de pagos, insolventes, en proceso de quiebra, fallidas*, entre otros- son aquellas que presentan signos de vulnerabilidad, y su

concepto se contraponen al de organizaciones sanas. En los distintos países el concepto de crisis es similar en cuanto a que una empresa tendrá riesgo cuando manifieste signos de dificultad financiera.

El capítulo ha sido estructurado de la siguiente forma: en la introducción se establecen los objetivos y motivaciones del trabajo; seguidamente, se realiza una breve reseña de los antecedentes. Luego se describen a) la muestra seleccionada y b) las técnicas de análisis y herramientas estadísticas que permitirán predecir el efecto aleatorio de nuevas empresas. Finalmente, se exponen los resultados obtenidos y las conclusiones.

2. Antecedentes

La Contabilidad financiera es una rama de la contabilidad que tuvo sus orígenes en los años sesenta, ante el surgimiento de las sociedades por acciones. En ellas, existía una separación entre quien detentaba la propiedad de las acciones y quien poseía el control de la empresa (García, 2006). Dicho enfoque, denominado *de rendición de cuentas*, se centraba en los usuarios de la información contable en términos generales. Las normas desarrolladas en este enfoque se vinculaban principalmente con la medición del beneficio contable, resultado de la actividad realizada y elemento fundamental para evaluar el desempeño de la gerencia.

Posteriormente, en los años setenta, la contabilidad financiera tuvo como objetivo brindar información a usuarios específicos, tales como inversores y acreedores actuales y potenciales: es el enfoque de la *Utilidad de la información para la toma de decisiones* (Beaver, 1981). Dicha perspectiva parte del supuesto del mayor interés de los usuarios en cuanto al conocimiento del flujo de caja, respecto del beneficio contable: mientras que el accionista tiende a centrarse en el pago de dividendos, el acreedor lo hará en el pago de intereses y devoluciones de préstamos de la empresa. Asimismo, este enfoque se interesa por discriminar la información útil para la toma de decisiones, ya que los estados contables exponen una serie de datos que, interpretados correctamente, permitirían predecir no solo el futuro de la organización, sino también caracterizar la economía en su conjunto.

De esta manera, bajo el paradigma de la utilidad de la información, se trabaja con el análisis e interpretación de los estados contables y con el establecimiento de relaciones entre sus componentes. Los estados contables se refieren tanto a la capacidad de la empresa de generar utilidades, como de

afrontar los compromisos originados en el financiamiento de los recursos. En estos términos, es posible anticipar situaciones de crisis a los fines de determinar sus causas y sugerir los cursos de acción más adecuados, según sea la finalidad.

Por cierto, el problema de la predicción del estado de crisis financiera - presente en las economías del mundo- fue planteado inicialmente a comienzos de la década del treinta. En este período, conocido como etapa descriptiva, las investigaciones sobre la situación financiera de las organizaciones se centraban en la tendencia de los ratios. Para ello, se utilizaban métodos univariados en los cuales se analizaba individualmente cada ratio y su comportamiento en el grupo de empresas con problemas financieros, en comparación con el grupo de las empresas sanas (Fitzpatrick, 1932; Merwin, 1942 y Winakor y Smith, 1935).

Posteriormente, en los años sesenta, tuvo lugar la etapa predictiva, en la cual se analizaba tanto la significatividad de cada índice, como la capacidad de predecir la quiebra de una empresa. De hecho, Beaver (1966) y Altman (1968) generaron modelos teóricos para economías desarrolladas, mediante la aplicación de herramientas estadísticas multivariadas -por ejemplo, el análisis discriminante- con el objetivo de clasificar las empresas según el riesgo de quiebra. Dicho modelo fue utilizado en diferentes países con fin de estudiar el riesgo financiero, tras lo cual continuó perfeccionándose para realizar proyecciones en economías emergentes (Altman et al, 1977). Incluso, en Latinoamérica se desarrollaron investigaciones con este objetivo (Altman, et al, 1979; Swanson y Tybout, 1988; Pascale, 1988, Romani Chocce, et al (2002); Sandin y Porporato, 2007; Zurita, 2008 y Mongrut Montalvan, et al, 2011). Los autores trabajaron con la metodología de corte transversal, mediante la cual consideraban los estados contables en determinado año y a lo largo de distintos períodos anuales. Dicho procedimiento ha resultado cuestionado puesto que los métodos que incorporan la historia de la empresa resultan más apropiados para explicar y predecir la crisis financiera (Jones y Hensher, 2004).

En la misma línea, Jones y Hensher (2004) aplicaron modelos mixtos para predecir el fracaso de empresas australianas. Según sus conclusiones, los indicadores explicativos de situaciones de crisis son aquellos que recogen información de distintas categorías: efectivo o liquidez, flujo de fondos provenientes de las operaciones, capital de trabajo, rentabilidad, volumen del negocio, endeudamiento y capacidad de pago de los servicios de la deuda.

En cuanto a Argentina, se ha trabajado con métodos estadísticos para clasificar las empresas según su condición (Díaz et al, 2001 y Sandín y Porporato, 2007), aunque los métodos para datos longitudinales han mostrado un mejor desempeño (Caro, et al, 2013 y Caro, 2013). Para ambas investigaciones, los ratios contables fueron las variables independientes que permitieron predecir la crisis en las empresas.

Por otro lado, en Perú también fueron aplicados los métodos tradicionales (Mongrut Montalván, et al, 2011), cuyas variables independientes eran los ratios contables y las variables macroeconómicas. Sin embargo, en Chile, Romani Chocce et al (2002) aplicaron los métodos del análisis discriminante múltiple, las regresión logística y las redes neuronales, cuyo objetivo era determinar cuál de ellos predecía con mayor exactitud la quiebra. Por su parte, según la misma lógica se seleccionaron las variables del modelo. Para ello, se trabajó con categorías como los ratios de liquidez, el nivel de actividad, la rentabilidad y el endeudamiento, además de factores macroeconómicos.

En suma, las empresas que cotizan en las Bolsas de Argentina, Chile y Perú constituyen la unidad de análisis en este trabajo; tres economías sudamericanas con un comportamiento significativo en la región. En el Mercado de Capitales, las empresas que cotizan en la Bolsa presentan periódicamente sus estados contables a los fines de proporcionar información útil para la toma de decisiones.

3. Metodología

3.1. Muestra y variables

Las unidades de análisis son las empresas que cotizan en las Bolsas de Comercio de Buenos Aires y Santiago, y de Valores de Lima. Dichas organizaciones tienen la obligación de presentar sus estados contables auditados, ya que revelan información útil. A los fines de la predicción del estado, las empresas fueron consideradas según presentaran signos de crisis financiera (Código 1) o no presentaran (Código 0).

Los motivos para considerarlas en crisis fueron planteados en la introducción y se encuentran disponibles en los Mercados a través de noticias de Bolsa. En Argentina, las empresas en estado de crisis tienden a cotizar sus acciones en

ronda reducida⁵, esto significa que se les imposibilita cumplir con las deudas exigibles, por lo que han pedido la apertura del concurso preventivo, o bien, han obtenido pérdidas que absorben parte de su capital y/o patrimonio neto. En cuanto a Chile, dichas empresas presentan pérdidas de forma permanente, por lo que se encuentran en algún proceso de falencia o quiebra⁶. Asimismo, en Perú, los motivos fueron similares a los mencionados en estos países.

En la investigación, para cada mercado y empresa que conforman la muestra, se tomaron hasta seis estados contables anteriores al año de manifestación de la crisis. A su vez, para las empresas sanas se tuvieron en cuenta los estados de los mismos períodos. Por consiguiente, para la primera década del 2000, la base de datos quedó conformada por los estados contables anuales de 44 empresas de Argentina, 111 de Chile y 50 de Perú (Cuadro 1).

Por otra parte, los ratios seleccionados como variables independientes (Cuadro 2) fueron utilizados por Caro, et al (2013), luego de una exhaustiva revisión de la literatura (Caro, 2014). Los ratios se calculan con base en los informes financieros publicados por las Bolsas, luego de la presentación a cierre de ejercicio que realizan las empresas. En la investigación, se excluyeron algunos indicadores, ya que no se disponía de datos publicados.

Cuadro 1. Empresas que conforman la muestra en Argentina, Chile y Perú*:

Estado	Argentina		Chile		Perú	
	cantidad	balances	Cantidad	balances	cantidad	balances
sanas	31	186	89	522	37	221
enfermas	13	52	22	111	13	52
total	44	238	111	633	50	273

*Fuente: elaborado por la autora

⁵ Según se define en el Capítulo XIV del Reglamento de la Bolsa de Comercio de Buenos Aires, Argentina.

⁶ Artículo 10 del Manual de Derechos y obligaciones de emisores” de la Bolsa de Comercio de Santiago, aprobado en marzo de 1988 y actualizado en septiembre de 2010.

Cuadro 2. Variables independientes: ratios financieros**

Etiqueta	Ratio	Definición
<i>GE_AT</i>	Ganancia antes de Intereses e Impuestos (Ebit) sobre Activo Total	Mide la rentabilidad en función de las ganancias de la explotación.
<i>FF_AT</i>	Flujo de Fondos generado por las operaciones sobre el Activo Total	Mide el flujo de fondos de efectivo generado por las operaciones, respecto del total de los recursos de la empresa.
<i>E_AT</i>	Recursos de efectivo sobre Activo Total	Mide la proporción de los recursos más líquidos de la empresa, sobre el total de sus recursos.
<i>V_AT</i>	Ventas sobre Activo Total	Coefficiente que mide cuántas veces el activo total gira en las ventas totales.
<i>D_PN</i>	Deudas sobre Patrimonio Neto	Medida del endeudamiento de la empresa.
<i>CT_AT</i>	Capital de trabajo (Activo Corriente – Pasivo Corriente) sobre Activo Total	Expresa el grado de fluidez de los activos e indica en qué medida la inmovilización del activo total resulta neutralizada por el capital de trabajo.

*fuente: elaborado por la autora

En otros casos, algunos investigadores (Mongrut, et al, 2011) utilizaron indicadores macroeconómicos tales como la tasa de inflación, la tasa de interés y el producto bruto interno, tras lo cual lograron resultados satisfactorios. No obstante, en el presente trabajo dichas variables no resultaban estadísticamente significativas, por lo que se las excluyó del análisis. Esto se debe a que, si bien eran constantes para cada empresa, tomaban distintos valores en cada período anual; además no incidían en el estado de crisis, ya que el período de estudio se caracterizaba por la estabilidad y el crecimiento económico. Asimismo, la cantidad de empresas que cotizaban acciones en los mercados referidos era reducida, por lo que se dificultaba tener en cuenta el sector económico al que pertenecían, puesto que algunos sectores, o bien no disponían de datos, o bien son escasos.

3.2. Los modelos mixtos

Según lo mencionado más arriba, la variable respuesta es binaria e indica el grupo al que pertenece la empresa (1: en crisis/ 0: sanas). Por su parte, las variables predictoras son los indicadores económico-financieros. Usualmente, los problemas con respuesta dicotómica son modelados mediante la regresión logística donde, suponiendo solo una variable independiente (x_i), la probabilidad de que la variable respuesta (y_i) asuma el valor 1 es:

$$\Pr(y_i = 1 / x_i) = h(\beta_0 + \beta_1 x_i) \quad i = (1, 2, \dots, n), \quad (1)$$

donde:

y_i : variable dependiente

x_i : variable independiente

β : coeficientes de la regresión

n : cantidad de observaciones

El modelo logístico supone que, dadas las variables, las respuestas son independientes, lo cual resulta apropiado cuando los datos no se encuentran agrupados. Este requisito no se cumple en la aplicación, ya que la estructura de los datos introduce dependencia en las respuestas múltiples dentro de cada unidad (esto es, varios balances de una misma empresa), dadas las variables independientes.

Una posible solución para el problema podría ser el modelo logístico mixto, el cual distingue efectos fijos y aleatorios. Mientras que los primeros tienen como finalidad comparar los resultados de la variable dependiente (estado) para los distintos valores de las independientes (ratios), los efectos aleatorios, en cambio, analizan la variabilidad no explicada por la respuesta.

La estructura matricial del modelo es:

$$\mathbf{Y}_{ij} = \mathbf{X}'_{ij} \boldsymbol{\beta} + \mathbf{Z}'_{ij} \mathbf{b}_j + \mathbf{e}_{ij} \mathbf{Y}_{ij} = \mathbf{X}'_{ij} \boldsymbol{\beta} + \mathbf{Z}'_{ij} \mathbf{b}_j + \mathbf{e}_{ij} \quad (2)$$

donde la variable respuesta (\mathbf{Y}_{ij}) se expresa con un primer término que hace referencia a los efectos fijos, su vector $\boldsymbol{\beta}$ está formado por los parámetros de las variables independientes (\mathbf{X}_{ij}) estimadas. El segundo término corresponde a los efectos aleatorios (\mathbf{b}_j), con su matriz de diseño (\mathbf{Z}_{ij}), en función de la variable \mathbf{X}_{ij} incluida como efecto aleatorio. Dichos efectos presentan distribución normal, que explicita una estructura de varianza (\mathbf{G}),

$$\mathbf{b}_j \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{G})$$

Por último, el tercer término de la estructura matricial es el error asociado al modelo.

En Caro (2013) se aplicó un modelo para empresas argentinas, a fin de estudiar el efecto de los indicadores sobre cada organización -además del efecto promedio-, mediante el modelo logístico mixto con dos coeficientes aleatorios. Según los resultados de la investigación, solo los índices de rentabilidad (GE_AT) y de flujo de fondos operativo (FF_AT) tuvieron amplia variabilidad y fueron significativos para representar dichos efectos. A continuación, la formulación del modelo resultante:

$$Y_{ij} = \beta_0 + (\beta_1 + b_{1j})GE_AT_{ij} + (\beta_2 + b_{2j})FF_AT_{ij} + \beta_3E_AT_{ij} + \beta_4V_AT_{ij} + \beta_5D_PN_{ij} + \beta_6CT_AT_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

donde:

β_k : coeficiente que representan los k efectos fijos del modelo (k variables independientes X_k);

b_{kj} : k-ésimo efecto aleatorio de la empresa j.

X_{ki} : k-ésima variable independiente correspondiente al período i de la empresa j. (por ejemplo, $X_{1ij} = GE_AT_{ij}$ es el índice de rentabilidad en el período i de la empresa j, y así con cada una de los indicadores del cuadro 2).

ε_{ij} : término de error

A su vez, los efectos aleatorios

$$\mathbf{b}_j = \begin{bmatrix} b_{1j} \\ b_{2j} \end{bmatrix} / \mathbf{x}_{ij}$$

poseen distribución normal:

$$N_2(0, \Psi) ; \Psi = \begin{pmatrix} d_{11} & 0 \\ 0 & d_{22} \end{pmatrix}$$

Dada la inclusión de dos efectos aleatorios, el vector \mathbf{b}_j que los representa, condicionado a las variables independientes, posee distribución normal con

media cero y matriz independiente de varianzas y covarianzas (Ψ). Los datos fueron procesados por el programa *NLMIXED* del SAS⁷.

Por su parte, se trabajó con el mismo modelo para las empresas de Perú y Chile. Se concluye que en estos países, junto con Argentina, los efectos aleatorios correspondientes a los índices mencionados poseen significatividad estadística. Cabe aclarar que se excluyeron del estudio las entidades financieras, las compañías de seguro y las administradoras de fondos y pensiones, dado que están sujetas a un sistema de regulación específico (Altman, 1968).

4. Resultados

A continuación se presentan los resultados, divididos en dos partes. En primer lugar, una comparación de los ratios, mediante el cálculo de medidas descriptivas; en segundo lugar, los modelos aplicados y la determinación del indicador más significativo para explicar el estado de las empresas en cada mercado.

4.1. Análisis descriptivo

4.1.1. El mercado argentino

En este período, el comportamiento de los ratios financieros de las empresas (Cuadro.3) fueron explicados en Caro, 2015. Para sintetizar:

- El índice de rentabilidad promedio de las empresas en crisis es negativo, valor -10,71% debido al nivel de pérdidas obtenidas en el período. En las empresas sanas, el valor fue del 0,96%.
- El índice del flujo de fondos operativos promedio en las empresas en crisis es negativo, en el orden del -1,22%. Esto significa que el flujo de fondos generado por las operaciones no alcanza a cubrir sus erogaciones. Por el contrario, el promedio en empresas sanas es de 7,68%.

⁷ *Statistical Analysis System* (sistema integrado realizado por *SAS Institute Inc.*)

- El nivel de efectivo promedio es levemente mayor en las empresas sanas, mientras que en las empresas en crisis se observa una mayor variabilidad relativa.
- El volumen promedio de ventas respecto del total de activo es menor en las empresas en crisis (35,84%), en contraste con las empresas sanas (102,64%). En otras palabras, el volumen de negocios de las empresas sanas prácticamente triplica el resultante de las empresas en crisis.
- En cuanto al endeudamiento promedio, las empresas en crisis toman un valor superior respecto de las sanas -el triple-, cuando estas presentan una variabilidad relativa equivalente al doble.
- El ratio del capital de trabajo promedio es negativo en las empresas en crisis, -24,25%, lo cual indica la existencia de endeudamiento a corto. Por el contrario, en las empresas sanas, el promedio del índice asciende al 12,3%.

Cuadro 3. Argentina: medidas descriptivas de ratios financieros, según el estado de las empresas*

Medidas	Índice de rentabilidad (GE_AT)		Flujo de fondos (FF_AT)		Estado de efectivo (E_AT)	
	Empresas sanas	Empresas en crisis	Empresas sanas	Empresas en crisis	Empresas sanas	Empresas en crisis
Mediana	0,48	-8,30	8,41	3,55	1,62	0,55
Media	0,96	-10,71	7,68	-1,22	2,52	1,95
Mínimo	-17,53	-128,54	-23,44	-127,00	0,00	0,00
Máximo	36,74	36,71	31,43	25,12	13,55	31,38
Desv.Estand.	6,34	23,57	8,63	23,05	2,66	4,49
Coef.Variac.	6,62	2,20	1,12	18,91	1,06	2,31
Medidas	Volumen de negocios (V_AT)		Índice de endeudamiento (D_PN)		Capital de trabajo (CT_AT)	

	Empresas sanas	Empresas en crisis	Empresas sanas	Empresas en crisis	Empresas sanas	Empresas en crisis
Mediana	83,80	23,58	70,61	133,53	10,11	-0,32
Media	102,64	35,84	88,93	241,31	12,30	-24,25
Mínimo	2,93	0,00	1,44	0,25	-65,26	-263,86
Máximo	374,85	117,35	340,99	2020,32	66,35	44,50
Desv. Estand.	71,37	39,67	69,07	373,88	20,82	71,10
Coef. Variac.	0,70	1,11	0,78	1,55	1,69	2,93

*Fuente: Caro (2015)

4.1.2. El mercado peruano

En cuanto a Perú, según el análisis descriptivo de las empresas (Cuadro. 4):

- El índice de rentabilidad promedio de las empresas en crisis es de 0,74%, mientras que en las empresas sanas, asciende al 17,66%. En general, las empresas del grupo tienden a presentar altos niveles de rentabilidad, reflejado en el menor valor de la mediana. Además, el índice presenta mayor dispersión en las empresas en crisis que en las sanas.
- El índice del flujo de fondos operativos promedio en las empresas en crisis es de 2,75%, esto significa que este flujo tiende a cubrir sus erogaciones en menor medida que las empresas sanas, que presentan un valor promedio de 14,39%. Además, algunas empresas exhiben ratios de valores extremos, observado en el menor valor de las medianas respecto del promedio. Por su parte, en las empresas en crisis, la variable presenta el doble de variabilidad relativa.
- El nivel de efectivo promedio es mayor en las empresas sanas (9,30 %) que en crisis (1,19%). A su vez, estas exhiben una mayor variabilidad relativa.

- El volumen promedio de ventas respecto del total de activo es menor en las empresas en crisis (44,92%) que en las sanas (78,43%). Se observa que el volumen de negocios duplica el valor resultante de aquellas, para las cuales la dispersión relativa es mayor.
- Respecto del endeudamiento promedio, su valor es marcadamente superior en las empresas en crisis que en las sanas, además presentan una variabilidad relativa elevada.
- El ratio del capital de trabajo promedio de empresas en crisis es negativo, en el orden del -3,93%, lo cual indica que existe endeudamiento a corto plazo. Por el contrario, en las empresas sanas, el promedio asciende al 18,06%, además presentan menor variabilidad relativa.

Cuadro 4. Perú: medidas descriptivas de los ratios financieros, según el estado de las empresas**

Medidas descriptivas	Índice de rentabilidad (GE_AT)		Flujo de fondos (FF_AT)		Estado de efectivo (E_AT)	
	Empresas sanas	Empresas en crisis	Empresas sanas	Empresas en crisis	Empresas sanas	Empresas en crisis
Mediana	13,05	0,78	11,95	1,87	3,98	0,48
Media	17,66	0,74	14,39	2,75	9,30	1,19
Mínimo	-27,76	-21,95	-21,41	-10,05	0,11	0,00
Máximo	90,57	20,41	64,74	17,65	64,12	13,72
Desv. Estand.	17,18	6,41	13,23	4,87	12,51	2,23
Coef. Variac.	97,29	870,16	91,95	176,95	134,51	188,07

Medidas descriptivas	Volumen de negocios (V_AT)		Índice de endeudamiento (D_PN)		Capital de trabajo (CT_AT)	
	Empresas sanas	Empresas en crisis	Empresas sanas	Empresas en crisis	Empresas sanas	En crisis
Mediana	68,56	23,98	60,22	87,01	14,00	-0,26
Media	78,43	44,92	67,89	311,31	18,06	-3,93
Mínimo	2,80	1,80	5,17	26,46	-32,98	-66,37
Máximo	285,67	286,41	219,23	6491,88	68,51	36,25
Desv. Estand.	47,80	56,96	45,68	908,67	18,39	19,28
Coef. Variac.	60,94	126,82	67,29	291,89	101,84	490,60

**Fuente: elaborado por la autora

4.1.3. El mercado chileno

El análisis estadístico de los ratios financieros de empresas sanas y en crisis de Chile (Cuadro.5) permite extraer extraer las siguientes conclusiones:

- El índice de rentabilidad promedio de las empresas en crisis es negativo (-10,11%), debido al nivel de pérdidas obtenidas en el período, mientras que las empresas sanas toman un valor positivo (6,41%). Asimismo existen valores extremos, principalmente en el grupo en crisis, cuyas altas pérdidas se observan en el valor negativo -1,36%, en comparación con el promedio. En la misma línea, es significativa la dispersión en el grupo crisis, respecto de las empresas sanas.
- El índice del flujo de fondos operativos promedio en las empresas en crisis es negativo, -9,29%, lo cual significa que este flujo no alcanza a cubrir las erogaciones. En contraste, las empresas sanas toman un valor promedio de 9,36%. En el grupo en crisis, la variable presenta

una variabilidad relativa elevada, además de valores extremos negativos, según indica la mediana.

- El ratio efectivo promedio es similar en ambos grupos de empresas. El mismo comportamiento se observa para la variabilidad.
- El ratio del volumen promedio de ventas respecto del total activo es menor en las empresas en crisis (33,04%) que en las sanas (57,64%). Esto significa que el volumen de negocios es 1,74 veces mayor al resultante de las empresas con problemas financieros.
- El ratio de endeudamiento promedio es 5,30 veces superior en las empresas en crisis que en las sanas. En el primer grupo, la variabilidad es significativa, puesto que alcanza máximos extremos: mientras que la mediana es de 64,87%, el promedio alcanza el 371,66%.
- El ratio del capital de trabajo promedio, al igual que el índice de liquidez, es similar en ambos grupos. Sin embargo, presenta mayor dispersión en las empresas en crisis.

Cuadro.5. Chile: medidas descriptivas de los ratios financieros, según el estado de las empresas*

Medidas	Índice de rentabilidad (GE_AT)		Flujo de fondos (FF_AT)		Estado de efectivo (E_AT)	
	Empresas sanas	Empresas en crisis	Empresas sanas	Empresas en crisis	Empresas sanas	Empresas en crisis
Mediana	5,95	-1,36	8,27	-0,72	0,43	0,36
Media	6,41	-10,11	9,36	-9,29	1,07	1,01
Mínimo	-147,35	-271,55	-29,90	-266,70	0,00	0,00
Máximo	86,00	21,80	126,01	83,33	34,08	25,73
Desv. Esta	10,74	31,31	9,82	36,92	2,72	2,61
Coef. Variac.	167,53	309,74	104,97	397,58	253,44	257,50

Medidas	Volumen de negocios (V_AT)		Índice de endeudamiento (D_PN)		Capital de trabajo (CT_AT)	
	Empresas sanas	Empresas en crisis	Empresas sanas	Empresas en crisis	Empresas sanas	Empresas en crisis
Mediana	50,71	23,40	56,97	64,87	7,84	4,46
Media	57,64	33,04	70,37	371,66	11,98	11,69
Mínimo	0,00	0,00	0,06	0,04	-18,77	-90,85
Máximo	387,26	154,92	419,94	21167,51	93,09	99,95
Desv.Estand.	53,89	38,13	58,43	2018,65	14,39	36,63
Coef. Variac.	93,50	115,39	83,04	543,15	120,07	313,44

*Fuente: elaborado por la autora

4.2. La aplicación de los modelos mixtos

Si se utiliza el modelo presentado en (3), es posible determinar los ratios significativos que sirven para explicar el estado de las empresas. En los tres países estudiados, los modelos que incluyen dos efectos aleatorios -índice de rentabilidad y de flujo de fondos operativos- se deducen como más adecuados, ya que ambos efectos resultan significativos. En otras palabras, si se contrasta con las pruebas de razón de verosimilitud (Cuadro.6)⁸, se demuestra que el modelo que incorpora dos efectos aleatorios es superior al modelo que presenta un solo efecto. La conclusión surge de la lectura de los valores de probabilidad (p -value = 0,0033 para Argentina, p = 0,0032 y p < 0,0001 para Perú y Chile, respectivamente). Por consiguiente, los ratios que miden la rentabilidad (GE_AT) y el flujo de fondos operativo de la empresa (FF_AT) resultan apropiados para explicar la mayor proporción de la

⁸ Previamente se contrastó el modelo de un efecto aleatorio con un modelo logístico estándar, resultando significativa la aplicación de los modelos mixtos, confirmando que para datos longitudinales es adecuado este tipo de modelos.

heterogeneidad inducida por los datos, lo cual justifica la inclusión como coeficientes aleatorios.

Cuadro 6. Pruebas de razón de verosimilitud para determinar la significatividad de los efectos aleatorios*

País	Modelo propuesto	-2log (Verosimilitud)	Dif**	<i>p-value</i>
Argentina	(A) Modelo con un efecto aleatorio: <i>GE_AT</i>	112,7		
	(B) Modelo con dos efectos aleatorios: <i>GE_AT</i> y <i>FF_AT</i>	105,3	7,40	0,0033
Perú	(A) Modelo con un efecto aleatorio: <i>FF_AT</i>	85,2		
	(B) Modelo con dos efectos aleatorios: <i>GE_AT</i> y <i>FF_AT</i>	76,5	8,70	0,0032
Chile	(A) Modelo con un efecto aleatorio: <i>GE_AT</i>	276,4		
	(B) Modelo con dos efectos aleatorios: <i>GE_AT</i> y <i>FF_AT</i>	230,9	45,52	<0,001

*Fuente: elaborado por la autora **Dif: diferencia entre $-2\log(\text{Verosimilitud})$ del modelo propuesto (B) y del modelo de referencia (A).

En Argentina, respecto de los efectos fijos, los índices más significativos fueron los del flujo de fondos operativos (*FF_AT*), la rentabilidad (*GE_AT*), la rotación (*V_AT*) y el endeudamiento (*D_PN*). En el caso de los tres primeros, ante cambios unitarios, la posibilidad de la disminución de las crisis es del 24%, 15% y 7%, respectivamente. Por su parte, cuanto mayor es el nivel de endeudamiento, más probable es ingresar en crisis en el 1% de los casos (Cuadro.7).

Cuadro.7. Estimaciones de los parámetros del modelo*

Efectos fijos	Argentina			Perú			Chile		
	Coefficiente	<i>p-value</i>	<i>odd ratios</i> variables significativas	Coefficiente	<i>p-value</i>	<i>odd ratios</i> variables significativas	Coefficiente	<i>p-value</i>	<i>odd ratios</i> variables significativas
Const	1,2269	0,181		1,5194	0,203		-1.4054	0.002	
<i>GE_AT</i>	-0,1620	0,086	0,85	-0,5907	0,016	0,55	-1.2254	0,000	0,01
<i>FF_AT</i>	-0,2692	0,032	0,76	-0,1315	0,356		-0.4254	0,001	0,65
<i>E_AT</i>	0,3635	0,126		-0,5357	0,041	0,59	-0.09161	0,224	
<i>V_AT</i>	-0,0760	0,001	0,93	-0,0117	0,478		-0.00958	0,079	0,99
<i>D_PN</i>	0,0146	0,031	1,01	0,02185	0,080	1,02	0.01136	0,005	1,01
<i>CT_AT</i>	0,0077	0,481		-0,1693	0,022	0,84	0.04301	0,009	1,04

*Fuente: elaborado por la autora

En Perú, en cambio, los índices más significativos fueron los de rentabilidad (*GE_AT*), efectivo (*E_AT*), capital de trabajo (*CT_AT*) y endeudamiento (*D_PN*). En cuanto a los tres primeros, ante cambios unitarios, la posibilidad de la disminución de las crisis es del 45%, 41% y 16% respectivamente. Por otro lado, a mayor nivel de endeudamiento, mayor es la posibilidad de ingresar en crisis en un 2% de los casos. Finalmente, de los resultados se desprende que en Perú los ratios disponen de mayor poder discriminatorio que en empresas argentinas, dada la comparación de los cocientes de chance (*odd ratios*).

Por último, en las empresas de Chile, los índices más significativos fueron los de rentabilidad (*GE_AT*), flujo de fondos operativos (*FF_AT*) y endeudamiento (*D_PN*), al igual que Argentina y Perú. Asimismo, el índice de rotación (*V_AT*), como en Argentina, y el de capital de trabajo (*CT_AT*), a la par de Perú. En cuanto a los índice (*GE_AT*) y (*FF_AT*), ante cambios

unitarios, las posibilidades de disminuir la crisis es toman los valores del 99% y el 35%, respectivamente. Asimismo, cuanto mayor es el nivel de endeudamiento, la posibilidad de manifestar un estado de crisis es del 1%.

El modelo presentado en la investigación fue validado mediante el cálculo del porcentaje de clasificación correcta (Cuadro.8) el cual, para las empresas de Argentina, tomó el valor de 96,22%. Así, mientras que el error tipo I -el clasificar como sana una empresa en crisis- es del 15,38 %, el error tipo II - clasificar como sana una empresa con problemas financieros- es del 0,54%. Si bien el error tipo I reviste la mayor gravedad -puesto que oculta el verdadero estado de crisis de la empresa- sin embargo es menor al error obtenido mediante la aplicación de otras metodologías estadísticas (Caro, 2013). En estos términos, se observa que la tasa de clasificación correcta para los tres países investigados oscila entre el 96% y el 99%. La tasa de error tipo I resultó mayor para Argentina que para Perú y Chile, mientras que las tasas de error tipo II resultaron menores en magnitud, con excepción de Chile, cuya tasa de error tipo I resultó de 3,60%.

Cuadro 8. Tasas de clasificación correcta y tasas de error con modelos mixtos*

País	% clasificación correcta	Error tipo I	Error tipo II
Argentina	96,22	15,38	0,54
Perú	98,90	4,00	0,45
Chile	96,52	3,45	3,60

*Fuente: elaborado por la autora

La comparabilidad de los ratios financieros de diferentes empresas permite utilizar la información de aquellas que cotizan en la Bolsa. Dichas organizaciones tienen especiales exigencias en cuanto a la disponibilidad y la presentación de la información. Por otra parte, con respecto a los ratios utilizados y los resultados obtenidos, se manifestaron como significativos en al menos uno de los países estudiados.

En la misma línea, el ratio de rentabilidad económica (*GE_AT*) resulta uno de los indicadores más significativos para predecir el estado de crisis financiera de las empresas, confirmado en la presente investigación para los países andinos. En otras palabras, las utilidades obtenidas respecto del total del activo manifiestan que, a menores utilidades (o pérdidas), mayor posibilidad de crisis.

En relación con el índice de flujo de fondos (*FF_AT*), indicador relativamente nuevo en el área, se señala que a menor nivel de flujo generado por las operaciones respecto del activo total, existen mayores posibilidades de que las empresas resulten en crisis. No obstante, el indicador resultó significativo solo para Argentina y Chile.

Seguidamente, si bien el índice de liquidez no siempre manifiesta signos de vulnerabilidad, sí ocurrió en el caso de Perú: a menor liquidez, mayor posibilidad de crisis financiera.

Otro indicador a destacar es el de rotación del activo -nivel de ventas respecto del total de activos-, que resultó significativo para la mayoría de los países, excepto Perú, donde incidió en mayor medida el índice de capital de trabajo como medida del capital de corto plazo respecto del total de activo.

En suma, se confirma que los ratios seleccionados, en consistencia con la literatura mencionada, reflejan en mayor o menor medida el comportamiento de las empresas y permiten un diagnóstico eficaz de la situación de crisis financiera.

Es importante tener precaución en el uso de los modelos presentados, ya que fueron desarrollados para determinadas condiciones, por ejemplo, el nivel de crisis, por lo que las características podría perjudicar la exactitud de la clasificación. Por ello, es conveniente considerar y calibrar los modelos para cada situación particular (Grice y Dugan, 2001). En el presente trabajo se pretende predecir el riesgo de las empresas cuando manifiestan bajos niveles de rentabilidad y de flujo de fondos generados por las operaciones, por un lado, y altos niveles de endeudamiento, acompañado de bajos niveles de volumen de negocios, por el otro. Tal es el caso de las empresas argentinas y chilenas. Las empresas peruanas, por su parte, presentan bajos niveles de efectivo y de capital de trabajo.

Algunas limitaciones del estudio son la relativa reducción de los tres mercados de capitales, dada la escasa cantidad de empresas cotizantes -en contraste con los países desarrollados- y los continuos cambios de participación societaria, cuya consecuencia suele ser la conformación de nuevas empresas o la disolución de otras. Dicha situación puede sortearse si se toman distintos balances de cada empresa, consecuentemente, aumenta la cantidad de datos. Análogamente, el escaso número de empresas redundan en la dificultad de realizar un análisis sectorizado, ya que en algunos casos es nula la cantidad de empresas en crisis.

5. Conclusiones

La necesidad de evaluar el riesgo financiero de las empresas ha progresado con el tiempo. A partir de la segunda mitad del siglo pasado, el surgimiento de trabajos de predicción de crisis basados en la información contable ha demostrado la utilidad para anticiparse a situaciones de fracaso empresarial (Mínguez Conde, 2005). El fracaso es, sin duda, un aspecto preocupante de la economía, no sólo para el empresario, sino también para la sociedad. El acceso a la información contable y el uso de herramientas estadísticas cada vez más precisas contribuye al análisis de la problemática.

En cuanto a los indicadores, los ratios se comportan de manera tal que diferencia a las empresas en crisis respecto de las sanas, puesto que las primeras presentan un menor índice de rentabilidad y liquidez, y mayor endeudamiento.

Asimismo, se contribuye a diagnosticar situaciones futuras de vulnerabilidad financiera, mediante el uso de modelos estadísticos avanzados que permiten tomar los cursos de acción adecuados para prevenirlas.

De la presente investigación se deduce que el modelo mixto es adecuado en la predicción de las crisis financieras, puesto que logra mejor desempeño que los métodos de corte transversal, tales como la regresión logística y el análisis discriminante (Caro, 2013). De esta manera, los modelos obtenidos permiten estimar la probabilidad de crisis financiera de empresas, con anterioridad al evento de crisis. La aplicación de dichos modelos es aún incipiente en economías latinoamericanas.

Actualmente, los Bancos Centrales de algunos países suelen solicitar a las entidades bancarias la utilización de la metodología adecuada para la predicción del riesgo de crédito, según los requerimientos de Basilea, de manera que es posible establecer nuevas líneas de investigación en el área.

6. Referencias

- Altman, E. I. (1968). Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *The journal of finance*, 23(4), 589-609.
- Altman, E. I. (1993). Corporate financial distress and bankruptcy: A complete guide to predicting and avoiding distress and profiting from bankruptcy. John Wiley & Sons. Inc., New York.
- Altman, E. I., Haldeman, R. G., & Narayanan, P. (1977). ZETA TM analysis A new model to identify bankruptcy risk of corporations. *Journal of banking & finance*, 1(1), 29-54.
- Beaver, W. H. (1981). *Financial reporting: an accounting revolution*. Prentice Hall.
- Caro, N. P. (2013). Evaluación de riesgo de crisis financiera en empresas argentinas en los períodos 1993–2000 y 2003–2010. *Tesis de doctorado*.
- Caro, N. Tolosa, L. Nicolás, C. y Ruscelli, E. (2013) Predicción de crisis financiera en empresas de países latinoamericanos: una revisión de la literatura. *Revista Contabilidad y Decisiones del Instituto de Contabilidad FACEA – UCC*.
- Caro, N. Diaz, M. y Porporato, M. (2013) Predicción de quiebras empresariales en economías emergentes: uso de un modelo logístico mixto. *Revista de Métodos Cuantitativos para Economía y Empresa*. 16, 200 – 215.
- Caro, N (2014) Modelos de predicción de crisis financiera en empresas: una revisión de la literatura. *Revista Internacional Legis de Contabilidad y Auditoría*. 58, 135 - 183.
- Caro, N (2015) Descripción de empresas en crisis financiera: el caso de Argentina en las décadas del 1990 y 2000. *Revista de dirección y administración de empresas (España)*. 22, 106 –130.
- Caro, N (2016) El modelo logístico mixto para predecir crisis financiera en empresas argentinas y chilenas. *Revista de Matemática: Teoría y Aplicaciones*. 23(1), 255 – 276.
- Díaz M., Ferrero F., Díaz C., Stímolo M. y Caro P. (2001), “Perfomance del Análisis Discriminante Regularizado y la Regresión Logística en la

- Predicción de Crisis Financieras”. *Revista de la Sociedad Argentina de Estadística*, 5(1/2), 33-45.
- Fitzpatrick, P (1932). *A comparison of ratios of successful industrial enterprises with those of failed firms*. Certified Public Accountant; octubre, noviembre y diciembre, p. 598 – 731
- García, N. (2006) *Notas de Cátedra Teoría Contable Básica. Doctorado en Contabilidad*. Facultad de Ciencias Económicas. Universidad Nacional de Córdoba, Argentina.
- Giampaoli, Tamura, Caro y Simoes (2016) Financial crisis prediction on Latin American companies using mixed logistic regression model. *Chilean Journal of Statistics*, 7(1), 31 -41.
- Grice, J. S., & Dugan, M. T. (2001). The limitations of bankruptcy prediction models: Some cautions for the researcher. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 17(2), 151-166.
- Jones, S., & Hensher, D. A. (2004). Predicting firm financial distress: A mixed logit model. *The Accounting Review*, 79(4), 1011-1038.
- Merwin, C (1942). *Financing small corporations in five manufacturing industries, 1926-36*. New York National Bureau of Economics Research Books.
- Mínguez Conde, J, (2005) *La información contable en la empresa constructora: factores identificativos del fracaso empresarial*. Tesis doctoral. Universidad de Valladolid.
- Mongrut Montalván, S. M., O’Shee, D. F., Delgado, F. I. A., y Yamashiro, M. A. (2011) Determinantes de la insolvencia empresarial en el Perú. *Academia. Revista Latinoamericana de Administración* 47: 126 – 139.
- Ohlson, J. A. (1980). Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy. *Journal of accounting research*, 109-131.
- Pascale, R. (1988). A multivariate model to predict firm financial problems: the case of Uruguay. *Studies in banking and finance*, 7, 171-182.
- Romani Chocce, G., Aroca González, P., Aguirre Aguirre, N., Leiton Vega, P., & Muñoz Carrazana, J. (2002). Modelos de clasificación y predicción de quiebra de empresas: Una aplicación a empresas chilenas. In *Forum Empresarial* (Vol. 7, No. 1, pp. 33-50). Centro de Investigaciones Comerciales e Iniciativas Académicas, San Juan, Puerto Rico.

- Sandin, A. R., & Porporato, M. (2008). Corporate bankruptcy prediction models applied to emerging economies: Evidence from Argentina in the years 1991-1998. *International Journal of Commerce and Management*, 17(4), 295-311.
- Swanson, E., & Tybout, J. (1988). Industrial bankruptcy determinants in Argentina. *Studies in Banking and Finance*, 7, 1-25.
- Winakor, A y Smith, R (1935). Changes in financial structure of unsuccessful industrial companies. *Bureau of Business Research, Bulletin N° 51, University of Illinois*
- Zmijewski, M. E. (1984). Methodological issues related to the estimation of financial distress prediction models. *Journal of Accounting research*, 59-82.
- Zurita, F. (2008). La predicción de la insolvencia de empresas chilenas. *Economía Chilena*, 11(1), 93-116.

Capítulo 3

Modelo lineal mixto para estudiar la asociación entre los retornos anuales, la información financiera y la información de mercado

Leticia Eva Tolosa⁹

María Claudia Nicolás

Giselle Lujan

1. Introducción

El mercado de capitales constituye una fuente de información para diversos sectores. Según Soros (2008), los mercados financieros ofrecen un excelente laboratorio porque la mayoría de los datos son públicos y cuantificados. Estos datos resultan útiles tanto a los inversores, para la toma de decisiones, como a los investigadores y economistas, para elaborar modelos predictivos. Sin embargo, en los mercados latinoamericanos, el usuario de la información financiera de empresas que cotizan en el mercado se enfrenta a situaciones como la falta de presencia bursátil, la escasa permanencia en el tiempo y la alta volatilidad de los precios y rendimientos, que limitan el análisis longitudinal de los datos. Por su parte, si bien la contabilidad financiera - instrumento para la toma de decisiones- cumple un rol importante, suele ocurrir que la información surgida de los reportes financieros exhiba comportamientos de alta variabilidad, dadas las particularidades de la economía.

En el presente trabajo se realiza un estudio comparativo de los mercados latinoamericanos, respecto de la capitalización bursátil y el número de empresas que cotizan. En concreto, el objetivo es determinar el grado de asociación entre la variación de los precios de las acciones y la información contable y de mercado, mediante la utilización de los modelos lineales mixtos.

⁹ *leticiaetolosa@gmail.com*

Ante la necesidad de contar con modelos estadísticos que explicaran las variaciones de los precios de las acciones y verificaran la utilidad de los datos contables, comenzaron a realizarse los primeros estudios en la década del sesenta (Ball y Braw, 1968, Kormendi y Lipe, 1987). En ellos, la metodología se basaba en modelos lineales, aplicados para un período mayor a diez años y con aproximadamente 145 empresas. Los autores tomaban el resultado contable, el signo y la magnitud del cambio, con el fin de comprobar el efecto sobre la valuación de las empresas y la variación de los precios en el mercado. Asimismo, otros autores (Barry y Brown, 1985, Reiganun, 1981 e Incahuti y Sanchez, 2006) incorporaron el efecto tamaño de la empresa para verificar el comportamiento de los retornos anuales, mediante modelos de regresión lineales simples.

En la misma línea, Fama y French (1992) realizaron el estudio con regresiones lineales simples, planteando cortes transversales mediante el modelo Sharpe-Lintner-Black¹⁰ (SLB). En ellos realizaban regresiones con una variable o varias, en los que seleccionaban, para distintos portafolios, la relación entre el valor de libros y de mercado, la relación de la utilidad por acción con el precio de mercado y el nivel de apalancamiento (*leverage*).

En la presente investigación, se plantean los modelos lineales mixtos (MMs) como alternativa de análisis para variables de respuesta continua, modelos estadísticos aplicables a un panel de datos. Para ello, se realiza un cotejo de muestras obtenidas del mercado peruano y argentino, mediante la utilización de los modelos lineales mixtos (Tolosa, 2013), con el fin de explicar la variación del precio de las acciones en el período 2011-2013. Dichos modelos buscan asociar estos con los datos obtenidos de los estados financieros publicados por las empresas que cotizan en los mercados, cuya información es utilizada por los inversores en la toma de decisiones.

En cuanto a lo metodológico, de la empresa se extraen los retornos anuales, como la variación del precio por año. Dichos valores, transformados por el logaritmo natural, constituyen la variable respuesta a explicar. Cabe destacar que, dado que se trata de observaciones no independientes, la utilización de un modelo de regresión lineal simple o múltiple no resulta apropiada.

¹⁰ El modelo de valuación de activos (CAPM) de William Sharpe (1964) y John Lintner (1965) marca el nacimiento de la teoría de valoración de activos.

2. Antecedentes

La revisión de antecedentes en la investigación de mercados de capitales se realizó teniendo en cuenta los distintos enfoques. Desde el trabajo de Ball y Brown (1968) hasta finales de la siguiente década, se vivió una etapa de euforia, la cual planteaba el funcionamiento eficiente del mercado. Consecuentemente, tuvo lugar el abandono del Análisis Fundamental, para pasar a centrarse en la investigación empírica.

Según Inchausti et al. (2002), la investigación del mercado de capitales ha sufrido un proceso de evolución, desde el rechazo del Análisis Fundamental hasta el reconocimiento pleno. De hecho, el modelo surgió de un grupo de investigadores que examinaban la capacidad de predicción de la información contable, con el objetivo de determinar el valor de una acción. Dicho análisis postula que los precios divergen del citado valor, hacia el cual tienden a revertirse lentamente, hecho que permite diseñar estrategias de inversión rentables, al amparo de su virtud de prever retornos futuros no esperados por el mercado. En otras palabras, pueden detectarse títulos infra o sobrevaluados, lo cual posibilita obtener retornos anormales, tomando posiciones de inversión basadas en dicha información.

Posteriormente, a finales de los ochenta, comenzaron a documentarse anomalías en el funcionamiento del mercado, tras lo cual se cuestionan los planteamientos estrictos de la eficiencia, al constatar que es posible obtener rentabilidades anormales, mediante el manejo de la información contenida en los estados contables. Dicha situación, junto con la publicación de los trabajos de Ohlson (1995) y Feltham y Ohlson (1995), contribuyeron a resurgir el interés por el Análisis Fundamental. Como resultado, tuvo lugar la proliferación de estudios que centraban la atención en la estimación del valor intrínseco de las empresas. Esto significaba que la eficiencia ya no era condición necesaria para el análisis, sino que las anomalías documentadas en el comportamiento del mercado podrían ser la base de los estudios.

En contraste, Beaver (2002) asegura que la eficiencia del mercado constituye un importante campo de estudio y afirma que aún quedan temas por investigar. Asimismo, sostiene que las empresas, al divulgar los datos de la contabilidad, producen consecuencias que se evidencian en los precios de las acciones. De esta manera, si el mercado es ineficiente, la información financiera y su divulgación no resultan eficaces, al menos respecto de los precios que reflejen plenamente dicha información. Por lo tanto, los

inversores se convierten en sus beneficiarios indirectos, incluso si no se dedican a analizarla.

Desde la perspectiva de la medición para la investigación del mercado de capitales, un área de estudio descrita por Beaver (2002) es la relevancia del valor, que postula la relación entre el valor de las acciones como variable dependiente y la información contable, como independiente. De esta manera, el valor de un momento determinado, se toma como función de un conjunto de variables contables, tales como los activos, los pasivos, los ingresos, los gastos y el beneficio neto. En efecto, una cifra contable es considerada relevante para el valor, si se vincula significativamente con la variable dependiente.

Por otra parte, en relación con los estudios realizados en Argentina, se observan empresas (Tolosa, 2013) para las cuales, en el período analizado 2003-2009, el ingreso a la bolsa fue posterior al inicio del horizonte temporal de análisis, o bien, la baja fue solicitada previamente a su finalización. Del mismo modo, se detectaron empresas que, listadas durante el plazo, no registraron cotizaciones en el 10% de los días hábiles bursátiles.

3. Metodología

En la investigación se tomaron los datos de las empresas, para cada país, con información financiera elaborada según las normas contables internacionales. Cabe destacar que solo se utilizaron normas locales para los países donde las disposiciones internacionales se encuentran en vías de adopción.

En el siglo XX tuvo lugar una importante transición para la contabilidad financiera, desde un sistema que permitía al comerciante controlar las operaciones de su empresa, hacia otro que informaba a los inversionistas, quienes tenían el control de las operaciones. En tal sentido, el crecimiento del poder económico de Estados Unidos contribuyó a generar los más importantes progresos en contabilidad financiera, tras lo cual, en la década del sesenta, surgió el enfoque de la *Utilidad de la información para la toma de decisiones*. Dicha perspectiva se basa en la propiedad de los estados contables de exponer una serie de datos que, interpretados correctamente, permiten predecir el futuro de las empresas y de la economía en su conjunto (Beaver, 1981). El objetivo es brindar información a usuarios específicos, particularmente inversores y acreedores, actuales y potenciales. Bajo dicho paradigma se desarrolla el presente trabajo.

Ahora bien, el entorno en el que la información es utilizada ha cambiado considerablemente, dada la globalización de los mercados, el crecimiento económico y la expansión de las tecnologías de la comunicación y de la información. En los últimos tiempos, los organismos de la profesión contable han realizado esfuerzos por lograr la armonización de las normas de contabilidad financiera a nivel internacional. El objetivo es posibilitar el análisis comparativo entre componentes de estados financieros pertenecientes a empresas de distintos países.

El modelo estadístico propuesto para la investigación plantea la información financiera y de mercado como explicativa de las variaciones de los precios de las acciones. Asimismo, fue seleccionado el espacio temporal 2011-2013, para realizar el análisis comparativo de los valores o ratios contables que influyeron en los retornos de las acciones. La elección se justifica en la medida en que, durante el período, se verifica la aplicación de las Normas Internacionales de Información Financiera (NIIF) por la mayoría de las empresas que cotizan en los mercados de Argentina y Perú. Cabe aclarar que dichas normas fueron adoptadas por los países en distintos momentos.

A los fines de resumir el marco normativo actual referido a la adopción de las Normas Contables para la elaboración y exposición de los estados financieros en ambos países, se realiza la siguiente caracterización:

En Argentina, la Resolución Técnica Nro. 29, modificatoria de la R.T. 26, establece que deberán aplicarse las NIIF en la preparación de los estados financieros correspondientes a ejercicios anuales, que se inicien a partir del 1° de enero de 2012 –inclusive- y que pertenezcan a entidades incluidas en el régimen de oferta pública (normada actualmente por la Ley Nro. 26831 de Mercado de Capitales). La inclusión depende del capital, las obligaciones negociables o la autorización para ser incluidas en el régimen, con excepción de las entidades para las cuales la CNV acepte los criterios contables de otros organismos reguladores (entidades financieras, compañías de seguros, cooperativas y asociaciones civiles).

Por su parte, en Perú, las NIIF fueron aplicadas de manera gradual. Desde los años 2011 y 2012 son obligatorias para las empresas supervisadas por la Superintendencia de Mercado y Valores (SMV). Las organizaciones que no requieren de supervisión pero presentan ingresos o activos de determinada cuantía, se encuentra obligadas desde 2013 y 2014, según el importe. Sin embargo, se ha observado que, durante el período considerado, las empresas de la muestra seleccionada presentan la información contable respetando los requerimientos de las normas.

En el presente trabajo, el diseño de investigación es inicialmente exploratorio y descriptivo, dado el contexto del Mercado de Capitales Argentino en comparación con los mercados latinoamericanos.

A los fines de cuantificar las variables de capitalización bursátil y los índices bursátiles para el estudio comparativo, fue necesario obtener los datos del Mercado de Capitales Argentino y latinoamericanos. La extracción de los datos se efectúa mediante la observación empírica de la información publicada por el Centro de Documentación de la Federación Iberoamericana de Bolsas (FIAB), la Bolsa de Comercio de Buenos Aires (BCBA) y el Instituto Argentino de Mercado de Capitales (IAMC). Para el caso de los mercados latinoamericanos, la fuente es el Centro de Estadística de *World Federation Exchange* (WFE) y la Federación Iberoamericana de Bolsas (FIAB). Seguidamente, se elaboraron cuadros y gráficos con el fin de sistematizar la información, para su posterior análisis e interpretación. El objetivo es caracterizar el Mercado de Capitales Argentino individualmente, y en comparación con las bolsas de Brasil, Chile, Colombia y Perú.

3.1 Variables características del mercado de capitales

Las variables relacionadas con el tamaño del mercado de capitales son caracterizadas a continuación.

La *capitalización bursátil* de una empresa se define como medida del valor de la empresa en el mercado. Se calcula mediante el producto del número de acciones en circulación, por el precio de la acción, en determinado momento. A su vez, la capitalización bursátil del mercado se explica como la sumatoria las capitalizaciones bursátiles de la totalidad de empresas. Asimismo, la variable es susceptible de clasificarse atendiendo a si las empresas son *domésticas* o *extranjeras*. En efecto, una empresa es doméstica si el domicilio de la casa matriz coincide con el del mercado donde cotiza. En el presente estudio, para evaluar los mercados de capitales latinoamericanos, se utilizará el valor de la capitalización de dicha categoría de empresas. Por su parte, el dato medido en moneda dólar permitirá comparar la variable con los mercados latinoamericanos seleccionados.

La *cantidad de empresas negociadas* domésticas y su participación en cada sector determinan la conformación de la muestra. Para referirse al tamaño del mercado es necesario tener en cuenta, además de la capitalización bursátil, el

análisis descriptivo de la cantidad de empresas que conforman la muestra, caracterizada según sector al cual pertenecen.

Para la muestra se recolectaron los datos de las empresas domésticas que presentaran información financiera elaborada de acuerdo con las normas contables internacionales. Cabe aclarar que fueron excluidas las empresas del sector financiero y de seguros. Asimismo, de acuerdo con Ball y Brown (1968), se suprimieron las empresas jóvenes o las que solicitaron la baja de la oferta pública durante el horizonte temporal de estudio. Por su parte, respecto del precio y a los fines de incluir en el análisis empresas con presencia bursátil, se incluyeron organizaciones que registraban operaciones en al menos el 20 % de las ruedas hábiles bursátiles. Para ello, se siguió la metodología de formación del índice general de Bolsa en el mercado argentino. Cabe aclarar, que se seleccionaron las firmas que cerraron los balances anuales en el mes de diciembre.

Para la construcción del panel de datos se escogieron empresas de los mercados argentino y peruano, según los criterios mencionados anteriormente; las muestras quedaron conformadas por veintisiete y treinta y ocho organizaciones, respectivamente. Seguidamente, se extrajeron los datos de los estados contables consolidados, de mercado y de ratios elaborados de forma mixta, correspondientes al período 2011-2013. De este modo, queda conformado el panel con ochenta y un observaciones para Argentina, y ciento catorce para Perú.

3.2 Variables del modelo para el análisis

La variable de interés del modelo propuesto se denomina *retornos anuales porcentuales*, definida como la variación anual de los precios de cada acción durante el período analizado, según el año calendario de las empresas. Matemáticamente, es el logaritmo neperiano de los retornos anuales para cada empresa.

$$LREA_{it} = \ln \left(\frac{PrecioA_{it}}{PrecioA_{i(t-1)}} \right) * 100$$

Para calcularlo, los precios $PrecioA_{it}$ y $PrecioA_{i(t-1)}$ son datos puntuales que corresponden al precio homogéneo de la empresa i -ésima al cierre anual del último día bursátil del año t -ésimo, para cada país estudiado.

Para seleccionar las variables explicativas del modelo se tomaron algunas estudiadas anteriormente y se seleccionaron para analizarlas en el mercado argentino. Cabe destacar que la gran variedad de ratios presentes en la literatura contable y financiera, en general, resultado de estudios complejos y especulaciones teóricas, ha derivado en que los investigadores se refieran a una misma categoría, pero con diferentes nombres.

Para el estudio, se tomaron indicadores mediante el tratamiento de la información contable y los datos del mercado. De esta manera, se trabaja con el ratio de solvencia (RSOLV), la rentabilidad del patrimonio neto (RPN), la relación entre el precio y valor de libros (RPVL) y el ratio entre el precio y el resultado por acción (RPE). Además, se incorporan la empresa (CODE) y el año, como variables explicativas. Finalmente, para el precio de cierre anual, se toma en cuenta el valor registrado por la empresa en el mercado, el último día hábil del año.

De esta manera, se construye el panel de datos a analizar mediante el modelo estadístico lineal mixto. A continuación, una descripción del modelo adoptado para la investigación.

3.3 El modelo lineal mixto

El modelo de regresión lineal múltiple considera una variable respuesta y un conjunto de variables explicativas, con la siguiente estructura:

$$Y = X\beta + \varepsilon \quad \varepsilon \approx N(0, \sigma^2_{\varepsilon})$$

Se estima a partir de una muestra de n observaciones:

$$Y_i = X'_i \beta + \varepsilon_i \quad \text{para } i = 1, 2, 3, \dots, n$$

Y es el vector de respuestas $n \times 1$ por lo que Y_i es la respuesta del i -ésimo individuo

X es la matriz de covariables de dimensión $n \times p$

p es la cantidad de variables explicativas del modelo

β es el vector de parámetros

ε_i es el término del error

Por su parte, en el modelo lineal mixto los datos están correlacionados. La correlación es inducida porque las unidades se miden repetidamente. En el presente trabajo, los datos contables y de mercado de las empresas son igualmente medidos de este modo, a lo largo del tiempo, por lo que su estructura es longitudinal. La variable respuesta es $LREA_{it}$, que representa el logaritmo del coeficiente de los retornos anuales de la empresa i en el t -ésimo año, para los países estudiados.

En términos generales, el modelo planteado con ordenada aleatoria es:

$$\ln y_{it} = (\beta_0 + \zeta_{0it}) + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k + \varepsilon_{it} \quad t = 1, 2, \dots, m_n; \quad i = 1, 2, 3 \dots, n$$

Donde β_0 es la media de Y , y k es el número de variables a incluir en el modelo y los componentes de efectos fijos identificados por β_0 y $\beta_1 x_1 \dots \beta_k x_k$ y efectos aleatorios identificados por ζ_{0it} y ε_{it} . La media de Y para el grupo t viene dada por $\beta_0 + \zeta_t$, y por lo tanto, ζ_t , es la desviación de la media del grupo t respecto de la media total. Los residuos, a nivel individual ε_{ij} , son la diferencia entre el valor de la variable respuesta del individuo i y la media del grupo al que pertenece. Los residuos a ambos niveles se supone que provienen de una población con distribución normal $\zeta_j \sim N(0, \sigma^2_t)$ y $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2_\varepsilon)$.

Seguidamente, el modelo seleccionado toma seis variables explicativas del adoptado por Tolosa (2013), expresado según la siguiente estructura:

$$LREA_{it} = \beta_0 + \beta_1 RSOLV_{it} + \beta_2 RPN_{it} + \beta_3 RPVL_{it} + \beta_4 RPE_{it} + \beta_5 A\tilde{N}O_{it} + \beta_6 CODE_i + \zeta_{it} A\tilde{N}O_t + \varepsilon_{it}$$

donde $LREA_{it}$ es el logaritmo de los retornos anuales de empresa i -ésima en el t -ésimo año, para el país estudiado.

Finalmente, para los modelos lineales mixtos se definieron como efecto fijo las cinco variables detalladas en la Tabla.1, además del año. Asimismo, como efecto aleatorio se introdujo el año, para el análisis propuesto.

Tabla.1. Las variables explicativas del modelo

Etiqueta	Ratio	Definición
RSOLV	Ratio de Solvencia	Considera los datos patrimoniales de cada empresa e indica, por cada peso de activo, la capacidad para hacer frente al pasivo. Activo total / Pasivo Total
RPN	Ratio de Rentabilidad del Patrimonio Neto	Mide el resultado obtenido por cada peso invertido por los accionistas. Resultado Neto/ Patrimonio Neto
RPVL	Precio por acción/ Valor Libro de la acción	Mide la cantidad que inversores están dispuestos a pagar por el valor patrimonial de la empresa. Precio / Valor de Libros
RPE	Precio por acción /Rentabilidad por acción	El precio de mercado en comparación con la utilidad por acción de cada empresa. Precio/ GPA
año	Cierre de Ejercicio	Identifica el período correspondiente a los datos contables y de mercado. Se toma en cuenta como Efecto fijo y como efecto aleatorio.
CODE	Identificación de la empresa	Considerado como efecto aleatorio.

4. Resultados

La Tabla.2 detalla a continuación el valor de la capitalización de empresas domésticas, medido en moneda dólar, con el fin de evaluar los mercados latinoamericanos seleccionados. El gráfico expone la evolución de la variable en el espacio temporal de análisis, tomando como dato el último día hábil de cada año, durante el período 2003-2013.

Tabla.2. Capitalización bursátil de los mercados latinoamericanos, en miles de dólares*

PAIS	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
BRASIL	234560	330347	474647	710247	1369711	591966	1337248	1545566	1228936	1227447	1020455
ARGENTINA	34995	40594	47590	51240	57070	39850	45745	63910	43580	34255	53105
COLOMBIA	14120	24760	50501	56204	101956	87716	140520	208502	201296	262101	202693
PERU	14125	18074	24140	40022	69386	37877	71663	103347	81878	102617	80978
CHILE	86526	116924	136493	174419	212910	131808	230732	341799	270289	313325	265150

*Fuente: datos <http://www.world-exchanges.org/statistics/>

Según el cuadro, Perú y Brasil son los países que más incrementaron las variables al mostrar crecimientos del 473%, y 335%, respectivamente. Colombia se destaca con un 1335 %.

Por su parte, Argentina solo incrementó un 51,75 %, mientras que Chile, un valor del 206,44%. Cada mercado se ubica según el tamaño -medido en dólares- respecto de la capitalización bursátil de las empresas domésticas. Asimismo, Perú y Colombia representaban en 2003 el 40% del mercado de capitales argentino; mientras que dos años después, el mercado colombiano superó al argentino en un 6,11%. Lo mismo ocurrió con Perú en el año 2007 que superó a este en un 21,58%. Finalmente, la situación se acentuó hacia el final del período cuando, en 2013, la capitalización bursátil de Perú superó en un 52,48% a la del mercado argentino y la de Colombia, en un 281,68%.

En la misma línea, al comienzo del ciclo, el mercado de capitales argentino se ubicaba tercero en el grupo más importante respecto del tamaño, luego de Brasil y Chile. Asimismo, en los cuatro primeros años, Colombia y Perú muestran el mayor de los incrementos, mientras que en el año 2009 el mercado más destacado es el de Brasil. Por su parte, en 2012, Argentina es el único país que muestra una variación negativa respecto de la variable analizada, tendencia revertida abruptamente al año siguiente.

Es preciso realizar cuidadosamente el análisis, ya que la fuente consultada presenta los cálculos según el valor del cambio oficial para convertir la variable de pesos argentinos a dólares, a los fines de la comparación. Sin embargo, el tipo de cambio implícito en las operaciones bursátiles mostraba con el cambio oficial una brecha en torno del 50%, a fines de 2013. En este sentido, si se toma el tipo de cambio no oficial, se neutraliza el cálculo del 55% de variación positiva del 55%.

Seguidamente, a continuación se comparan los valores como porcentaje del producto bruto de cada país, a los efectos de evaluar la importancia relativa del tamaño del mercado de capitales, respecto del tamaño de la economía. Asimismo, Demirguc-Kunt y Levine (1993) caracterizan dicha variable como indicador del desarrollo de los mercados de acciones.

La Tabla.3 presenta la relación entre la variable capitalización bursátil de empresas domésticas y el producto bruto, por año y país.

Tabla.3. La capitalización bursátil, como porcentaje del PBI en países latinoamericanos (empresas domésticas)*

PAIS	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
BRASIL	42,46	49,77	53,80	65,30	100,26	35,64	72,05	72,12	49,62	54,60
ARGENTINA	30,04	30,32	33,56	37,25	33,24	16,02	15,93	17,33	9,77	7,28
COLOMBIA	15,06	21,54	31,41	34,53	49,16	35,67	57,01	72,64	59,85	70,88
PERU	26,17	28,85	45,34	64,63	98,81	43,86	54,96	65,02	44,87	49,17
CHILE	110,86	116,33	109,68	112,86	123,01	73,72	121,98	157,19	107,69	116,83

*Fuente: <http://datos.bancomundial.org/indicador>

El valor de la capitalización bursátil de Chile siempre superó al PBI, excepto en 2008, año en que registró un valor del 73,72 %. Este hecho lo convirtió en el mercado de capitales más importante de América Latina, en términos del porcentaje del PBI. De hecho, es el único de los mercados de capitales latinoamericanos analizados en el que la capitalización bursátil es superior al PBI, a excepción de Brasil, cuyo mercado supera al del país andino en un 0,26% en 2007.

Si bien, como se observó anteriormente, el mercado de capitales brasilero es, respecto del PBI, el de mayor tamaño de Latinoamérica en los períodos analizados, la capitalización bursátil tiende a igualar a aquel solo en 2007. Por su parte, en 2010 se incrementa la relación a 72,12% para luego volver a descender, dos años después, a 54,60% del PBI.

En Argentina, si se mide la variable en relación con el PBI, luego de representar el 30,04% de su valor en 2003, se redujo en un 75,76%, hacia 2012. Esto se debe a que el PBI argentino creció a una tasa mayor que el mercado de capitales. A su vez, el tamaño de éste medido por la capitalización bursátil se redujo respecto del PBI, luego de alcanzar un máximo del 37,25% en 2006; posteriormente, pasó a representar el 7,28 %, en 2012. Asimismo, en Colombia, la relación representa el 10,27%, en el mismo año.

Por otro lado, Colombia y Perú aumentaron la relación de la capitalización bursátil respecto del PBI. En el primer país, la relación experimentó el mayor incremento: el aumento de 370,65% en el año 2012, con respecto a 2003, esto es, del 15,02% al 70,88%. En cambio, en Perú creció el 87,88%, es decir, de 26,17% a 49,17%, después de haber registrado un valor de 98,81% en 2007. Finalmente, si bien la variable de capitalización bursátil de Brasil -en miles

dólares- es la de mayor tamaño, sin embargo cuando se analiza en relación con el PBI, resulta mayor el mercado chileno.

La capitalización bursátil permite incorporar características importantes del mercado al estudio. Por ejemplo, es notable el deterioro del mercado de capitales argentino, cuya capitalización bursátil de empresas domésticas pasó de ser la cuarta más importante en 2003, al 10,27% de Colombia, medida en relación con el PBI. En ello, Demirguc-Kunt y Levine (1993) elaboran una serie de indicadores del desarrollo de los mercados de acciones, entre los que se encuentra la cantidad de empresas que cotizan. Resulta de importancia, entonces, cuantificar las empresas que conforman la capitalización bursátil, por país y por año, al último día hábil bursátil.

Tabla.4. Cantidad de empresas domésticas que cotizan*

PAIS	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Brasil	367	357	342	347	395	383	377	373	366	353	352
Argentina	106	103	100	101	106	107	101	101	99	101	97
Colombia			98	94	90	89	87	84	79	76	72
Perú	195	192	193	189	188	201	195	199	202	214	212
Chile	239	239	245	244	238	235	232	227	229	225	227

*Fuente: Datos <http://www.world-exchanges.org/statistics/>

Según se observa, la mayor capitalización bursátil no tiene relación directa con la cantidad de empresas. De hecho, Colombia cuenta con 72 empresas domésticas que cotizan, y cuya capitalización bursátil vale 3,8 veces la de Argentina y 2,5 la de Perú. Debido a esto, se han comparado los comportamientos de variación de precios en Argentina y Perú, ya que ambos países presentan mayores similitudes respecto de la variable. En tanto, si se seleccionan las empresas que cotizan en el mercado, según la cantidad de empresas listadas al año 2013, puede realizarse la siguiente clasificación, de acuerdo con los sectores.

Para ello, se procedió a conformar la muestra de empresas, sobre cuyos datos de la información financiera y de mercado se aplica el modelo estadístico. Además, se tomó como determinante el principio de la comparabilidad a los fines de la inclusión.

Tabla. 5. Argentina y Perú: empresas domésticas que cotizan (por sectores)

ARGENTINA			PERÚ		
SECTOR	CANT. EMPRESAS	En %	SECTOR	CANT.EMPRESAS	En %
Primaria	5	5,15	Primaria-Agrario	18	8,49
Industrial	27	27,84	Bancos-Financieras	30	14,15
Comercial	29	29,90	Diversas	57	26,89
Financiero	9	9,28	Industrial	46	21,70
Servicios	18	18,56	Mineras	20	9,43
Diversas	9	9,28	Seguros	17	8,02
TOTAL	97	100,0	Servicios Públicos	24	11,32
			TOTAL	212	100,00

El hecho de tomar empresas con cierre de ejercicio al treinta y uno de diciembre, se facilita la comparación entre las empresas de cada país, ya que en su totalidad se encuentran en el mismo contexto. En cambio, si se tomaran precios de meses distintos, podrían estar influenciados por un evento político-económico que distorsionaría el valor.

En la Tabla.6, la muestra de Argentina quedó conformada por 27 empresas, cuya información data del período 2011-2013, por ello, la cantidad de datos que componen el panel es de 81 observaciones.

Tabla.6. Argentina: empresas clasificadas por sectores

EMPRESAS ELIMINADAS ARGENTINA			MUESTRA DISTRIBUCIÓN POR SECTOR		
SECTOR	CANT. EMPRESAS	En %	SECTOR	CANT. EMPRESAS	
Sector financiero	9	12,86		TOTAL	MUESTRAS
Pymes (no aplica NIIF)	3	4,29	Primaria	5	5
Aplicación NIIF en 2013	9	12,86	Industrial	27	6
Cierre ej distinto 31 dic	22	31,43	Comercial	29	9
Deslistada	1	1,43	Financiero	9	0
Sin cotización	23	32,86	Servicios	18	7
Otros Problemas	3	4,29	Diversas	9	0
TOTAL	70	100,0	TOTAL	97	27

Seguidamente, para el mercado de Perú, la Tabla.7 clasifica las empresas escogidas. De esta manera, la muestra quedó conformada por 38 empresas que representan para los tres años, un total de 114 observaciones.

Tabla.7. Perú: empresas clasificadas por sectores

EMPRESAS ELIMINADAS PERU			MUESTRA DISTRIBUCIÓN POR SECTOR		
SECTOR	CANT. EMPRESAS	En %	SECTOR	CANTIDAD DE EMPRESAS	
Sector Financiero/Seguros	47	27,01		TOTAL	MUESTRAS
Sin Información Contable	5	2,87	Primaria-Agrario	18	6
Valores Extremos	7	4,02	Financiero/Seguros	47	0
No reúne el requisito de min.	11	6,32	Diversas	57	4
Sin cotización	102	58,62	Industrial	46	12
Otros Problemas	2	1,15	Mineras	20	9
TOTAL	174	100,00	Servicios Públicos	24	7
			TOTAL	212	38

La unidad de análisis es la empresa. La base de datos por país, está constituida por datos longitudinales, que se analizan mediante los modelos lineales mixtos, la técnica más adecuada para los valores del panel.

Tabla. 8. Modelo de ajuste para el mercado argentino (coeficientes estimados y probabilidades)

Efectos fijos	Coficiente	<i>p-value</i>
<i>Const</i>	-89986,72	0,230
<i>Año</i>	44,724	0,023
<i>RSOLV</i>	0,119	0,954
<i>RPN</i>	3,560	0,218
<i>RPE</i>	-0,0478	0,702
<i>RPVL</i>	2,034	0,067
<i>Code</i>	-0,5435	0,230
Efectos Aleatorios	Dif. LRtest	<i>p-value</i>
<i>Año</i>	8,61	0,0017

Fuente: Salida de STATA v.13

Los resultados obtenidos para la muestra de empresas argentinas se exponen en la Tabla.8. Según se observa, solo dos variables resultaron significativas a un nivel de significación del 10%, con una relación positiva.

Esto indica que las mayores variaciones de precios significativas de las empresas argentinas se registraron en las organizaciones de mayor coeficiente RPVL (ratio formado por el cociente de *Precio de cierre* y *Valor de libro*). Además, la variación de precios se explica mediante la variable año. Dicha variable se ha incorporado al análisis como coeficiente fijo y coeficiente variable.

Por otro lado, en los datos provenientes del mercado no resultan significativos los ratios de solvencia, precio sobre utilidad y la rentabilidad del patrimonio neto. Sin embargo, el resultado es distinto del que los inversores acostumbran a informar ya que, según la opinión general, la rentabilidad del patrimonio neto (RPN) y el ratio de precio dividido la utilidad (RPE) es tenido en cuenta por los accionistas.

Para el mercado peruano los resultados obtenidos se muestran en la Tabla.9.

Tabla.9. Modelo de ajuste para el mercado peruano
(coeficientes estimados y probabilidades)

Efectos fijos	Coficiente	<i>p-value</i>
<i>Const</i>	-19329,19	0,499
<i>Año</i>	9,590	0499
<i>RSOLV</i>	1,305	0,260
<i>RPN</i>	118,772	0.000
<i>RPE</i>	-0,304	0.115
<i>RPVL</i>	0,135	0,901
<i>Code</i>	-0,786	0.737
Efectos Aleatorios	Dif. LRtest	<i>p- value</i>
<i>Año</i>	12,06	0,0003

Fuente: Salida de STATA v.13

Se observa que los resultados de una de las variables seleccionadas resultó significativa a un nivel del 10% con una relación positiva. Esto indica que las mayores variaciones de precios significativas de las empresas peruanas se registraron en aquellas empresas de mayor coeficiente RPN, esto es rentabilidad del patrimonio neto.

Finalmente, según los datos del mercado, no resultan significativos los ratios de solvencia (RSOLV) y precio sobre valor de libros (RPVL) ni el año. Aún

así, el resultado -a diferencia de Argentina- coincide con el que los inversores habitualmente afirman: la rentabilidad del patrimonio neto (RPN) y el ratio de precio dividido la utilidad (RPE) es tenido en cuenta por los accionistas.

5. Conclusiones

En el trabajo se propuso explicar la variación del precio de las acciones en el período 2011-2013, al analizar mediante los modelos lineales mixtos (Tolosa, 2013) muestras obtenidas del mercado de Argentina y Perú.

El estudio plantea inquietudes respecto del comportamiento de los precios en los mercados emergentes, lo cual permite continuar con la investigación en el área. En tal sentido, la aplicación de los modelos mixtos busca asociar las variaciones de los precios de las acciones con datos obtenidos de los estados financieros publicados por las empresas que cotizan en los mercados y que son utilizados en la toma de decisiones por los inversores.

En cuanto a las particularidades de los mercados analizados, se destaca la falta de presencia bursátil de la mayoría de las empresas listadas, ya que o bien no disponen de cotización durante el espacio temporal delimitado, o bien no permanecen listadas en el período.

Por su parte, del análisis descriptivo se deduce -según la capitalización bursátil- que el mercado de capitales argentino creció en relación con los valores del año 2003. Sin embargo, el Producto Bruto aumentó en mayor magnitud ya que la medida -en términos relativos- muestra que existió una caída significativa del indicador. En cuanto a Perú, si bien es el país que en magnitudes le sigue a Argentina dentro de las de menor valor de esta variable ha logrado casi a duplicar el valor, a fines de 2012.

De esta manera, los resultados obtenidos de las muestras evidencian que, para explicar la variación de precios de las acciones en el mercado, resulta significativo para las empresas domésticas argentinas, el ratio conformado por el cociente entre el precio y el valor de libros (RPVL). En cambio, para las empresas peruanas, el ratio significativo es el de rentabilidad del patrimonio (RPN).

6. Referencias

- Canning J.B. (1929). *The Economics of Accountancy: A Critical Analysis of Accounting Theory*. Nueva York: Ronald Press.
- Demirguc-Kunt, Asli y Ross Levine (1993). Stock Market Development and Financial Intermediary Growth. A Research Agenda. Policy Research Working Paper 1159. July, The World Bank.
- Inchausti B.G., Reverte C. y Gisbert M.A. (2002). *El papel del análisis fundamental en la investigación del mercado de capitales: análisis crítico de su evolución*. Revista Española de Financiación y Contabilidad, XXXI (114),1111-1150.
- Kormendi, R y Lipe, R. (1987). *Earnings Innovations, Earnings Persistence, and Stock Returns*. The Journal of Business, 60 (3), 323-345.
- Ryan, B., Scapens, R. y Theobald, M. (2004) *Metodología de la Investigación en Finanzas y Contabilidad*. Deusto, Barcelona.
- Scott,W.(2003). *Financial Accounting Theory*. (3a ed). Toronto, Canadá. Editorial Prentice Hall
- Soros, G. (2008). *El Nuevo Paradigma de los Mercados Financieros*. (1a ed). Buenos Aires, Argentina: Editorial Taurus.
- Tolosa, L (2013). *El contenido informativo de los estados contables y de los precios de las acciones en la toma de decisiones de inversión. Análisis de Empresas que cotizan en el Mercado de Capitales Argentino* Tesis doctoral. Universidad Nacional de Córdoba.

Capítulo 4

Predicción de la distribución de dividendos en empresas latinoamericanas, mediante el empleo de modelos lineales generalizados mixtos

*Mariana Verónica González*¹¹

*Adrián Maximiliano Moneta Pizarro*¹²

1. Introducción

La política de dividendos adoptada por las empresas ha constituido un tema de interés en diversas investigaciones, planteadas bajo diferentes enfoques y perspectivas. Las líneas de investigación encaminadas a solucionar la problemática tienen dos motivaciones principales: por un lado, medir las repercusiones de la estrategia de reparto de dividendos en los precios de las acciones, y por el otro, conocer los factores que influyen en la decisión de distribuir los beneficios. En particular, los esfuerzos orientados a responder la segunda cuestión se han ocupado principalmente de desarrollar modelos comportamentales de los dividendos los cuales, a partir de variables macro y micro financieras, intentan explicar y predecir las políticas aplicadas por las empresas.

En general, se admite que la decisión de distribuir dividendos por parte de una organización es el resultado de la interrelación de diversos factores. Aspectos como las limitaciones de carácter jurídico, la estructura financiera de la entidad y su liquidez, la capacidad de generar beneficios de manera sostenida y las necesidades de fondos impuestas por los proyectos de inversión constituyen factores que influyen en las decisiones. En este sentido, algunos autores utilizan un conjunto de ratios contables con el fin de medir su sensibilidad frente a la decisión de repartir cantidades a cuenta de los beneficios.

¹¹ *mvgonzalez@eco.unc.edu.ar*

¹² *amoneta@eco.uncor.edu*

En función de lo expuesto anteriormente, en este capítulo se presentan los resultados de una serie de estudios cuyo objetivo general es analizar si el comportamiento de los indicadores contables -calculados a partir de la información publicada periódicamente por las empresas que cotizan en bolsa- influye en la decisión de distribuir dividendos. Para ello, se propone un modelo logístico mixto, que incorpora una ordenada al origen aleatoria con el fin de captar el efecto sujeto-específico (Fahrmeir y Tutz, 2001; Diggle et al, 2002). Se trabaja con empresas de Argentina, Brasil, Chile y Colombia, que cotizaron en bolsa durante el período 2003-2010. A este efecto, se utilizó la información de los estados contables y los ratios empleados por diversos autores en trabajos previos.

En la siguiente sección se ofrece una revisión de la literatura acerca de la distribución de dividendos y los instrumentos estadísticos aplicados para predecirla. Por su parte, la tercera sección atiende a la metodología adoptada en el estudio, la descripción del modelo teórico empleado, el muestreo y las covariables tenidas en cuenta. Finalmente, se presentan los resultados y las conclusiones del trabajo.

2. Antecedentes

La cuantía y la estabilidad de los dividendos son los dos aspectos de la política de dividendos, aunque no los únicos, que mayor atención han merecido en la literatura financiera. Si bien el indicador de mayor valor informativo, en relación a la rentabilidad de una empresa, debiera ser el beneficio operativo neto, por razones psicológicas y de preferencia por la liquidez, el dividendo parece ser, para el accionista, el mejor indicador de la situación económica-financiera de la empresa, por ser algo tangible que genera confianza en la gestión y se traduce en una cotización relativamente estable de las acciones de la empresa en el mercado (Suárez Suárez, 1986).

Un aspecto notable y vinculado al anterior constituye el efecto de decidir dividendos sobre el valor de la empresa en el mercado. En concreto, la discusión acerca de si el precio de las acciones es independiente de la política de dividendos o no lo es (Miller y Modigliani, 1961; Friend y Puckett, 1964; Gordon, 1962).

En este contexto, se plantea el siguiente interrogante: *¿por qué las empresas distribuyen dividendos?* Motivaciones probables podrían constituir el interés de satisfacer a los accionistas del momento, o bien atraer nuevos. Desde otro

punto de vista, la retención de beneficios puede considerarse como indicador de la capacidad empresarial de generar oportunidades rentables de inversión, de manera que los dividendos no percibidos por los accionistas podrían compensarse con ganancias futuras. Sin embargo, la respuesta a la problemática no es simple, puesto que responde a multiplicidad de factores (Black, 1976).

La discusión en torno de la política de dividendos tiene desarrollo en el seno de la Economía Financiera desde la década del sesenta, y ha dado lugar a diversas teorías acerca de su importancia en la valoración de la empresa. Por otro lado, la investigación empírica acerca de los efectos de la política de beneficios se ha desarrollado paralelamente a la teoría, de manera que no se advierten consensos respecto de la problemática. Así, por ejemplo, algunos autores interpretaron las oscilaciones de la cotización de las acciones como efecto directo de la política de dividendos. Sin embargo, la evidencia del fenómeno no resulta satisfactoria, puesto que las estimaciones impiden distinguir entre variaciones en las cotizaciones, originadas por la información transmitida al mercado a través de las oscilaciones del dividendo, y variaciones por efecto puro del dividendo (Jensen y Smith, 1984). No obstante, las posturas enfrentadas coinciden en señalar que las ganancias informan al mercado bursátil acerca de las expectativas futuras de la empresa.

Las primeras investigaciones empíricas atendieron a determinar los factores que influían en la distribución de dividendos. Se consideran pioneros los estudios de Lintner (1956), Darling (1957), Dhrymes y Kurz (1964) y Fama y Babiak (1968). En general, los autores analizaron la correlación existente entre los dividendos y las variables económico-financieras, tales como el nivel de beneficios y su estabilidad o crecimiento, la inversión, la dimensión de la empresa, la liquidez y el endeudamiento, entre otros. Por su parte, entre los estudios más recientes se destacan los de Truong y Heaney (2002), Kanwer (2003), Asadi y Azizi Basir (2008) y Tabari y Shirazi (2015). En la Tabla.1 se sintetizan las principales características de dichos trabajos.

Tabla. 1. Primeras investigaciones acerca de la política de dividendos*

Autor/es	Metodología	Resultados
Lintner (1956)	Modelo econométrico basado en entrevistas a gerentes de empresas.	La decisión sobre el dividendo se relaciona estrechamente con el importe durante el ejercicio anterior y el volumen de las ganancias netas (después de los impuestos).
Darling (1957)	Modifica el modelo anterior y sugiere una explicación más completa del comportamiento de los dividendos, al incluir factores como la liquidez y las expectativas.	Para las grandes empresas industriales, los dividendos tienden a variar directamente con las ganancias netas del presente ejercicio, el anterior y las amortizaciones. Por el contrario, lo hacen en relación inversa con el volumen de las ventas.
Dhrymes y Kurz (1964)	Trabajo econométrico acerca de las empresas de energía eléctrica. Incorpora variables no tenidas en cuenta por Lintner.	El pago de dividendos se encuentra afectado por variables no consideradas en modelos anteriores, tales como el programa de inversiones de la empresa, el nivel de endeudamiento a largo plazo, tamaño de la firma y el estatus de control (dominada o no).
Fama y Babiak (1968)	Compara la propuesta de Lintner con otros modelos. Emplea técnicas de simulación con el fin de estudiar las propiedades de los parámetros.	De las especificaciones contrastadas, resultan más adecuadas las de Lintner y otra donde figuran las ganancias de la empresa (por ej., la variable retardada).
Truong y Heaney (2002)	Estudia la política de dividendos en diferentes países, con base en una muestra de 37 empresas.	La probabilidad de pago de dividendos por parte de las empresas es mayor cuando presentan: <ul style="list-style-type: none"> a) alta rentabilidad; b) limitadas oportunidades de inversión; y c) mayoría de accionistas extranjeros.
Kanwer (2003)	Recoge los datos de 317 empresas que cotizan en la Bolsa de Valores de Pakistán y se analizan mediante la regresión logística.	Existe una importante relación negativa entre los resultados no asignados cada año y los dividendos. Además, las oportunidades de inversión disponibles impactan significativamente en la política de dividendos de la compañía.
Asadi y Azizi Basir (2008)	Examina el impacto de la rentabilidad y la liquidez sobre los dividendos mediante una regresión con datos de 49 empresas de la Bolsa de Teherán (Irán) entre 1997-2003.	Existe una estrecha relación entre la rentabilidad y la distribución de dividendos. Sin embargo, es débil entre la liquidez y la política de dividendos.
Tabari y Shirazi (2015)	Estudio de 109 empresas entre 2008 y 2012. Aplicación de la regresión de panel con efectos fijos.	Relación positiva significativa entre el activo, la liquidez, las oportunidades de crecimiento tangibles, el tamaño de la empresa y el pago de dividendos.

*Fuente: elaboración propia

Por su parte, otros trabajos se basan en la información proporcionada por los estados contables. En efecto, distintos autores confirman que los ratios resultan apropiados para explicar el pago de dividendos. Entre otros, podemos citar a Rodríguez Fernández (1988), Rodríguez Enríquez (2003), Guzmán (2004) y García Borbolla y Larrán Jorge (2005). El trabajo del primero resulta interesante puesto que es pionero en el empleo del modelo de elección discreta (*logit*) para estudiar los determinantes que influyen en la distribución de beneficios; para ello el autor considera inicialmente 20 ratios contables. Asimismo, Rodríguez Enríquez (2003) emplea, previo a la regresión logística, el Test de Mann–Whitney para los 34 ratios contables seleccionados, a fin de determinar su capacidad de identificar empresas que reparten dividendos. En la misma línea, un procedimiento similar emplean García Borbolla y Larrán Jorge (2005), solo que incorporan los dividendos repartidos del ejercicio anterior como variable explicativa. Finalmente, el estudio de Guzmán (2004) también se realizó en dos fases. Primero, se aplicó una reducción de variables mediante el análisis de componentes principales, con el fin de conocer los factores subyacentes a los 10 ratios seleccionados. Posteriormente, sobre las puntualizaciones factoriales obtenidas, se trabajó con la regresión *logit* para la variable dicotómica establecida, según si la muestra hubiese repartido dividendos durante el ejercicio analizado. La Tabla.2 sintetiza las principales categorías de los trabajos citados.

En cuanto a los instrumentos estadísticos, mientras que algunos trabajos coinciden en la utilización del análisis de regresión para estimar el poder explicativo de las variables, otros aplican técnicas multivariadas tales como el análisis de componentes principales, la regresión logística y herramientas de la estadística descriptiva.

En estos términos, el presente estudio propone la aplicación de los Modelos Lineales Generalizados Mixtos (MLGM), modelos estadísticos avanzados que permiten organizar conjuntos de datos cuyas observaciones no son independientes, esto es, que exhiben estructuras de dependencia, desbalances y falta de normalidad. Al trabajar con estructuras complejas de datos, dichos modelos se presentan como una alternativa al modelo lineal tradicional. En efecto, los modelos mixtos resultan adecuados en los casos en que una variable es evaluada en distintos momentos, tras lo cual se asume la existencia de correlaciones entre observaciones para un sujeto. En este contexto, dichas correlaciones se organizan mediante la incorporación de variables aleatorias, o bien, la modelación directa de la matriz de covarianzas residual. La utilidad de dichos modelos reside, además, en una mayor

Tabla.2. Modelos explicativos de la distribución de dividendos. El empleo de los ratios contables*

Autor	Muestra y período de análisis	Ratios significativos	Metodología	Resultados
Rodríguez Fernández (1988)	98 grandes empresas españolas de diversas ramas de la actividad económica. Ejercicio del año 1983.	Rentabilidad neta del activo total Valor añadido/ventas Equilibrio financiero Deudas a corto plazo/ventas Capacidad de autofinanciación /deuda a corto plazo.	Modelo de elección dicotómica, con estimación máximo verosímil.	Los altos valores de los cuatro primeros ratios indican mayor probabilidad de distribuir dividendos. El último ratio interviene con un efecto diferencial negativo.
Rodríguez Enríquez (2003)	Empresas no financieras de Asturias. Período 1994-1996.	Endeudamiento: Pasivo exigible/pasivo total Rentabilidad económica: (beneficio neto + gastos financieros)/ activo neto total	Test de Mann-Whitney para cada ratio. Regresión logística	La rentabilidad económica incrementa la probabilidad de repartir dividendos. A mayor endeudamiento, menor probabilidad de reparto.
Guzmán (2004)	57 sociedades no financieras que cotizaron en el mercado español. Período: 1999-2001	Productividad: (ingresos – gastos)/gastos de personal. Resultados por empleado: beneficios brutos/cantidad de empleados.	Análisis de componentes principales. Regresión logística.	Relación causal entre el componente de productividad y el reparto de dividendos. Exhibe un coeficiente positivo significativo para la totalidad de períodos analizados.
García Borbolla y Larrán Jorge (2005)	16170 observaciones de Alemania, Francia, España, Holanda, Italia, Suiza y Reino Unido.	Ratio de endeudamiento fondos ajenos/ volumen de activo total. Ratio de solvencia: activo circulante/ pasivo circulante.	Análisis descriptivo. Test de Mann –Whitney / Wilcoxon. Regresión logística.	Solo en Alemania el grado de endeudamiento resultó significativo. La liquidez no incide en el volumen de dividendos repartidos (excepto en Reino Unido)

*Fuente: elaboración propia

precisión de las estimaciones, ampliando el espacio de inferencia, particularmente cuando la estructura de los datos es jerárquica (RabeHesketh y Skrondal, 2012).

3. Metodología

3.1. La selección de la muestra

A los fines de estimar la función clasificatoria, se asignó a las empresas el código 1, según hayan distribuido dividendos, y el código 0 a las que no lo hayan realizado. Se trabajó con organizaciones de Argentina, Brasil, Chile y Colombia, que cotizaron sus acciones en la Bolsa durante el período 2003-2010. De esta manera, la base de datos quedó conformada por los estados contables anuales de 70 empresas argentinas, 499 brasileñas, 649 chilenas y 98 colombianas. Cabe aclarar que se excluyeron empresas que presentaban situaciones atípicas en cuanto a su actividad y/o variables con valores nulos que impedían el cálculo de los ratios, lo cual distorsionaría los resultados del análisis.

3.2. Covariables

En la primera etapa se seleccionaron nueve ratios (Tabla.3) del total incluido en trabajos previos acerca de la política de dividendos (Rodríguez Enríquez, 2003; García Borbolla y Larrán Jorge, 2005; Guzmán, 2004 y Rodríguez Fernández, 1988). Además, se incorporó la variable tiempo, que se incrementa en una unidad por año transcurrido.

Con el objeto de explorar la existencia de diferencias en los valores de los ratios contables según la condición de la empresa (reparte / no reparte dividendos) y realizar una selección preliminar de covariables a incluir en el modelo se aplicó, considerando el total de años, el Test U de Mann-Whitney.

Tabla.3. Ratios contables seleccionados*

Rótulo de identificación	Ratio	Definición
<i>AC_PC</i>	Activo corriente/ pasivo corriente	La solvencia y la liquidez general de la empresa.
<i>PT_AT</i>	Pasivo total/activo total	El endeudamiento.
<i>V_AT</i>	Ventas/activo total	La rotación de los activos dentro de la empresa.
<i>U_AT</i>	Utilidad, antes de intereses e impuestos/activo total	La rentabilidad, en función de las ganancias de la explotación.
<i>R_RNA</i>	Reservas/resultados no asignados	La financiación y endeudamiento de la empresa.
<i>FF_AT</i>	Flujo de fondos originado por las operaciones/activo total	La posición del efectivo respecto del total de los recursos de la empresa.
<i>E_AT</i>	Activos líquidos (o recursos de efectivo)/activo total	La proporción de los recursos más líquidos, sobre el total de sus recursos.
<i>P_PN</i>	Deudas/patrimonio neto	El endeudamiento de la empresa.
<i>CT_AT</i>	Capital de trabajo/activo total	Expresa el grado de fluidez de los activos e indica en qué medida la inmovilización del activo total resulta neutralizada por el capital de trabajo.

*Fuente: elaboración propia

3.3. Modelos de respuesta binaria

En el modelo aplicado, la variable de respuesta es binaria e indica el grupo al que pertenece la empresa (distribuye dividendos = 1; no distribuye = 0). Las variables predictoras son los indicadores económico-financieros seleccionados. Los problemas con respuesta dicotómica pueden modelarse mediante la de regresión logística, donde el interés será la esperanza (media) de las respuestas, como función de las covariables. En efecto, la esperanza de

una respuesta binaria (y_i) dada una covariable (x_i), es la probabilidad de que la respuesta sea 1.

$$E(y_i / x_i) = P(y_i = 1 / x_i) = h(\beta_1 + \beta_2 \cdot x_i) \quad (1)$$

Su transformación *logit* es:

$$\text{logit} \{P(y_i = 1 / x_i)\} \equiv \ln \left\{ \frac{P(y_i = 1 / x_i)}{1 - P(y_i = 1 / x_i)} \right\} = \beta_1 + \beta_2 \cdot x_i \quad (2)$$

donde:

$$\frac{P(y_i = 1 / x_i)}{1 - P(y_i = 1 / x_i)} = \text{Odds} (y_i = 1 / x_i) \quad (3)$$

Los *odds* representan las chances del éxito frente al fracaso y pueden expresarse alternativamente como:

$$\text{Odds} (y_i = 1 / x_i) = \exp(\beta_1 + \beta_2 \cdot x_i) \quad (4)$$

De esta manera, la probabilidad de que la respuesta sea 1 en el modelo logístico estará dada por:

$$P(y_i = 1 / x_i) = \frac{\exp(\beta_1 + \beta_2 \cdot x_i)}{1 + \exp(\beta_1 + \beta_2 \cdot x_i)} \quad (5)$$

Cabe recordar que el modelo logístico clásico supone que, dadas las covariables, las respuestas son independientes, lo cual resulta apropiado si los datos no exhiben agrupamiento. Sin embargo, dicho requisito no se cumple en el presente trabajo, ya que la estructura de los datos introduce dependencia en las respuestas múltiples dentro de cada unidad, lo cual condiciona las covariables. Por esta razón, se utiliza un modelo logístico mixto, donde la asociación aludida puede modelarse mediante la incorporación de un coeficiente aleatorio ζ_j en el predictor lineal (Rabe-Hesketh y Skrondal, 2012). De esta manera, el modelo logístico con intercepto aleatorio ζ_j y covariables (x_{ij}), queda expresado como:

$$\text{logit} \{P(y_{ij} = 1 / x_{ij}, \zeta_{ij})\} = \beta_1 + \beta_k \cdot x_{ij} + \zeta_j \quad (6)$$

donde:

$$P(y_{ij} = 1 / x_{ij}, \zeta_{ij}) = \pi_{ij} \text{ y } y_{ij} / \pi_{ij} \sim \text{Binomial}(1, \pi_{ij})$$

En las expresiones anteriores i se refiere al año y j a la empresa. Por su parte, $\zeta_{ij} \sim N(0, \psi)$ y se asumen independientes e idénticamente distribuidos entre empresas j e independientes de las covariables x_{ij} . Finalmente, β_k son los coeficientes de las covariables.

En función de los resultados del test no paramétrico se seleccionaron, para el ajuste inicial del modelo, los ratios estadísticamente significativos de cada país. Seguidamente, se realizaron distintas pruebas, lo cual permitió obtener el ajuste final que incorpora el coeficiente aleatorio específico por empresa ζ_j en el predictor lineal permitiendo capturar la asociación existente entre las respuestas de un mismo sujeto (empresa).

Para ajustar el modelo se utilizó el *software SAS* con el procedimiento *PROC GLIMMIX* –modelo marginal o generalizado mixto- basado en linealizaciones y cuyos parámetros no requieren valores iniciales. El método de estimación por defecto de *PROC GLIMMIX* para los modelos de efectos aleatorios es una técnica conocida como cuasiverosimilitud penalizada, *RPL* (Wolfinger y O'Connell, 1993). El procedimiento consiste en una expansión en torno de la estimación actual de los mejores predictores lineales insesgados de los efectos aleatorios; aunque suele producir estimaciones sesgadas de los parámetros de regresión cuando se trata de datos binarios con pocas repeticiones por sujeto. Para seleccionar el modelo adecuado para cada país en estudio, dado el conjunto de datos disponibles, se evaluaron los criterios *AIC*, *AICC* y *BIC* provistos por *PROC GLIMMIX* para varios modelos alternativos. Finalmente se eligió el modelo que exhibía valores menores para dichos criterios.

4. Resultados

En primer lugar, la Tabla.4 presenta los resultados obtenidos para Argentina. Al trabajar con un nivel de significación del 10%, el ratio P_{PN} no resultó significativo entre los predictores considerados para explicar contribuciones a las chances de distribución de dividendos. Por el contrario, el ratio de rentabilidad (U_{AT}) y el tiempo fueron significativos. El signo positivo de los coeficientes indica que aumentan las chances de reparto de dividendos.

Tabla.4. Argentina: estimaciones de los parámetros del modelo logístico con intercepto aleatorio**

Parámetros	Estimación	Error estándar	p valor	Odds ratios variables significativas
Intercepto	-2,4394	0,3695	<0,0001*	
Tiempo	0,1835	0,0577	0,0016*	1,2014
<i>U_AT</i>	2,1730	1,1218	0,0534*	8,7846
<i>R_RNA</i>	-0,00615	0,0190	0,7466	
<i>P_PN</i>	-0,08028	0,0771	0,2983	
Varianza intercepto aleatorio	2,6415	0,6776	0,0001*	

*Significativo a un nivel de 0,10. **Fuente: elaboración propia

Por su parte, los resultados para los demás países se muestran en las Tablas 5, 6 y 7. Se advierte que el grado de endeudamiento (*AC_PC*) resultó significativo en Brasil y Chile, pero con *odds ratios* cercanos a 1, lo cual indica que las chances de distribución de dividendos son prácticamente nulas.

En el caso del índice de rentabilidad (*U_AT*), el valor del *odd ratio* para Argentina es 8,7846. Esto significa que, por cada unidad de aumento del ratio, la chance de distribuir dividendos se incrementa el 778% [100% (*odds*-1)]. Dicho ratio, si bien tuvo un efecto significativo en nuestro país, sin embargo no ocurrió así para los demás países analizados.

En relación con el tiempo, la chance de repartir dividendos aumentó el 20% por año para Argentina, el 72% para Brasil y el 2% para Chile. No obstante, la variable no resultó estadísticamente significativa para Colombia.

En el caso de Chile, el ratio de endeudamiento (*P_PN*) presenta un coeficiente negativo, lo cual indica que se reduce la probabilidad de distribuir dividendos. Aunque el *odd ratio* cercano a 1 evidencia un efecto poco significativo.

Tabla.5. Brasil: estimaciones de los parámetros del modelo logístico con intercepto aleatorio**

Parámetros	Estimación	Error estándar	p valor	Odds ratios variables significativas
Intercepto	-0,8733	0,1792	<0,0001*	
Tiempo	0,5438	0,0415	<0,0001*	1,7225
<i>U_AT</i>	0,0001	0,0001	0,2529	
<i>AC_PC</i>	0,0001	0,0002	0,7638	
<i>P_PN</i>	0,0001	0,0000	0,0148*	1,0000
<i>V_AT</i>	0,0002	0,0000	<0,0001*	1,0000

*Significativo a un nivel de 0,10. **Fuente: elaboración propia.

Tabla.6. Chile: estimaciones de los parámetros del modelo logístico con intercepto aleatorio**

Parámetros	Estimación	Error estándar	p valor	Odds ratios variables significativas
Intercepto	-2,2693	0,1411	<0,0001*	
Tiempo	0,0165	0,0030	<0,0001*	1,0166
<i>U_AT</i>	-0,0014	0,0055	0,8009	
<i>R_RNA</i>	0,0001	0,0001	0,2173	
<i>P_PN</i>	-0,0002	0,0000	<0,0001*	0,9998
<i>AC_PC</i>	0,0001	0,0000	<0,0001*	1,0000
<i>VT_AT</i>	-0,0003	0,0004	0,4224	

*Significativo a un nivel de 0,10. **Fuente: elaboración propia

Tabla.7. Colombia: estimaciones de los parámetros del modelo logístico con intercepto aleatorio**

Parámetros	Estimación	Error estándar	p valor	Odds ratios variables significativas
Intercepto	8,8312	13,775	0,5230	
Tiempo	-0,4807	1,6345	0,7690	
<i>U_AT</i>	-0,0010	0,0055	0,1238	
<i>PT_AT</i>	-1,0017	3,8632	0,7957	
<i>AC_PC</i>	6,6572	3,7168	0,0748*	778,37
<i>VT_AT</i>	-0,5870	0,3277	0,0748*	0,5599

*Significativo a un nivel de 0,10**Fuente: elaboración propia.

Por lo que se refiere a Colombia, la solvencia y liquidez general de la empresa (*AC_PC*) resultaron altamente significativas. Con un coeficiente positivo de alto valor, el ratio incrementa notablemente las probabilidades de distribución. Asimismo, la rotación de los activos se mostró significativa, lo cual reduce al 44% las chances de distribución de dividendos.

El principal objetivo de esta clase de estudios es realizar inferencias acerca de los efectos fijos relacionados con promedios poblacionales. La inclusión de efectos aleatorios sirve a los efectos de caracterizar la correlación entre las mediciones para un mismo sujeto y cuando generalmente no interesan las conclusiones sujeto-específico. Sin embargo, estimar la desviación estándar de la ordenada aleatoria del modelo constituye un resumen útil del grado de heterogeneidad de la población bajo estudio (Agresti, 2002). En este trabajo la varianza de la ordenada al origen aleatoria resultó significativamente distinta de cero, lo cual sugiere que la heterogeneidad de la población es importante, esto es, la existencia de marcadas diferencias entre las empresas.

5. Conclusiones

Numerosos trabajos acerca de la distribución de dividendos coinciden en la utilización del modelo de regresión para estimar el poder explicativo de las variables; mientras que otros prefieren aplicar técnicas multivariadas tales como el análisis de componentes principales o la regresión logística. En efecto, el modelo logístico permite levantar el supuesto de la normalidad de los datos. No obstante, un supuesto clave que se mantiene es la independencia entre las observaciones, lo que afecta la variabilidad de las estimaciones. Por su parte, distintas mediciones de las mismas unidades permiten captar la heterogeneidad no observable, lo cual induce correlación entre las respuestas, tras lo cual es preciso trabajar con modelos que la incorporen. De hecho, puede realizarse desde el enfoque promedio poblacional -modelo marginal- o bien, desde los modelos de efectos aleatorios -modelos mixtos-, en los cuales la asociación puede ser modelada mediante la inclusión de la ordenada al origen o los coeficientes aleatorios (Rabe-Hesketh y Skrondal, 2012).

Dado que en este estudio el interés está centrado en la respuesta binaria 'reparte/no reparte dividendos', se emplearon modelos estadísticos generalizados para respuestas dicotómicas. En efecto, para contemplar la correlación en las series de datos longitudinales, se utilizaron extensiones de dichos modelos para datos binarios (Fahrmeir y Tutz, 2001). Se prefirió el

uso del enlace *logit* puesto que la interpretación de los parámetros en términos de cocientes de chances resultó apropiada para evaluar el efecto de los factores de interés sobre la decisión de repartir dividendos. Asimismo, se ajustó el modelo logístico con ordenada al origen aleatoria para medidas repetidas binarias que, mediante el coeficiente aleatorio, incorpora la correlación entre las respuestas de una empresa; además permite modelar la dependencia de la respuesta en términos de las variables explicativas. Conviene destacar que ignorar la correlación entre las soluciones provocaría la detección errónea de efectos no significativos de las variables predictoras, ya que los errores estándares se encontrarían subestimados.

Por otra parte, el modelo ajustado para Argentina permitió identificar el ratio de rentabilidad (U_{AT}) como una variable de alta capacidad discriminatoria, puesto que se relaciona con un incremento significativo de la probabilidad de distribuir dividendos. Por lo que se refiere a la variable tiempo, la chance de repartir dividendos tiende a aumentar por año. Mientras que dicho efecto es mayor en Brasil (72%), en cambio es menor para Argentina (20%) y Chile (2%). En cuanto a la solvencia y liquidez general de la empresa (AC_{PC}) resultó altamente significativa y con coeficiente positivo en Colombia, lo indica cual un incremento la probabilidad de distribuir dividendos.

De esta manera, y en consonancia con los resultados de gran parte de las investigaciones, se infiere que a mayor rentabilidad y solvencia de la empresa, mayor es la tendencia a distribuir dividendos. La causa se torna evidente: sin utilidades, no es posible repartir beneficios; de hecho, la generación de rentas coloca a la organización en condiciones de remunerar a sus propietarios mediante el reparto de dividendos (Rodríguez Fernández, 1988). En estos términos, el resultado se contrapone a la hipótesis de la retención por parte de las empresas rentables como indicador de la capacidad de reinversión y la posibilidad de obtener mayores ganancias futuras de capital para los accionistas. En este caso, los estudios evidencian la preferencia por las ganancias actuales, más que por las futuras, lo cual coincide con lo expuesto por Rodríguez Enríquez (2003), Azofra Palenzuela (1986) y Fama y French (2001): la rentabilidad constituye un factor de gran influencia sobre la política de dividendos, pues cuanto más elevado es el nivel de rentabilidad, mayor es la capacidad para distribuirlos. En la misma línea, García Borbolla y Larrán Jorge (2005) afirman que la relación positiva entre las utilidades y el reparto de dividendos se debe principalmente a que los beneficios importantes permiten mayor disponibilidad de fondos para usos alternativos por parte de las empresas, de las cuales distribuir las ganancias constituye una de las opciones.

En cuanto a la influencia positiva del paso del tiempo sobre las chances de repartir dividendos, es viable la explicación de Rodríguez Fernández (1988). Según el autor, es probable que la madurez de las firmas influya en la decisión de proporcionar dividendos elevados y constantes, mientras que las empresas en fase de crecimiento tienden a acumular gran parte de las utilidades.

6. Referencias

- Agresti, A. (2002). *Categorical Data Analysis* (2nd.), New York: John Wiley and Sons.
- Arrazola, M., De Hevia, J. y Mato, G. (1992). Determinantes de la distribución de dividendos, *Investigaciones Económicas*, XVI(2), 235-258.
- Asadi, G.H. y Azizi Basir, S.(2008). Studying the relationship between profitability and liquidity of the Company and its impact on the profit dividend. *Quarterly of Management Message*, (28).
- Azofra Palenzuela, V. (1986). Las decisiones de distribución de dividendos en la gran empresa española: Sus variables determinantes, *Anales de Estudios Económicos y Empresariales*, 1, 257-274.
- Azofra Palenzuela, V. y López de Foronda, O. (2007). Dividendos, estructura de propiedad y endeudamiento de las empresas desde una perspectiva institucional. Evidencia empírica internacional, *Cuadernos de Economía y Dirección de la Empresa*, 33, 95-126.
- Beiner, S. (2001). Theories and Determinants of Dividend Policy, *Financial Management*, 24, 51-81.
- Black, F. (1976). The dividend puzzle, *Journal of Portfolio Management*, 2(2), 5-8.
- Darling, P. (1957). The influence of expectations and liquidity on dividend policy, *Journal of Political Economy*, 65(3), 209-224.
- Dhrymes, P. J. y Kurz M. (1964). On dividend policy of electric utilities, *Review of Economics and Statistics*, 46(1), 76-81.
- Diggle, P., Heagerty, P., Liang, K.Y. y Zeger, S.L. (2002). *Analysis of Longitudinal Data*, 2nd Edition, New York: Oxford University Press.
- Fahrmeir, L. y Tutz, G.T. (2001). *Multivariate Statistical Modelling Based on Generalized Linear Models*, 2nd Edition, New York: Springer-Verlag.

- Fama, E. F. y Blahak, H. (1986). Dividend policy: an empirical analysis, *Journal of the American statistical Association*, 63(324), 1132-1161.
- Fama, E. F. y French, K. R. (2001). Disappearing Dividends: Changing Firm Characteristics or Lower Propensity to Pay, *Journal of Financial Economics*, 60(1), 3-43.
- Friend, I. y Puckett, M. (1964). Dividends and Stock Prices, *The American Economic Review*, 54(5), 656-682.
- García Borbolla, A. y Larrán Jorge, M. (2005). Factores explicativos de la política de dividendos: evidencias empíricas en mercados bursátiles europeos, *Boletín de estudios económicos*, 60(185), 209-227.
- Gordon, M.J. (1962). The savings, investment and valuation of a corporation, *Review of Economics and Statistics*, 45(1), 37-51.
- Guzmán, I. (2004). *Factores explicativos del reparto de dividendos a cuenta en empresas españolas*. Cartagena, España: Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.
- Jensen, M.C., y Smith, C.W. (1984). *The modern theory of corporate finance*, New York: McGraw-Hill Series in Finance.
- Kanwer, A. (2003). The determinants corporate dividend policies in Pakistan. *Pakistan and Gulf Economist*.
- Laird, N.M. y Ware, J.H. (1982). Random-effects models for longitudinal data, *Biometrics*, 38, 963-974.
- Lintner, J. (1956). Distribution of income of corporations among dividends, retained earnings, and taxes, *American Economic Review*, 46(2), 97-113.
- McCulloch, C.E. y Searle, S.R. (2001). *Generalized, Linear, and Mixed Models*, New York: Wiley.
- Miller, M. H. y Modigliani, F. (1961). Dividend policy, growth, and the valuation of shares, *Journal of Business*, 34(4), 411-433.
- Rabe-Hesketh, S. y Skrondal, A. (2012). *Multilevel and Longitudinal modeling using Stata*, Third edition. College Station, Texas: Stata Press Publication.
- Rodríguez Enríquez, E. (2003). Caracterización económica-financiera de las Pymes en función de la decisión de reparto de dividendos, *Revista española de Financiación y Contabilidad*, XXXII(119), 1137-1175.

- Rodríguez Fernández, J. M. (1987). Discusión teórica y evidencia empírica acerca de la política de dividendos, *Anales de Estudios Económicos y Empresariales*, N°2.
- Rodríguez Fernández, J. M. (1988). La decisión de distribuir dividendos: investigación empírica en la gran empresa española, *Investigaciones Económicas*, XII(2), 243-258.
- Suárez Suárez, A. S. (1986). *Decisiones óptimas de inversión y financiación en la empresa*, 8va. Edición. Madrid: Pirámide.
- Tabari, N. y Shirazi, S. (2015). Examining the determinants of dividend policy in listed companies in Theran Stock Exchange. *Indian Journal of Fundamental and Applied Life Sciences*. ISSN: 2231– 6345 (Online) An Open Access, Online International Journal Available at www.cibtech.org/sp.ed/jls/2015/03/jls.htm 2015 Vol. 5 (S3), pp. 2375-2382/Tabari and Shirazi
- Truong, T. y Heaney, R. (2002). Largest share holder and dividend policy around the world. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 47, 667-687.
- Verbeke, G. y Molenberghs, G. (2000). *Linear Mixed Models for Longitudinal Data*, New York: Springer.
- Wolfinger, R. y O'Connell, M. (1993). Generalized linear mixed models: a pseudo-likelihood approach. *Journal of Statistical Computation and Simulation*, 48, 233–43.

Conclusiones finales

Los estados contables de publicación presentan información financiera útil para la toma de decisiones, por lo que en el presente trabajo se publican cuatro investigaciones que partieron de esta información, con objetivos diferentes, en función del interés de los distintos usuarios de la misma, inversores, accionistas, entre otros.

En nuestros países latinoamericanos la investigación contable es incipiente y está dando sus primeros pasos, lo que en colaboración con estudiosos de metodologías estadísticas se avanza en la interacción entre disciplinas y la obtención de resultados constituye un aporte al conocimiento científico en ambas áreas.

La metodología de modelos mixtos ha sido fundamental para la obtención de resultados que permiten tomar medidas anticipadas a situaciones desfavorables o bien apuntar al crecimiento de la empresa.

Los resultados obtenidos han sido publicados en revistas científicas y se continúa en esta línea de investigación con la intención de poder estudiar los mercados de otros países latinoamericanos.

Publicaciones

Comportamiento asimétrico de los costos en empresas argentinas listados en el mercado de valores de los sectores construcción, comercio y servicios
Autores: Stimolo, María Inés; Díaz, Margarita. *Cuadernos del CIMBAGE* 19. Pag.43-65 Mayo 2017.

Predicción de fracaso empresarial en empresas de Argentina, Chile y Perú a través de indicadores contables. Autor: Caro, Norma P. *Revista de Dirección y Administración de empresas*. País Vasco, 23 130-147. Diciembre de 2016.

Estudio de la asociación entre los retornos anuales y la información financiera y de mercado en empresas argentinas a través de modelos lineales mixtos. Autores: Tolosa, L y Caro, N. *Revista Internacional Legis de Contabilidad y Auditoría*. 64, 149-174. Octubre-Diciembre de 2015.

Predicción de la distribución de dividendos en empresas argentinas empleando un modelo estadístico. Autores: González, M. y Moneta Pizarro A. *Revista Ciencias Económicas. Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional del Litoral (Argentina)*. 13(02), 9–20. Marzo de 2016.

Impreso en la
Asociación Cooperadora de la
Facultad de Ciencias Económicas
Universidad Nacional de Córdoba
Julio 2017

