

Artículo de investigación

Composición del consejo de administración y desempeño financiero en mercados emergentes de América Latina: evidencia para Brasil, Chile y México

Marcelo Arévalo-Alegría
Investigador, Departamento de Economía y Finanzas, Universidad del Bío-Bío, Concepción, Chile.
maareval@egresados.ubiobio.cl

Andrés A. Acuña-Duarte *
Profesor asistente, Departamento de Economía y Finanzas, Universidad del Bío-Bío, Concepción, Chile.
aacunad@ubiobio.cl

Andrea King-Domínguez
Profesora asistente, Departamento de Economía y Finanzas, Universidad del Bío-Bío, Concepción, Chile.
aking@ubiobio.cl

Resumen

Este artículo analiza el impacto de cuatro atributos del consejo de administración sobre el desempeño de 101 empresas no financieras de Brasil, Chile y México, vigentes en el periodo 2011-2017. Además, se innova al explorar el efecto rezagado de tales atributos para abordar la causalidad inversa identificada en la literatura. La estimación de modelos de datos de panel estáticos y dinámicos revela un efecto positivo de la independencia del consejo sobre el desempeño contable de firmas brasileñas y chilenas. La evidencia reportada es mixta en cuanto a la dualidad de cargo, mientras que se identifica una relación positiva, cuadrática y cóncava para el tamaño del consejo. Finalmente, no se encuentra evidencia de que la diversidad de género reditúe en un mejor desempeño presente y futuro.

Palabras clave: gobierno corporativo; consejo de administración; diversidad de género; desempeño financiero; América Latina.

Structure of the board of directors and financial performance in emerging markets of Latin American: Evidence from Brazil, Chile, and Mexico

Abstract

This paper analyzes the impact of four attributes of the board of directors on the performance of 101 non-financial companies from Brazil, Chile, and Mexico, during the period 2011-2017. In addition, this research innovates by exploring the lagged effect of the above attributes in order to address the inverse causation that has been highlighted in the literature. The estimation of static and dynamic panel-data models reveals a positive effect of board independence on the accounting performance of the Brazilian and Chilean firms. The evidence reported is mixed in terms of the CEO duality, whereas a positive, quadratic, and concave relationship was found for board size. Finally, no supporting evidence that gender diversity results in a higher current and future performance of Latin American companies was found.

Keywords: corporate governance; board of directors; gender diversity; financial performance; Latin America.

Composição do conselho de administração e desempenho financeiro em mercados emergentes na América Latina: evidências para Brasil, Chile e México

Resumo

Este artigo analisa o impacto de quatro atributos do conselho de administração no desempenho de 101 empresas não financeiras do Brasil, Chile e México, em vigor no período 2011-2017. Além disso, inova-se ao explorar o efeito defasado de tais atributos para abordar a causalidade inversa identificada na literatura. A estimação de modelos de dados em painel estáticos e dinâmicos revela um efeito positivo da independência do conselho sobre o desempenho contábil de empresas brasileiras e chilenas. A evidência relatada é mista em termos de dualidade de cargos, enquanto uma relação positiva, quadrática e côncava é identificada para o tamanho do conselho. Finalmente, não há evidências de que a diversidade de gênero compensa em um melhor desempenho presente e futuro.

Palavras-chave: governo corporativo; conselho de administração; diversidade de gênero; desempenho financeiro; América Latina.

*Autor para dirigir correspondencia.

Clasificación JEL: C23; G15; G30.

Cómo citar: Arévalo-Alegría, M., Acuña-Duarte, A. A. y King-Domínguez, A. (2020). Composición del consejo de administración y desempeño financiero en mercados emergentes de América Latina: evidencia para Brasil, Chile y México. *Estudios Gerenciales*, 36(156), 272-287. <https://doi.org/10.18046/j.estger.2020.156.3739>

DOI: <https://doi.org/10.18046/j.estger.2020.156.3739>

Recibido: 4-oct-2019
Aceptado: 7-sep-2020
Publicado: 28-sep-2020

1. Introducción

Los gobiernos corporativos (GC) han sido motivo de diversas investigaciones desde la primera mitad del siglo XX. En efecto, la ocurrencia de eventos críticos internacionales, como la crisis asiática de 1997, los escándalos corporativos ocurridos entre los años 2001 y 2002 y la crisis financiera del año 2008, generó un incremento del interés científico en este tema (Huang y Ho, 2011). Uno de los focos de atención ha sido el impacto que pueden tener en el desempeño de las empresas los distintos atributos de los GC. Esta relación se fundamenta en que el consejo de administración (CA) es el principal mecanismo interno de gobierno encargado de supervisar cada una de las decisiones ejecutivas; esto lo ubica en una posición de intermediario de la relación entre accionistas y la alta administración (Pucheta-Martínez, 2015). Entre los atributos de los GC comúnmente estudiados se encuentran el tamaño del CA, la diversidad estructural (medida por la independencia del CA o la dualidad de cargo) y la diversidad de género o demográfica al interior de los CA¹.

La evidencia encontrada sobre el efecto de tales atributos en el desempeño de las empresas no es concluyente; además, se observa una variabilidad en las metodologías aplicadas y medidas de desempeño utilizadas (Bozec y Dia, 2015; Merendino y Melville, 2019). A su vez, los estudios se centran en economías desarrolladas y de tradición anglosajona; son escasos los que se realizan en economías emergentes, en las que la legislación que protege a los inversionistas es diversa y difiere de manera sustantiva entre países (Briano-Turrent y Rodríguez-Ariza, 2016; Klapper y Love, 2004; Pavić-Kramarić, Aleksic y Pejic-Bach, 2018). Al respecto, la literatura para mercados emergentes da cuenta de una débil relación entre la diversidad estructural y el desempeño de las compañías —mientras que el análisis de la diversidad demográfica es incipiente—, pero sin evidencia que corrobore su impacto positivo sobre las medidas de desempeño (Ararat, Aksu y Cetin, 2015). No obstante, estudios recientes dan cuenta de un efecto positivo de la diversidad estructural y del tamaño del CA sobre el rendimiento contable y de mercado de compañías jordanas, turcas y coreanas (Alabdullah, 2016; Ararat et al., 2015; Black y Kim, 2012). Por otra parte, la literatura para mercados emergentes de América Latina es insuficiente, considerando que es una región donde cada país exhibe factores culturales y legislativos que los diferencian entre ellos y de otras regiones, como la anglosajona o asiática, y que impactan en la gobernanza y en los resultados de las empresas que cotizan en bolsa. Por consiguiente, en este artículo interesa conocer si los atributos de los GC (independencia del CA, dualidad de cargo, tamaño del CA y diversidad de género) aportan al desempeño y valor de las empresas listadas en tres mercados emergentes latinoamericanos: Brasil, Chile y México. En particular, el estudio utiliza un enfoque multiteórico para la definición de

hipótesis, que son contrastadas utilizando cuatro medidas de desempeño: rendimiento sobre los activos (*Return on Assets*, ROA), rendimiento sobre el patrimonio (*Return on equity*, ROE), Q de Tobin y *market-to-book*. El estudio longitudinal considera 101 compañías no financieras, vigentes durante el periodo 2011-2017, con las cuales se estimaron modelos de datos de panel estáticos (efectos fijos) y dinámicos (mínimos cuadrados ordinarios agrupados y método generalizado de momentos de sistemas). A su vez, la investigación explora el impacto rezagado de los atributos de los GC sobre el valor contable y de mercado, con el objeto de abordar la eventual causalidad inversa identificada en la literatura (Black y Kim, 2012). Los resultados permiten constatar un efecto positivo de la independencia de la junta sobre el desempeño contable de firmas brasileñas y chilenas. Adicionalmente, la evidencia reportada es mixta en cuanto a la dualidad de cargo, mientras que se identifica una relación positiva, cuadrática y cóncava para el tamaño del CA. Finalmente, no se encuentra evidencia de que la diversidad de género reditúe en un mejor desempeño financiero presente y futuro de las compañías adscritas a los mercados bajo estudio; esto confirma lo reportado previamente para mercados emergentes.

El resto del documento se estructura del siguiente modo. La sección 2 realiza una revisión de la literatura. La sección 3 describe la estrategia empírica utilizada. La sección 4 presenta y discute los principales hallazgos de la investigación vinculados al efecto contemporáneo y rezagado de la composición del CA sobre el desempeño contable y de mercado. La sección 5 presenta las conclusiones.

2. Marco teórico

La relación existente entre el papel del CA y el desempeño de las organizaciones se sustenta en el precepto de que las juntas deben contribuir y ser responsables del desempeño financiero de la compañía (Nicholson y Kiel, 2007). Por consiguiente, las teorías de los GC han establecido un nexo entre las diversas características de la junta y el desempeño, destacando entre estas las teorías de agencia, *stewardship* y de dependencia de recursos (Fernández et al., 2013). Al respecto, la teoría de agencia se basa en la premisa de que existe un conflicto inherente entre los intereses de los propietarios de una organización y los encargados de su gestión (Jensen y Meckling, 1976; Fama y Jensen, 1983). Por el contrario, la teoría *stewardship* plantea que los gerentes son individuos esencialmente confiables y, por consiguiente, buenos administradores de los recursos que los propietarios les confían. En tercer orden, el enfoque de dependencia de recursos plantea que el rol primordial del CA es la captación de recursos externos que mejoren los resultados económicos de la compañía y maximicen su desempeño (Pfeffer y Salancik, 1978).

Dado lo anterior, la presente investigación utiliza un enfoque multiteórico para delinear las hipótesis que serán contrastadas y que se vinculan con cuatro aspectos destacados en la literatura, desarrollados a continuación.

¹ Ver, por ejemplo, Briano-Turrent y Rodríguez-Ariza, 2016; Carter, D'Souza, Simkins y Simpson, 2010; Chapple y Humphrey, 2014; Fernández, Fernández y Rodríguez, 2013; Mukarram, Saeed, Hammoudeh y Raziq, 2018; Pavić-Kramarić et al., 2018; Pucheta-Martínez, 2015; Rashid, 2018; Vieira, 2018; Villanueva-Villar, Rivo-López y Lago-Peñas, 2016; Yermack, 1996.

2.1. Independencia de la junta directiva

El grado de independencia de los consejeros ha sido relevado como una señal de diversidad estructural al interior del CA (Ararat et al., 2015), debido a que los primeros tenderían a abordar los intereses de todos los involucrados y no solo de los accionistas mayoritarios, lo que constituye un mecanismo eficiente de rendición de cuentas².

Para la teoría de agencia, un consejo dominado por miembros externos podría desempeñar un control más eficiente de las actividades y decisiones llevadas a cabo por la plana directiva (Jensen y Mecklin, 1976). Por el contrario, para la teoría de dependencia de recursos puede ser deseable una menor independencia de la junta cuando se trata de provisión de recursos por parte de los consejeros hacia la organización. Así mismo, la teoría *stewardship* sostiene una visión optimista del comportamiento humano, por lo que la figura de consejeros externos se vuelve innecesaria (Rashid, 2018). No obstante, la literatura para mercados emergentes destaca que el mercado valora las señales de mayor independencia al interior del CA. Al respecto, Ararat et al. (2015) encuentran una relación positiva entre el grado de independencia de los miembros del CA, medido a través de un índice compuesto de diversidad, y la razón *market-to-book* para 95 firmas listadas en el índice BIST-100 de Turquía. Black y Kim (2012) ampliaron el abanico metodológico tradicional al utilizar el estudio de eventos y la regresión discontinua para abordar el efecto del cambio legislativo de los GC implementado en Corea en 1999 tras la crisis asiática. Los autores evidenciaron un incremento en la Q de Tobin por sobre el 10% en firmas coreanas de menor tamaño que apostaron por una mayor independencia de la junta tras el cambio de régimen.

Sobre la base de lo expuesto, y considerando que en los mercados latinoamericanos la propiedad de las empresas está concentrada y se genera un problema de agencia entre los accionistas mayoritarios y minoritarios (Zegers y Consiglio, 2013), la primera hipótesis del estudio empírico es la siguiente:

- Hipótesis 1: en mercados emergentes latinoamericanos, la proporción de consejeros independientes se asocia positivamente con el desempeño financiero.

2.2. Dualidad de cargos

La diversidad estructural también se manifiesta a través de la separación entre la presidencia del CA y la jefatura ejecutiva de la compañía (Ararat et al., 2015) para evitar la

dualidad de cargos. La dualidad cuenta con defensores y detractores. Los primeros argumentan que esta debería conducir a un desempeño superior y permitir un liderazgo claro, sólido e inequívoco para la formulación e implementación de estrategias, para evitar así la coexistencia de dos portavoces públicos (Donaldson y Davis, 1991; Baliga, Moyer y Rao, 1996). Bajo la teoría *stewardship*, la dualidad incrementa el empoderamiento del CEO, lo que influiría en su motivación por lograr mejores resultados organizacionales (Fernández et al., 2013)³. Por el contrario, los detractores sostienen que la dualidad es perjudicial al limitar la independencia de la junta y reducir su espectro de supervisión (Muth y Donaldson, 1998). Incluso, se ha documentado que esta dualidad ha estado presente en compañías involucradas en fraudes, por ejemplo, Enron, WorldCom y Global Crossing (Al-Manaseer, Al-Hindawi, Al-Dahiyat y Sartawi, 2012).

Adicionalmente, la literatura empírica no ha arrojado resultados concluyentes. En particular, Villanueva-Villar et al. (2016) indican que la dualidad parece no afectar el proceso de generación de valor cuando la atención se centra en los escenarios de crisis del periodo 2009-2012. De igual modo, Pucheta-Martínez (2015) remarcó que la dualidad no repercute en indicadores de creación de valor, como la rentabilidad económica o el ratio *market-to-book* de empresas españolas. Baliga et al. (1996), al examinar el efecto del anuncio de cambios en el estado de la dualidad, concluyen que no hay una diferencia significativa en el rendimiento operativo cuando este cambio se produce.

Dado lo anterior, la segunda hipótesis del estudio se formaliza a continuación:

- Hipótesis 2: en mercados emergentes latinoamericanos, existe una relación negativa entre el carácter dual del presidente del consejo y el desempeño de la compañía.

2.3. Tamaño del CA

Aun cuando el tamaño de la junta directiva ha sido una de las variables de mayor atención, no existe consenso en la literatura respecto a su influencia sobre el desempeño. En efecto, la evidencia reportada es contradictoria, independientemente de si el tamaño del CA se relaciona con variables contables, de mercado o índices de calificaciones de GC (Barroso-Castro, Villegas-Periñan y Pérez-Calero, 2010). Sin embargo, existe consenso en que el directorio debe poseer un tamaño "razonable", pues este influye directamente en su funcionamiento y capacidad de supervisión (Briano-Turrent y Rodríguez-Ariza, 2016; Kiel y Nicholson, 2003; Rashid, 2018)⁴. Adicionalmente, Lehn, Patro y Zhao (2009)

² Al respecto, la legislación y normativa vigente en los países estudiados indica lo siguiente. En Brasil, la *Comissão de Valores Mobiliários* (2017) indica que "La junta directiva debe tener miembros con un perfil diversificado, un número adecuado de directores independientes y un tamaño que permita la creación de comités, el debate efectivo de ideas y la toma de decisiones, imparciales y razonadas". De manera similar, la Ley chilena N.º 20.382 establece que, si las sociedades anónimas abiertas cumplen determinadas características, ellas deben designar al menos un director independiente (Biblioteca del Congreso Nacional de Chile, 2019). Por último, en México, el Código de Principios y Mejores Prácticas de Gobierno Corporativo recomienda que los consejeros independientes representen al menos el 25% del total de consejeros (Consejo Coordinador Empresarial, 2018).

³ Cabe señalar que, para los mercados analizados, el Código Brasileiro de Governança Corporativa (Interagentes, 2016) sugiere que en las empresas de Brasil el cargo de presidente del CA no sea ocupado por el gerente de la empresa. Por su parte, las normativas de Chile y México no hacen recomendaciones al respecto (Consejo Superior Empresarial, 2018; Biblioteca del Congreso Nacional de Chile, 2019).

⁴ En efecto, para la teoría de dependencia de recursos, el mayor número de consejeros fortalece la provisión y el acceso a recursos estratégicos externos, que a su vez favorecen los resultados de la empresa (Nicholson y Kiel, 2007; Barroso-Castro et al., 2010). Por su parte, la teoría de agencia sostiene que una junta más numerosa puede ejercer de manera eficaz su rol de supervisión a la gestión.

concluyen que el tamaño del CA debe estar supeditado al tamaño de la empresa y sus oportunidades de crecimiento y, en consecuencia, no debe fijarse en función de un número concreto impuesto por norma⁵.

La evidencia empírica da cuenta incluso de una relación negativa y estadísticamente significativa entre el tamaño de los CA y las calificaciones de los GC (Briano-Turrent y Rodríguez-Ariza, 2016) y entre el tamaño y el desempeño de mercado (Yermack, 1996; Pavić-Kramarić et al., 2018). En el contexto analizado, King-Domínguez, Améstica-Rivas, Moraga y Arévalo (2018) encontraron que el tamaño del CA afecta positiva y significativamente el rendimiento de las empresas chilenas, cuando este es medido por el indicador ROA. Cabe señalar que, cuando se ha explorado la no linealidad de esta relación a través de una formulación cuadrática, el efecto encontrado es positivo (Fernández et al., 2013; King-Domínguez et al., 2018; Pucheta-Martínez, 2015).

Dado que la relación entre la dimensión del CA y el desempeño parece ser una cuestión meramente empírica, el presente estudio propone la hipótesis siguiente:

- Hipótesis 3: en mercados emergentes latinoamericanos, el tamaño del CA se asocia negativamente, a través de una relación no lineal, con el desempeño financiero.

2.4. Diversidad de género

En la literatura de los GC, la diversidad demográfica se asocia con diversidad racial, etaria y de género; esta última es ampliamente debatida desde hace algunas décadas (Ararat et al., 2015). Incluso, diversos países han adoptado políticas orientadas a dar respuesta a la exigencia ciudadana de incrementar la representación femenina en puestos de alta influencia política, económica y social (Abdullah, Ismail y Nachum, 2016; Pavić-Kramarić et al., 2018). En lo que respecta a los CA, se han tomado principalmente dos rutas de acción para abordar la diversidad de género. La primera ha sido la imposición de cuotas de género, como es el caso de Noruega y Malasia (Abdullah et al., 2016; Bart y McQueen, 2013). En la segunda, se ha adoptado un enfoque más persuasivo, entregándose recomendaciones o requisitos de divulgación de información respecto a los perfiles de diversidad de género⁶.

En relación con el efecto de la diversidad de género en el rendimiento de las empresas, existen distintos enfoques. Por una parte, Haslam, Ryan, Kulich, Trojanowski y Atkins (2010) subrayan que los inversionistas tienden a interpretar en exceso las señales asociadas a la presencia de mujeres en el CA y su potencial efecto negativo sobre el desempeño. Por otra parte, estudios amparados en las teorías de

dependencia de recursos y de agencia enfatizan en la importancia de la diversidad que las mujeres aportan a la junta directiva a través de un estilo de gestión distintivo y puntos de vistas interesantes (Briano-Turrent y Rodríguez-Ariza, 2016; Mukarram et al., 2018; Pavić-Kramarić et al., 2018). Adicionalmente, la teoría de la congruencia de roles reconoce que el efecto de la presencia femenina en puestos de liderazgo depende de la percepción social y aceptabilidad cultural (Abdullah et al., 2016; Mukarram et al., 2018). Abdullah et al. (2016), Pavić-Kramarić et al. (2018) y Smith, Smith y Verner (2006) remarcan que el efecto positivo de la diversidad de género en el desempeño de la compañía depende de la medida de desempeño empleada.

En virtud de lo anterior, la presente investigación plantea las siguientes hipótesis:

- Hipótesis 4: en mercados emergentes latinoamericanos, la participación femenina en los CA afecta positivamente el desempeño contable.
- Hipótesis 5: en mercados emergentes latinoamericanos, la participación femenina en los CA afecta negativamente el desempeño de mercado.

3. Metodología

La presente investigación consideró 101 firmas listadas en la Bolsa de Valores de São Paulo, en la Bolsa de Santiago de Chile y en la Bolsa Mexicana de Valores, vigentes en el periodo 2011-2017, para evaluar si la estructura del CA genera un impacto significativo en el desempeño⁷. De acuerdo con lo sugerido por la literatura (Fernández et al., 2013; Pucheta-Martínez, 2015; Briano-Turrent y Saavedra García, 2015; Villanueva-Villar et al., 2016), la muestra no incluyó las entidades financieras (banca y compañías de seguros)⁸. En relación con el conjunto de datos, la estructura del CA se obtuvo desde los informes anuales de las empresas disponibles en el sitio web de los tres mercados de valores analizados. Por su parte, los datos correspondientes a los ratios de desempeño e indicadores financieros (edad, tamaño, apalancamiento, propiedad) se capturaron desde la plataforma de información financiera Economatica. Todos los datos financieros se presentan en dólares estadounidenses.

La estrategia empírica orientada a contrastar las hipótesis planteadas en la sección anterior contempla la especificación de tres modelos de datos de panel: uno estático y dos dinámicos. La primera especificación corresponde a un modelo de efectos fijos (*fixed-effects* en inglés), cuya implementación es validada tras la aplicación de la prueba de Hausman. Dado esto, la especificación estática de efectos fijos se formaliza a continuación⁹:

⁵ En este sentido, el Consejo Coordinador Empresarial (2018) de México recomienda que el CA se integre por un número que se encuentre entre 3 y 15 miembros. En el caso brasileño, el Código Brasileiro de Governança Corporativa no precisa el número de consejeros que deben integrar los CA (Interagentes, 2016). Finalmente, la normativa chilena no hace recomendaciones al respecto (Biblioteca del Congreso Nacional de Chile, 2019).

⁶ Este es el caso de México, cuya legislación "recomienda la incorporación de la mujer en la integración del Consejo de Administración". Igualmente, la normativa brasileña establece que la composición de la junta directiva debe contemplar la diversidad de género. En tanto que para Chile no existe recomendación en este aspecto (Consejo Coordinador Empresarial, 2018; Comissão de Valores Mobiliários, 2017; Biblioteca del Congreso Nacional de Chile, 2019).

⁷ La elección del intervalo de tiempo se debió, principalmente, a que desde 2011 la información financiera se presenta siguiendo las normas IFRS en los tres países bajo estudio, lo que garantiza la comparabilidad.

⁸ Estas presentan diferentes estructuras contables, ratios de endeudamiento bastante elevados y están afectas a una regulación más estricta y sujetas a un mayor escrutinio en términos de divulgación de información.

⁹ Cabe destacar que esta especificación econométrica es ampliamente utilizada en la literatura. Al respecto véase Yermack (1996), Smith et al. (2006), Carter et al. (2010), Chapple y Humphrey (2014), Vieira (2018).

$$P_{i,t} = \beta_1 \text{Independencia}_{i,t} + \beta_2 \text{Dualidad}_{i,t} + \beta_3 \text{Tamaño CA}_{i,t} + \beta_4 \text{Tamaño CA}_{i,t}^2 + \beta_5 \text{Género}_{i,t} \\ + \beta_6 \text{Edad}_{i,t} + \beta_7 \text{Activos}_{i,t} + \beta_8 \text{Apalancamiento}_{i,t} + \beta_9 \text{Concentración}_{i,t} \\ + \beta_{10} \text{Año}_t + c_i + u_{i,t} \quad (1)$$

Donde $P_{i,t}$ es la variable dependiente asociada al desempeño de la firma i en el periodo t , que es medido a través de cuatro razones de rendimiento contable y de mercado: ROA, ROE, Q de Tobin y *market-to-book*¹⁰. Dentro del conjunto de regresores se encuentra el porcentaje de directores independientes respecto del total de integrantes del CA (*Independencia*); la dualidad de cargos (*Dualidad*) medida a través de una variable *dummy* que toma el valor 1 si el presidente del CA es también el CEO de la compañía y 0 en otro caso; el total de consejeros que componen el CA (*Tamaño CA*), junto con su valor al cuadrado (*Tamaño CA*²) con el objeto de capturar el grado de concavidad o convexidad de dicho efecto; y el porcentaje de mujeres que integran la junta directiva (*Género*).

Siguiendo la literatura, el vector de variables de control está compuesto por el logaritmo natural de la edad de la firma (*Edad*), contabilizada desde su respectiva incorporación a la bolsa de valores; el tamaño de la firma (*Activos*) medido como el logaritmo natural de los activos totales de la compañía; la razón de apalancamiento financiero (*Apalancamiento*) capturada a través de la fracción deudas totales sobre activos totales; el porcentaje de propiedad capturado por el principal accionista (*Concentración*); y una variable *dummy* anual (*Año*). Por otra parte, β indica los parámetros para ser estimados, c_i denota la heterogeneidad no observada y $u_{i,t}$ es el error idiosincrático, el cual se distribuye normal con esperanza cero y varianza $\sigma_{u_i}^2$, $i = 1, 2, \dots, n$ denota cada una de las firmas y $t = 1, 2, \dots, T$ el periodo de tiempo.

El segundo modelo utilizado para el contraste de las hipótesis de interés fue la versión dinámica de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) agrupados (*Pooled OLS* en inglés). Formalmente:

$$P_{i,t} = \beta_1 \text{Independencia}_{i,t} + \beta_2 \text{Dualidad}_{i,t} + \beta_3 \text{Tamaño CA}_{i,t} + \beta_4 \text{Tamaño CA}_{i,t}^2 + \beta_5 \text{Género}_{i,t} \\ + \beta_6 \text{Edad}_{i,t} + \beta_7 \text{Activos}_{i,t} + \beta_8 \text{Apalancamiento}_{i,t} + \beta_9 \text{Concentración}_{i,t} \\ + \beta_{10} \text{Año}_t + \beta_{11} \text{Sector}_i + \gamma P_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Donde las cuatro variables dependientes y el conjunto de regresores mantienen las definiciones expuestas, $P_{i,t-1}$ es el valor rezagado de la variable dependiente, las variables Año_t y Sector_i corresponden a variables *dummies* para los años de análisis y el sector económico al que pertenece la firma, respectivamente¹¹; β y γ son parámetros para estimar y $\varepsilon_{i,t}$ es el error de estimación que se distribuye normal con esperanza cero y varianza σ_{ε}^2 .

¹⁰ Al respecto, ROA se define como la razón entre los ingresos netos y los activos totales. La razón ROE se calcula como la división entre los ingresos y el patrimonio netos. La Q de Tobin se define como la suma del valor de mercado de las acciones y el valor contable de la deuda, todo ello sobre el patrimonio neto. La razón *market-to-book* corresponde a la división del valor de mercado de las acciones sobre el patrimonio neto.

¹¹ El conjunto de firmas se distribuye en 10 sectores económicos identificados en Economatica: 1) energía, 2) industria, 3) telecomunicaciones, 4) materias primas y materiales (*materials*), 5) producción de bienes perecibles (*consumer staples*) y 6) durables (*consumer discretionary*), 7) TIC, 8) servicios de salud (*health care*), 9) servicios básicos (*utilities*) y 10) servicios inmobiliarios (*real estate*).

Finalmente, se estimó un panel dinámico empleando la metodología desarrollada por Arellano y Bover (1995) y Blundell y Bond (1998), la cual se traduce en el método generalizado de momentos (MGM) de sistemas (System GMM en inglés). Formalmente:

$$P_{i,t} = \beta_1 \text{Independencia}_{i,t-j} + \beta_2 \text{Dualidad}_{i,t-j} + \beta_3 \text{Tamaño CA}_{i,t-j} + \beta_4 \text{Tamaño CA}_{i,t-j}^2 \\ + \beta_5 \text{Género}_{i,t-j} + \beta_6 \text{Edad}_{i,t} + \beta_7 \text{Activos}_{i,t} + \beta_8 \text{Apalancamiento}_{i,t} \\ + \beta_9 \text{Concentración}_{i,t} + \gamma P_{i,t-1} + c_i + u_{i,t} \quad (3)$$

$$E[P_{i,t-s}, \Delta u_{i,t}] = 0; t = 3, 4, \dots, T; s \geq 2 \quad (4)$$

$$E[Z_i', \Delta u_{i,t}] = 0 \quad (5)$$

Donde las variables dependientes y el conjunto de regresores conservan la definición dada, $P_{i,t-1}$ es el valor rezagado de la variable dependiente, β y γ son parámetros por estimar y $u_{i,t}$ es el error idiosincrático que se distribuye normal con esperanza cero y varianza $\sigma_{u_i}^2$. Los subíndices i y t mantienen su definición previa, mientras que $j=0,1,2$ indica el número de rezagos empleados en el análisis del efecto no contemporáneo de los atributos de los GC. Las ecuaciones (4) y (5) explicitan las condiciones de ortogonalidad y de momentos, respectivamente, donde Z_i es una matriz de dimensión $(T-2) \times m$ que incluye m variables instrumentales y $\Delta u_{i,t} = u_{i,t} - u_{i,t-1}$ es un vector de errores en primera diferencia.

Cabe señalar que la implementación del modelo System GMM requiere la selección de un conjunto válido de instrumentos, lo que se determina tras la aplicación de la prueba de Hansen y la prueba AR(2), desarrollada por Arellano y Bond (1991). Al respecto, la estimación de las diversas especificaciones empíricas se realizó en el software Stata, empleando el comando *xtabond2* propuesto por Roodman (2009)¹². En último término, la tabla 1 presenta la estadística descriptiva de las variables empleadas en el análisis.

4. Resultados

4.1. Efecto contemporáneo de la composición del CA sobre el desempeño contable y de mercado

En primer lugar, las tablas 2 y 3 reportan los resultados para Brasil tras la estimación de los modelos estáticos y dinámicos descritos en la sección anterior para los indicadores ROA/ROE y Q de Tobin/*market-to-book*, respectivamente. En particular, y vinculada con el desempeño contable, la evidencia sugiere una relación positiva entre la independencia de la junta (*Independencia*) y el ratio contable ROA, lo que avala la hipótesis 1 planteada previamente (columnas 1 y 3, tabla 2). Lo anterior se encuentra en sintonía con lo reportado por Uadiate (2010), quien encontró una relación positiva y significativa para el ratio ROE de empresas en Nigeria.

¹² Siguiendo a Wintoki, Linck, y Netter (2012), se activaron las opciones *collapse* y *eq(level)* de dicho comando, que permiten evitar la excesiva proliferación de instrumentos en las ecuaciones en nivel y primera diferencia que conforman el sistema de ecuaciones. De esta forma, se reduce la probabilidad de rechazar la validez de las restricciones de sobreidentificación.

Tabla 1. Estadística descriptiva de las variables de interés para Brasil, Chile y México.

| Variables | Obs. | Promedio | Desviación estandar | Mínimo | Máximo |
|--|------|----------|---------------------|-----------|---------|
| Variables dependientes asociadas a indicadores de desempeño: | | | | | |
| <i>ROA</i> | | | | | |
| Brasil | 366 | 0,0398 | 0,065 | -0,414 | 0,350 |
| Chile | 154 | 0,0420 | 0,053 | -0,390 | 0,176 |
| México | 189 | 0,0699 | 0,059 | -0,116 | 0,539 |
| <i>ROE</i> | | | | | |
| Brasil | 366 | 0,1027 | 0,205 | -0,979 | 1,112 |
| Chile | 154 | 0,0845 | 0,136 | -1,245 | 0,324 |
| México | 189 | 0,1471 | 0,127 | -0,352 | 0,633 |
| <i>Q de Tobin</i> | | | | | |
| Brasil | 349 | 1,4208 | 0,804 | 0,289 | 5,252 |
| Chile | 154 | 0,9540 | 0,362 | 0,313 | 1,924 |
| México | 185 | 6,7507 | 24,432 | 0,610 | 153,0 |
| <i>Market-to-book</i> | | | | | |
| Brasil | 349 | 2,3838 | 2,757 | -4,080 | 19,02 |
| Chile | 154 | 1,7138 | 1,082 | 0,182 | 6,960 |
| México | 185 | 18,0915 | 74,841 | 0,175 | 467,3 |
| Variables explicativas ligadas a la Estructura del Consejo de Administración (CA): | | | | | |
| <i>Independencia</i> (Porcentaje de directores independientes) | | | | | |
| Brasil | 345 | 0,3789 | 0,191 | 0 | 1 |
| Chile | 154 | 0,3146 | 0,101 | 0,071 | 0,667 |
| México | 184 | 0,4729 | 0,123 | 0,250 | 0,750 |
| <i>Dualidad</i> (CEO y Presidente del CA) | | | | | |
| Brasil | 366 | 0,0328 | 0,178 | 0 | 1 |
| Chile | 154 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| México | 189 | 0,2434 | 0,430 | 0 | 1 |
| <i>Tamaño del CA</i> | | | | | |
| Brasil | 366 | 9,1093 | 2,019 | 5 | 16 |
| Chile | 154 | 8,4805 | 1,552 | 6 | 14 |
| México | 189 | 12,8730 | 3,705 | 7 | 21 |
| <i>Género</i> (Porcentaje de mujeres en el CA) | | | | | |
| Brasil | 361 | 0,0653 | 0,085 | 0 | 0,500 |
| Chile | 154 | 0,0701 | 0,088 | 0 | 0,333 |
| México | 189 | 0,0513 | 0,084 | 0 | 0,455 |
| Variables explicativas de control: | | | | | |
| <i>Edad</i> | | | | | |
| Brasil | 365 | 3,5179 | 0,938 | 0 | 4,771 |
| Chile | 154 | 4,2787 | 0,491 | 3,219 | 5,050 |
| México | 189 | 3,3355 | 0,758 | 0 | 4,522 |
| <i>Activos</i> | | | | | |
| Brasil | 366 | 15,7352 | 1,177 | 12,963 | 19,620 |
| Chile | 154 | 15,5187 | 0,884 | 13,922 | 17,182 |
| México | 189 | 15,5657 | 1,169 | 13,370 | 18,278 |
| <i>Apalancamiento</i> | | | | | |
| Brasil | 366 | -0,3138 | 44,665 | -829,554 | 98,361 |
| Chile | 154 | 1,1729 | 0,845 | 0,010 | 5,310 |
| México | 189 | -9,2680 | 119,066 | -1502,716 | 106,675 |
| <i>Concentración</i> (Participación del principal accionista) | | | | | |
| Brasil | 366 | 0,4317 | 0,229 | 0,034 | 1 |
| Chile | 154 | 0,0049 | 0,001 | 0,001 | 0,008 |
| México | 121 | 0,4993 | 0,230 | 0,116 | 0,992 |

Fuente: elaboración propia.

Tabla 2. Resultados tras la estimación de modelos estáticos y dinámicos para el rendimiento contable de compañías brasileñas, periodo 2011-2017.

| Variable dependiente: | ROA | | | ROE | | |
|---|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | Estática | Dinámica | | Estática | Dinámica | |
| Tipo de especificación: | | | | | | |
| Método de estimación: | Efectos fijos (1) | MCO agrupados (2) | MGM de sistemas (3) | Efectos Fijos (4) | MCO agrupados (5) | MGM de sistemas (6) |
| Variables de composición del CA: | | | | | | |
| <i>Independencia</i> | 0,047** (0,02) | 0,007 (0,01) | 0,070* (0,04) | 0,089 (0,07) | -0,010 (0,04) | 0,057 (0,19) |
| <i>Dualidad</i> | 0,002 (0,01) | -0,007 (0,01) | -0,005 (0,01) | 0,056 (0,05) | -0,028 (0,03) | 0,037 (0,11) |
| <i>Tamaño CA</i> | 0,000 (0,02) | 0,030*** (0,01) | -0,041 (0,03) | 0,010 (0,04) | 0,077** (0,03) | -0,080 (0,07) |
| <i>Tamaño CA²</i> | -0,000 (0,00) | -0,001*** (0,00) | 0,002* (0,00) | -0,001 (0,00) | -0,004** (0,00) | 0,004 (0,00) |
| <i>Género</i> | 0,035 (0,07) | 0,004 (0,03) | 0,092 (0,07) | 0,150 (0,15) | 0,057 (0,10) | 0,190 (0,23) |
| Variables de control: | | | | | | |
| <i>Edad</i> | 0,042** (0,02) | 0,002 (0,00) | -0,001 (0,01) | 0,104** (0,05) | 0,010 (0,01) | 0,022 (0,04) |
| <i>Activos</i> | -0,016 (0,02) | -0,008*** (0,00) | -0,040 (0,04) | -0,004 (0,05) | -0,023*** (0,01) | -0,178** (0,09) |
| <i>Apalancamiento</i> | -0,000*** (0,00) | -0,000 (0,00) | 0,000 (0,00) | 0,000 (0,00) | 0,001 (0,00) | 0,000 (0,00) |
| <i>Concentración</i> | -0,082*** (0,02) | -0,013 (0,02) | -0,039 (0,07) | -0,263*** (0,06) | -0,027 (0,06) | -0,259 (0,21) |
| Rendimiento rezagado (<i>P_{t-1}</i>) | | 0,567*** (0,14) | 0,444*** (0,13) | | 0,605*** (0,16) | 0,309 (0,24) |
| Dummy anual | SÍ | SÍ | SÍ | SÍ | SÍ | SÍ |
| Dummy sectorial | NO | SÍ | SÍ | NO | SÍ | SÍ |
| Observaciones | 339 | 290 | 290 | 339 | 290 | 290 |
| Número de compañías | 53 | 53 | 53 | 53 | 53 | 53 |
| R ² ajustado | 0,084 | 0,557 | | 0,049 | 0,520 | |
| Test de Wald (estadístico) | 4,16 | 85,81 | 340,12 | 6,99 | 69,43 | 186,24 |
| Test de Hausman (p-value) | 0,00 | | | 0,00 | | |
| Número de instrumentos | | | 32 | | | 50 |
| Test de Hansen (p-value) | | | 0,612 | | | 0,215 |
| Test AR(1) (p-value) | | | 0,042 | | | 0,104 |
| Test AR(2) (p-value) | | | 0,611 | | | 0,252 |

Nota: errores estándar robustos entre paréntesis. No se reportan variables dicotómicas anuales y sectoriales.

* $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Fuente: elaboración propia.

Por otra parte, los resultados constatan la existencia de una relación negativa entre la dualidad de roles de poder y el desempeño de las firmas brasileñas. Así, se confirma la validez de la hipótesis 2 solo si se consideran indicadores de mercado (columnas 2-3 y 5-6, [tabla 3](#)). Esto contradice lo previamente reportado por [Baliga et al. \(1996\)](#), [Pucheta-Martínez \(2015\)](#) y [Villanueva-Villar et al. \(2016\)](#).

Con respecto a la hipótesis 3, la estimación dinámica MCO agrupados confirma una relación positiva y cóncava entre el tamaño del CA y los indicadores de desempeño contable ROA y ROE (columnas 2 y 5, [tabla 2](#)), por lo que se refuta

la conjetura planteada. Esto concuerda con los resultados reportados por [Fernández et al. \(2013\)](#), [King-Domínguez et al. \(2018\)](#) y [Pucheta-Martínez \(2015\)](#). Adicionalmente, tras controlar por endogeneidad, esta relación sigue siendo positiva solo para el indicador ROA (columna 3, [tabla 2](#)) y no se encontró evidencia para los indicadores de desempeño de mercado restantes.

En cuanto al contraste de la hipótesis 4, no se encuentra evidencia de que la composición de género de la junta afecte positivamente el desempeño contable de las compañías brasileñas. Por otra parte, la hipótesis 5 solo se valida en la

Tabla 3. Resultados tras la estimación de modelos estáticos y dinámicos para el rendimiento de mercado de compañías brasileñas, periodo 2011-2017.

| Variable dependiente: | Q de Tobin | | | Market-to-book | | |
|---|--------------------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | Estática | Dinámica | | Estática | Dinámica | |
| Tipo de especificación: | Efectos fijos | | MGM de sistemas | Efectos Fijos | | MGM de sistemas |
| Método de estimación: | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Variables de composición del CA: | | | | | | |
| <i>Independencia</i> | 0,178 (0,24) | 0,143 (0,14) | 0,538 (0,54) | 0,663 (0,79) | 0,306 (0,45) | 1,029 (1,33) |
| <i>Dualidad</i> | 0,139 (0,10) | -0,213*** (0,06) | -0,231** (0,10) | -0,241 (0,37) | -0,817*** (0,24) | -0,588* (0,35) |
| <i>Tamaño CA</i> | -0,071 (0,07) | 0,077 (0,05) | 0,151 (0,18) | 0,063 (0,42) | 0,413 (0,29) | 0,053 (0,59) |
| <i>Tamaño CA²</i> | 0,005 (0,00) | -0,003 (0,00) | -0,007 (0,01) | 0,005 (0,02) | -0,018 (0,01) | 0,003 (0,02) |
| <i>Género</i> | -1,504* (0,85) | -0,218 (0,44) | -1,614 (1,40) | -4,066** (1,92) | -0,209 (1,22) | -3,159 (3,74) |
| Variables de control: | | | | | | |
| <i>Edad</i> | 0,740 (0,46) | -0,036 (0,03) | -0,119 (0,10) | 2,130*** (0,79) | -0,076 (0,09) | -0,005 (0,40) |
| <i>Activos</i> | 0,027 (0,21) | -0,009 (0,02) | 0,739 (0,59) | 0,084 (0,48) | -0,071 (0,09) | -0,086 (0,77) |
| <i>Apalancamiento</i> | 0,000 (0,00) | 0,001 (0,00) | -0,001 (0,00) | -0,002*** (0,00) | -0,001 (0,02) | -0,016 (0,02) |
| <i>Concentración</i> | -0,958** (0,38) | -0,064 (0,12) | -0,658 (0,40) | -2,742*** (0,82) | -0,589 (0,57) | -3,110*** (1,19) |
| Rendimiento rezagado (<i>P_{t-1}</i>) | | 0,907*** (0,04) | 1,017*** (0,11) | | 0,835*** (0,03) | 0,531*** (0,14) |
| Dummy anual | SÍ | SÍ | SÍ | SÍ | SÍ | SÍ |
| Dummy sectorial | NO | SÍ | SÍ | NO | SÍ | NO |
| Observaciones | 327 | 277 | 277 | 327 | 277 | 277 |
| Número de compañías | 53 | 51 | 51 | 53 | 51 | 51 |
| R ² ajustado | 0,201 | 0,938 | | 0,158 | 0,806 | |
| Test de Wald (estadístico) | 3,34 | 708,48 | 2809,36 | 17,54 | 628,48 | 246,25 |
| Test de Hausman (p-value) | 0,00 | | | 0,00 | | |
| Número de instrumentos | | | 32 | | | 43 |
| Test de Hansen (p-value) | | | 0,323 | | | 0,281 |
| Test AR(1) (p-value) | | | 0,002 | | | 0,036 |
| Test AR(2) (p-value) | | | 0,628 | | | 0,319 |

Nota: errores estándar robustos entre paréntesis. No se reportan variables dicotómicas anuales y sectoriales.

* $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Fuente: elaboración propia.

especificación estática, lo que evidencia una relación negativa entre la participación femenina en el CA y el desempeño de mercado de compañías brasileñas (columnas 1 y 4, [tabla 3](#)). No obstante, esta relación se diluye tras controlar por endogeneidad.

Con respecto a las variables de control, solo la estimación del modelo de efectos fijos sugiere la existencia de un efecto positivo entre la edad de la firma y los indicadores de desempeño contable (columnas 1 y 4, [tabla 2](#)) y la razón *market-to-book* (columna 4, [tabla 3](#)). A su vez, el nivel de apalancamiento financiero parece reducir el desempeño

de las compañías brasileñas solo si este es medido por los ratios ROA (columna 1, [tabla 2](#)) y *market-to-book* (columna 4, [tabla 3](#)). Las especificaciones dinámicas, por su parte, dan cuenta de una relación negativa entre el tamaño de las firmas brasileñas y su desempeño contable (columnas 2, 5 y 6, [tabla 2](#)). Finalmente, la estimación de efectos fijos confirma que la concentración de la propiedad reduce el desempeño contable y de mercado (columnas 1 y 4, [tablas 2 y 3](#)) de las firmas brasileñas; esta relación se valida solo para el indicador *market-to-book* tras la utilización del método System GMM (columna 6, [tabla 3](#)).

En segundo orden, las [tablas 4 y 5](#) reportan los resultados para el panel compuesto por firmas chilenas. Centrando la atención en el grado de independencia del CA en las compañías chilenas, no se encuentra evidencia de una relación positiva y estadísticamente significativa entre esta variable y los indicadores de desempeño contable y de mercado. Por lo que no se valida la hipótesis 1. En relación con la hipótesis 2, el conjunto de datos no permite llevar a cabo su contraste para Chile, debido a que las firmas que componen la muestra no exhiben dualidad de roles.

En cuanto a la hipótesis 3, los resultados del modelo MCO agrupados para el caso chileno son similares a los reportados para Brasil. En particular, se confirma una

relación cuadrática, cóncava y estadísticamente significativa entre el número de miembros del consejo y el desempeño contable (columnas 2 y 5, [tabla 4](#)). Situación similar se reporta para la Q de Tobin (columna 2, [tabla 5](#)), mientras que los resultados sugieren una relación lineal para el indicador *market-to-book* (columna 5, [tabla 5](#)). Toda esta evidencia contradice la conjetura formulada en la hipótesis, la cual plantea una relación negativa entre las variables objeto de análisis. No obstante, tras controlar por endogeneidad, no es posible validar la causalidad anterior con un nivel del 10% de significancia.

Con respecto a la hipótesis 4, los resultados mantienen lo ya reportado para el caso brasileño, es decir, no se encuentra

Tabla 4. Resultados tras la estimación de modelos estáticos y dinámicos para el rendimiento contable de compañías chilenas, periodo 2011-2017.

| Variable dependiente: | ROA | | | ROE | | |
|---|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | Estática | Dinámica | | Estática | Dinámica | |
| Tipo de especificación: | | | | | | |
| Método de estimación: | Efectos fijos (1) | MCO agrupados (2) | MGM de sistemas (3) | Efectos Fijos (4) | MCO agrupados (5) | MGM de sistemas (6) |
| Variables de composición del CA: | | | | | | |
| <i>Independencia</i> | 0,017 (0,05) | 0,013 (0,03) | -0,003 (0,11) | 0,004 (0,11) | 0,002 (0,05) | 0,052 (0,21) |
| <i>Tamaño CA</i> | 0,062 (0,04) | 0,029*** (0,01) | 0,041 (0,04) | 0,092 (0,08) | 0,045** (0,02) | 0,036 (0,07) |
| <i>Tamaño CA²</i> | -0,003 (0,00) | -0,001*** (0,00) | -0,002 (0,00) | -0,005 (0,00) | -0,002** (0,00) | -0,002 (0,00) |
| <i>Género</i> | -0,011 (0,05) | -0,015 (0,05) | -0,125 (0,16) | 0,050 (0,12) | -0,025 (0,10) | -0,439 (0,37) |
| Variables de control: | | | | | | |
| Edad | 0,117 (0,17) | 0,012* (0,01) | 0,003 (0,02) | -0,187 (0,45) | 0,032*** (0,01) | -0,028 (0,04) |
| Activos | -0,056*** (0,01) | -0,012*** (0,00) | 0,022 (0,03) | -0,115* (0,06) | -0,021*** (0,01) | 0,015 (0,05) |
| Apalancamiento | -0,049*** (0,01) | 0,001 (0,01) | -0,021* (0,01) | -0,124** (0,05) | 0,002 (0,01) | -0,030 (0,02) |
| Concentración | 19,885 (12,12) | 0,840 (3,87) | 12,313 (12,96) | 71,233** (33,91) | 2,960 (6,61) | 37,967* (22,14) |
| Rendimiento rezagado (<i>P_{t-1}</i>) | | 0,400*** (0,08) | 0,348*** (0,10) | | 0,407*** (0,04) | 0,368*** (0,05) |
| Dummy anual | SÍ | SÍ | SÍ | SÍ | SÍ | SÍ |
| Dummy sectorial | NO | SÍ | NO | NO | SÍ | NO |
| Observaciones | 154 | 132 | 132 | 154 | 132 | 132 |
| Número de compañías | 22 | 22 | 22 | 22 | 22 | 22 |
| R ² ajustado | 0,549 | 0,745 | | 0,575 | 0,810 | |
| Test de Wald (estadístico) | 65,27 | 74,08 | 325,27 | 16,95 | 80,85 | 238,26 |
| Test de Hausman (p-value) | 0,002 | | | 0,00 | | |
| Número de instrumentos | | | 31 | | | 31 |
| Test de Hansen (p-value) | | | 0,915 | | | 0,766 |
| Test AR(1) (p-value) | | | 0,241 | | | 0,185 |
| Test AR(2) (p-value) | | | 0,301 | | | 0,301 |

Nota: errores estándar robustos entre paréntesis. No se reportan variables dicotómicas anuales y sectoriales.

* $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Fuente: elaboración propia.

evidencia estadísticamente significativa de que una mayor participación femenina en la junta afecte positivamente el desempeño contable. Cabe agregar que, tras controlar por endogeneidad, los resultados obtenidos sugieren, con un nivel de significancia del 10%, la presencia de un efecto negativo de la participación femenina en el CA sobre el desempeño de mercado medido por la Q de Tobin (columna 3, [tabla 5](#)). Lo que permite no rechazar la hipótesis 5 formulada en la presente investigación.

En atención a las variables de control, únicamente la estimación del modelo Pooled OLS dinámico revela una relación positiva entre la edad de las compañías chilenas y los indicadores de desempeño contable y de mercado

(columnas 2 y 4, [tabla 4](#); columnas 2 y 4, [tabla 5](#)). Asimismo, la estimación de los modelos de efectos fijos y Pooled OLS dinámico dan cuenta de una reducción en el desempeño contable y de mercado de compañías chilenas a medida que estas incrementan su tamaño (columnas 1, 2, 4 y 5, [tablas 4 y 5](#)). Por otra parte, la especificación estática captura una relación negativa entre el nivel de apalancamiento financiero y el desempeño contable (columnas 1 y 4, [tabla 4](#)); esta causalidad es confirmada por la estimación System GMM solo para el indicador ROA (columna 3, [tabla 4](#)). En la misma línea, no se encuentra evidencia de que el grado de apalancamiento impacte el desempeño de mercado de compañías chilenas. Finalmente, es posible afirmar que en

Tabla 5. Resultados tras la estimación de modelos estáticos y dinámicos para el rendimiento de mercado de compañías chilenas, periodo 2011-2017.

| Variable dependiente: | Q de Tobin | | | Market-to-book | | |
|------------------------------------|---------------------|--------------------|--------------------|---------------------|--------------------|-----------------------|
| | Estática | Dinámica | | Estática | Dinámica | |
| Tipo de especificación: | Efectos fijos | | MGM de sistemas | Efectos Fijos | | MGM de sistemas |
| Método de estimación: | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Variables de composición del CA: | | | | | | |
| Independencia | -0,243 (0,24) | -0,019 (0,17) | 0,192 (0,29) | -0,631 (0,66) | 0,084 (0,46) | 0,013 (0,76) |
| Tamaño CA | 0,020 (0,13) | 0,142** (0,07) | 0,065 (0,23) | 0,494 (0,33) | 0,315* (0,18) | 0,474 (0,53) |
| Tamaño CA ² | -0,000 (0,01) | -0,007* (0,00) | -0,004 (0,01) | -0,024 (0,02) | -0,014 (0,01) | -0,026 (0,03) |
| Género | -0,105 (0,29) | -0,191 (0,25) | -0,743* (0,43) | -0,040 (0,83) | 0,365 (0,96) | -2,090 (1,37) |
| Variables de control: | | | | | | |
| Edad | 0,007 (1,32) | 0,065** (0,03) | -0,108 (0,10) | 1,776 (3,89) | 0,296** (0,12) | -0,297 (0,36) |
| Activos | -0,591*** (0,12) | -0,055** (0,02) | -0,012 (0,13) | -1,641*** (0,53) | -0,166** (0,07) | -0,073 (0,39) |
| Apalancamiento | -0,001 (0,04) | 0,019 (0,03) | 0,019 (0,05) | 0,072 (0,16) | 0,102 (0,08) | 0,169 (0,23) |
| Concentración | -7,809 (24,88) | 21,745 (18,02) | 99,252 (65,00) | 15,584 (82,68) | 15,927 (49,99) | 436,62*** (150,75) |
| Rendimiento rezagado (P_{t-1}) | | 0,805*** (0,07) | 0,571*** (0,15) | | 0,752*** (0,13) | 0,528*** (0,17) |
| Dummy anual | SÍ | SÍ | SÍ | SÍ | SÍ | SÍ |
| Dummy sectorial | NO | SÍ | NO | NO | SÍ | NO |
| Observaciones | 154 | 132 | 132 | 154 | 132 | 132 |
| Número de compañías | 22 | 22 | 22 | 22 | 22 | 22 |
| R ² ajustado | 0,478 | 0,972 | | 0,362 | 0,916 | |
| Test de Wald (estadístico) | 6,29 | 470,15 | 11853,01 | 7,66 | 156,72 | 907,65 |
| Test de Hausman (p-value) | 0,00 | | | 0,00 | | |
| Número de instrumentos | | | 23 | | | 23 |
| Test de Hansen (p-value) | | | 0,599 | | | 0,900 |
| Test AR(1) (p-value) | | | 0,022 | | | 0,074 |
| Test AR(2) (p-value) | | | 0,565 | | | 0,719 |

Nota: errores estándar robustos entre paréntesis. No se reportan variables dicotómicas anuales y sectoriales.

* $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Fuente: elaboración propia.

el caso chileno la concentración de la propiedad accionaria genera incrementos en el desempeño contable y de mercado (columna 6, tablas 4 y 5).

En tercer lugar, las tablas 6 y 7 compilan los resultados para las firmas mexicanas. En contraste con lo reportado para los casos brasileño y chileno, la aplicación del test de Hausman robusto solo valida la utilización del modelo de efectos fijos para los indicadores de desempeño contable, por lo que los ratios Q de Tobin y *market-to-book* son analizados mediante el modelo de efectos aleatorios (*random-effects* en inglés).

Vinculado al contraste de las hipótesis de investigación, no se encuentra evidencia de que una mayor independencia de la junta genere mejoras en el desempeño contable y de mercado de las firmas mexicanas, por lo que se descarta la validez de la hipótesis 1. Contrario a lo esperado según la hipótesis 2, la estimación dinámica MGM de sistemas revela una relación positiva entre la dualidad de roles y los indicadores ROE y *market-to-book*, ello con un nivel de significancia del 5% y 10%, respectivamente (columna 6, tablas 6 y 7).

Tabla 6. Resultados tras la estimación de modelos estáticos y dinámicos para el rendimiento contable de compañías mexicanas, periodo 2013-2017.

| Variable dependiente: | ROA | | | ROE | | |
|------------------------------------|-------------------|---------------------|---------------------|-------------------|---------------------|---------------------|
| | Estática | Dinámica | | Estática | Dinámica | |
| Tipo de especificación: | | | | | | |
| Método de estimación: | Efectos fijos (1) | MCO agrupados (2) | MGM de sistemas (3) | Efectos Fijos (4) | MCO agrupados (5) | MGM de sistemas (6) |
| Variables de composición del CA: | | | | | | |
| <i>Independencia</i> | -0,002 (0,09) | -0,049 (0,05) | -0,001 (0,15) | 0,000 (0,18) | -0,124 (0,09) | 0,149 (0,20) |
| <i>Dualidad</i> | 0,004 (0,01) | 0,005 (0,01) | 0,016 (0,01) | 0,009 (0,02) | 0,014 (0,02) | 0,080** (0,04) |
| <i>Tamaño CA</i> | 0,014 (0,02) | 0,025** (0,01) | 0,007 (0,03) | 0,018 (0,04) | 0,044*** (0,01) | -0,027 (0,05) |
| <i>Tamaño CA²</i> | -0,001 (0,00) | -0,001*** (0,00) | -0,000 (0,00) | -0,001 (0,00) | -0,002*** (0,00) | 0,001 (0,00) |
| <i>Género</i> | -0,102 (0,09) | 0,058 (0,06) | -0,042 (0,23) | 0,135 (0,25) | -0,030 (0,09) | 0,138 (0,44) |
| Variables de control: | | | | | | |
| <i>Edad</i> | 0,006 (0,03) | -0,004 (0,01) | 0,001 (0,03) | -0,043 (0,05) | 0,010 (0,02) | 0,011 (0,04) |
| <i>Activos</i> | 0,023 (0,03) | -0,006 (0,00) | -0,004 (0,03) | 0,084 (0,07) | -0,012** (0,01) | -0,016 (0,03) |
| <i>Apalancamiento</i> | 0,000 (0,00) | 0,000* (0,00) | 0,000 (0,00) | 0,000 (0,00) | 0,000 (0,00) | -0,000 (0,00) |
| <i>Concentración</i> | 0,007 (0,05) | -0,008 (0,02) | 0,130 (0,14) | 0,016 (0,13) | -0,052** (0,02) | 0,038 (0,26) |
| Rendimiento rezagado (P_{t-1}) | | 0,255* (0,14) | 0,254 (0,17) | | 0,596*** (0,15) | 0,585*** (0,23) |
| Dummy anual | SÍ | SÍ | SÍ | SÍ | SÍ | SÍ |
| Dummy sectorial | NO | SÍ | SÍ | NO | SÍ | NO |
| Observaciones | 121 | 118 | 118 | 121 | 118 | 118 |
| Número de compañías | 26 | 26 | 26 | 26 | 26 | 26 |
| R ² ajustado | -0,045 | 0,827 | | -0,008 | 0,828 | |
| Test de Wald (estadístico) | 1,15 | 95,49 | 79,37 | 2,01 | 127,15 | 516,12 |
| Test de Hausman (p-value) | 0,00 | | | 0,00 | | |
| Número de instrumentos | | | 29 | | | 24 |
| Test de Hansen (p-value) | | | 0,033 | | | 0,174 |
| Test AR(1) (p-value) | | | 0,173 | | | 0,043 |
| Test AR(2) (p-value) | | | 0,829 | | | 0,954 |

Nota: errores estándar robustos entre paréntesis. No se reportan variables dicotómicas anuales y sectoriales.

* p < 0,1; ** p < 0,05; *** p < 0,01.

Fuente: elaboración propia.

Al igual que en el caso brasileño, la estimación dinámica Pooled OLS indica que la causalidad entre el tamaño del CA y el desempeño contable de firmas mexicanas es positiva y cóncava (columnas 2 y 5, tabla 6), esto controvierte la conjetura presente en la hipótesis 3. Sin embargo, la estimación System GMM indica que la relación negativa formalizada en la hipótesis anterior solo se cumple para el ratio *market-to-book* con un nivel del 10% de significancia (columna 6, tabla 7).

En cuanto a la validación de la hipótesis 4, no existe evidencia estadística que permita aseverar que un mayor

número de mujeres al interior del CA genere un impacto positivo en el desempeño contable de las firmas mexicanas. Esto confirma lo reportado previamente para Brasil y Chile. Lo anterior también se presenta en los indicadores Q de Tobin y *market-to-book*, por lo que se rechazan las hipótesis 4 y 5.

Con respecto a las variables de control, la estimación Pooled OLS dinámica indica, con un nivel de significancia del 5%, que el tamaño de las firmas mexicanas incide negativamente en el desempeño contable medido a través del ratio ROA (columna 5, tabla 6), situación que complementa

Tabla 7. Resultados tras la estimación de modelos estáticos y dinámicos para el rendimiento de mercado de compañías mexicanas, periodo 2013-2017.

| Variable dependiente: Tipo de especificación: Método de estimación: | Q de Tobin | | | Market-to-book | | |
|---|--------------------|--------------------|---------------------|--------------------|--------------------|----------------------|
| | Estática | Dinámica | | Estática | Dinámica | |
| | Efectos fijos (1) | MCO agrupados (2) | MGM de sistemas (3) | Efectos Fijos (4) | MCO agrupados (5) | MGM de sistemas (6) |
| Variables de composición del CA: | | | | | | |
| <i>Independencia</i> | -12,851 (8,14) | -2,171 (3,48) | -13,369 (20,18) | -39,140 (25,43) | -13,079 (12,97) | -43,308 (51,69) |
| <i>Dualidad</i> | 8,180 (6,43) | -0,224 (0,46) | -1,284 (6,29) | 24,642 (19,29) | 1,520 (1,75) | 18,622* (10,06) |
| <i>Tamaño CA</i> | 9,639 (6,26) | 0,733 (0,55) | 3,673 (5,42) | 21,868 (13,92) | 2,265 (1,88) | 31,248 (19,30) |
| <i>Tamaño CA²</i> | -0,385 (0,25) | -0,030 (0,02) | -0,178 (0,21) | -0,879 (0,55) | -0,093 (0,08) | -1,179* (0,66) |
| <i>Género</i> | -34,479 (26,47) | -0,689 (2,56) | -15,964 (68,11) | -76,478 (62,86) | 0,241 (7,37) | -237,995 (195,54) |
| Variables de control: | | | | | | |
| <i>Edad</i> | 1,284 (2,23) | -0,472 (0,39) | -2,474 (4,18) | 3,028 (6,22) | -1,038 (1,10) | -1,751 (8,99) |
| <i>Activos</i> | 2,017 (2,79) | -0,064 (0,11) | 3,005 (4,12) | 4,587 (6,79) | -0,173 (0,34) | -7,328 (15,76) |
| <i>Apalancamiento</i> | 0,002 (0,00) | -0,000 (0,00) | 0,001 (0,00) | 0,006 (0,00) | 0,000 (0,00) | -0,002 (0,00) |
| <i>Concentración</i> | -7,361 (7,96) | -0,475 (0,97) | 5,778 (10,47) | -14,329 (15,01) | -3,221 (3,56) | -5,449 (33,71) |
| Rendimiento rezagado (P_{t-1}) | | 0,905*** (0,08) | 1,115*** (0,12) | | 0,945*** (0,08) | 1,536*** (0,19) |
| Dummy anual | SÍ | SÍ | SÍ | SÍ | SÍ | SÍ |
| Dummy sectorial | NO | SÍ | SÍ | NO | SÍ | SÍ |
| Observaciones | 121 | 117 | 117 | 121 | 117 | 117 |
| Número de compañías | 26 | 26 | 26 | 26 | 26 | 26 |
| R ² ajustado | 0,005 | 0,982 | | 0,005 | 0,980 | |
| Test de Wald (estadístico) | 13,46 | 190,95 | 42635,3 | 4,46 | 59,11 | 45,05 |
| Test de Hausman (p-value) | 0,988 | | | 0,997 | | |
| Número de instrumentos | | | 29 | | | 29 |
| Test de Hansen (p-value) | | | 0,084 | | | 0,285 |
| Test AR(1) (p-value) | | | 0,366 | | | 0,248 |
| Test AR(2) (p-value) | | | 0,353 | | | 0,537 |

Nota: errores estándar robustos entre paréntesis. No se reportan variables dicotómicas anuales y sectoriales.

* $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Fuente: elaboración propia.

lo reportado para el caso brasileño. Adicionalmente, esta especificación dinámica da cuenta de una relación inversa entre la concentración de la propiedad y el desempeño contable cuantificado mediante el ratio ROE (columna 5, [tabla 6](#)). Finalmente, no se halla evidencia de que la edad de la firma y el nivel de apalancamiento afecten significativamente el desempeño contable y de mercado de las compañías mexicanas.

4.2. Efecto rezagado de la composición del CA sobre el desempeño contable y de mercado

La presente subsección expande el análisis previo al evaluar el efecto rezagado de la estructura del CA sobre el desempeño contable y de mercado, con el fin de abordar la eventual causalidad inversa entre las variables bajo estudio. Es decir, y tal como lo destacan [Black y Kim \(2012\)](#), el desempeño podría influir en decisiones ligadas a la composición del CA. La discusión se focaliza en la estimación del modelo dinámico System GMM, en el que, a diferencia de [Wintoki et al. \(2012\)](#), todos los regresores son rezagados uno y dos periodos y se consideran cuatro indicadores de desempeño como variables dependientes. Al respecto, la [tabla 8](#) compila los resultados obtenidos.

La nueva evidencia revela que el efecto positivo de un mayor número de consejeros externos sobre el desempeño contable se presenta con un rezago de al menos dos años para el caso chileno (panel B, columnas 2 y 4, [tabla 8](#)), esto valida la hipótesis 1 previamente descartada tras controlar por endogeneidad. Sin embargo, los resultados dan cuenta de una relación negativa entre la independencia del CA y el ratio ROA en las firmas mexicanas con un nivel de significancia del 5%, efecto que se presenta con un periodo de rezago (panel C, columna 1, [tabla 8](#)).

En relación con la hipótesis 2, esta no se rechaza para el caso brasileño. En efecto, la estimación System GMM identifica un efecto negativo de la dualidad de roles sobre el desempeño de mercado, el que tarda uno y dos periodos en materializarse sobre la Q de Tobin y la razón *market-to-book*, respectivamente (panel A, columnas 5 y 8, [tabla 8](#)). Si bien se encuentra un efecto rezagado estadísticamente significativo del tamaño del CA vinculado a la hipótesis 3, se distinguen relaciones disímiles sobre los indicadores de desempeño y países bajo estudio. En particular, para el caso brasileño, el efecto positivo tarda dos periodos en hacerse efectivo sobre el ratio ROA y la Q de Tobin; no obstante, la relación es cuadrática y convexa en el primer caso, pero lineal en el indicador de desempeño de mercado (panel A, columnas 2 y 6, [tabla 8](#)). Por el contrario, en compañías chilenas y mexicanas el efecto en cuestión es negativo, pues es cuadrático-convexo en la Q de Tobin y lineal en el ratio ROA para Chile y México, respectivamente (panel B, columna 6, panel C, columna 1, [tabla 8](#)). Esto último es evidencia en favor de la hipótesis 3.

Con respecto a las hipótesis 4 y 5, no se encuentra evidencia de que una mayor presencia femenina en el CA genere incrementos diferidos en el tiempo sobre el desempeño contable y de mercado.

5. Conclusiones

El rol de los atributos de los GC en el desempeño y el valor de las empresas ha sido motivo de diversos estudios en las últimas décadas. A pesar de que la evidencia para mercados emergentes como el latinoamericano es escasa, se han entregado recomendaciones estándares sobre los mecanismos de control a los GC, sin distinguir entre la diversidad de entornos institucionales y normativos. Dado este contexto, la presente investigación analizó el impacto contemporáneo y rezagado de cuatro atributos de la junta directiva (su independencia, tamaño, diversidad de género y dualidad de cargo) sobre el desempeño contable y de mercado de compañías no financieras listadas en tres mercados emergentes de América Latina: Brasil, Chile y México. A su vez, las hipótesis de investigación se definieron bajo un enfoque multiteórico y fueron contrastadas por la implementación de una estrategia cuantitativa diversa. Tras el análisis de los resultados obtenidos, es posible remarcar lo siguiente.

Primero, se esperaba encontrar una relación positiva entre la proporción de consejeros independientes y el desempeño financiero, lo cual se verificó en las compañías brasileñas y chilenas. Lo anterior en sintonía con los postulados de la teoría de agencia, aun cuando en ambos países la legislación no precisa un número o porcentaje mínimo de consejeros independientes. Por lo tanto, los resultados encontrados servirían para reflexionar y evaluar la conformación de los directorios de las empresas en ambos países.

Segundo, era de esperar que existiera una relación negativa entre la dualidad de cargo y el desempeño de la compañía. Esta hipótesis no se pudo verificar para el caso chileno, pues la base de datos no lo permitía. Para Brasil y México la evidencia encontrada es mixta en términos de rendimiento. Por una parte, la hipótesis no se rechaza para el caso brasileño tras considerar el efecto contemporáneo y rezagado sobre indicadores de desempeño de mercado, mientras que para las compañías mexicanas la dualidad repercute positivamente sobre los indicadores ROE y *market-to-book*, tras controlar por endogeneidad. Cabe recordar que mientras la legislación mexicana no menciona puntos al respecto, la brasileña solo sugiere que no exista dualidad de cargo.

Tercero, y contrario a lo esperado, los resultados del modelo Pooled OLS dinámico sugieren la existencia de una relación positiva, cuadrática y cóncava entre el número de miembros del CA y el desempeño contable de los tres mercados latinoamericanos bajo estudio; relación que incluso tardaría dos años en impactar el rendimiento contable de firmas brasileñas. No obstante, tras controlar por endogeneidad, esta relación se revierte para el caso mexicano y apoya la tercera conjetura planteada. Por consiguiente, en los países analizados, esto constituye un espacio fértil para que la institucionalidad que regula los mercados de valores, superintendencia o institución afín, monitoree la composición de los GC con miras a salvaguardar la sostenibilidad de los mercados.

Tabla 8. Resultados tras la estimación MGM de sistemas de los efectos rezagados de la composición del CA sobre el rendimiento contable y de mercado de compañías brasileñas, chilenas y mexicanas.

| Variable dependiente: | Rendimiento contable | | | | Rendimiento de mercado | | | |
|--------------------------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | ROA | | ROE | | Q de Tobin | | Market-to-book | |
| | <i>j</i> = 1 (1) | <i>j</i> = 2 (2) | <i>j</i> = 1 (3) | <i>j</i> = 2 (4) | <i>j</i> = 1 (5) | <i>j</i> = 2 (6) | <i>j</i> = 1 (7) | <i>j</i> = 2 (8) |
| Panel A: Compañías brasileñas | | | | | | | | |
| <i>Independencia (t - j)</i> | -0,008 (0,04) | -0,022 (0,08) | -0,080 (0,12) | -0,081 (0,23) | -0,141 (0,65) | -0,526 (0,49) | -1,192 (1,35) | -2,129 (2,13) |
| <i>Dualidad (t - j)</i> | -0,008 (0,01) | 0,016 (0,03) | 0,009 (0,06) | 0,005 (0,05) | -0,101* (0,06) | -0,102 (0,12) | -0,715 (0,74) | -1,070** (0,42) |
| <i>Tamaño CA (t - j)</i> | 0,003 (0,02) | -0,073 (0,05) | -0,064 (0,07) | 0,088 (0,12) | -0,036 (0,33) | 0,561* (0,29) | 0,181 (0,94) | 0,670 (1,51) |
| <i>Tamaño CA² (t - j)</i> | 0,000 (0,00) | 0,004* (0,00) | 0,004 (0,00) | -0,004 (0,01) | 0,003 (0,02) | -0,021 (0,01) | -0,002 (0,05) | -0,017 (0,08) |
| <i>Género (t - j)</i> | -0,002 (0,07) | 0,021 (0,11) | 0,024 (0,27) | 0,048 (0,23) | -0,446 (1,36) | -0,083 (1,01) | 0,768 (3,23) | -0,257 (4,33) |
| Rendimiento rezagado (<i>Pt-j</i>) | 0,382** (0,15) | -0,071 (0,15) | 0,276 (0,31) | 0,358* (0,19) | 0,900*** (0,08) | 0,470*** (0,12) | 0,451*** (0,12) | 0,313 (0,23) |
| Observaciones | 287 | 235 | 287 | 235 | 275 | 225 | 275 | 225 |
| Número de instrumentos | 32 | 40 | 32 | 33 | 25 | 42 | 41 | 24 |
| Test de Hansen (p-value) | 0,272 | 0,517 | 0,443 | 0,197 | 0,198 | 0,340 | 0,099 | 0,070 |
| Panel B: Compañías chilenas | | | | | | | | |
| <i>Independencia (t - j)</i> | 0,004 (0,05) | 0,078** (0,04) | -0,005 (0,11) | 0,158*** (0,06) | 0,083 (0,29) | 0,369 (0,43) | -0,108 (0,90) | 0,003 (1,27) |
| <i>Tamaño CA (t - j)</i> | -0,007 (0,03) | 0,015 (0,02) | -0,002 (0,07) | -0,002 (0,06) | -0,002 (0,11) | -0,537* (0,29) | -0,428 (0,48) | -1,540 (1,12) |
| <i>Tamaño CA² (t - j)</i> | 0,000 (0,00) | -0,000 (0,00) | 0,000 (0,00) | 0,001 (0,00) | 0,001 (0,01) | 0,027* (0,01) | 0,029 (0,02) | 0,085 (0,05) |
| <i>Género (t - j)</i> | 0,029 (0,09) | 0,066 (0,06) | -0,016 (0,16) | 0,073 (0,13) | 0,088 (0,37) | 2,159 (2,15) | 0,373 (1,42) | 6,667 (4,85) |
| Rendimiento rezagado (<i>Pt-j</i>) | 0,392*** (0,14) | 0,271*** (0,05) | 0,387*** (0,07) | 0,153*** (0,05) | 0,768*** (0,20) | 0,739* (0,44) | 0,551** (0,23) | 0,146 (0,14) |
| Observaciones | 132 | 110 | 132 | 110 | 132 | 110 | 132 | 110 |
| Número de instrumentos | 23 | 22 | 23 | 22 | 23 | 30 | 23 | 22 |
| Test de Hansen (p-value) | 0,310 | 0,349 | 0,372 | 0,363 | 0,808 | 0,923 | 0,856 | 0,324 |
| Panel C: Compañías mexicanas | | | | | | | | |
| <i>Independencia (t - j)</i> | -0,130** (0,06) | 0,054 (0,16) | -0,101 (0,12) | 0,183 (0,41) | 3,320 (6,08) | -0,088 (5,55) | 41,708 (41,59) | -1,852 (4,40) |
| <i>Dualidad (t - j)</i> | -0,019 (0,02) | -0,004 (0,02) | -0,041 (0,05) | 0,025 (0,04) | 0,094 (0,53) | -0,592 (0,90) | 0,159 (4,72) | -0,391 (0,90) |
| <i>Tamaño CA (t - j)</i> | -0,028* (0,02) | -0,020 (0,04) | -0,049 (0,06) | -0,039 (0,09) | -0,271 (0,56) | -0,042 (1,83) | -3,158 (5,79) | -0,694 (2,21) |
| <i>Tamaño CA² (t - j)</i> | 0,001 (0,00) | 0,001 (0,00) | 0,001 (0,00) | 0,001 (0,00) | 0,012 (0,02) | -0,002 (0,06) | 0,141 (0,21) | 0,017 (0,07) |
| <i>Género (t - j)</i> | 0,112 (0,13) | 0,095 (0,15) | 0,065 (0,43) | 0,265 (0,29) | -3,755 (9,93) | 2,977 (9,54) | -32,234 (57,06) | 8,077 (10,56) |
| Rendimiento rezagado (<i>Pt-j</i>) | 0,106 (0,28) | 0,009 (0,30) | 0,056 (0,34) | -0,018 (0,31) | 0,824*** (0,02) | 0,690*** (0,03) | 0,941*** (0,05) | 0,799*** (0,01) |
| Observaciones | 96 | 70 | 96 | 70 | 96 | 70 | 96 | 70 |
| Número de instrumentos | 23 | 22 | 23 | 22 | 23 | 22 | 23 | 22 |
| Test de Hansen (p-value) | 0,300 | 0,019 | 0,245 | 0,049 | 0,801 | 0,423 | 0,170 | 0,056 |

Nota: errores estándar robustos entre paréntesis. Todas las especificaciones incluyen variables dicotómicas anuales, mientras que la inclusión de dummies sectoriales es selectiva en función del resultado del test de Hansen.

* $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Fuente: elaboración propia.

Finalmente, no se encuentra evidencia de que una mayor presencia femenina en el CA reditúe en un mejor desempeño financiero presente y futuro de compañías listadas en mercados emergentes latinoamericanos. No obstante, en Chile, la evidencia del modelo System GMM sugiere la existencia de un efecto negativo contemporáneo y no rezagado de la diversidad de género sobre el desempeño de mercado, medido a través de la Q de Tobin. Por ende, solo para este mercado se podría inferir que existe una percepción social desfavorable respecto del liderazgo femenino, castigándose en el corto plazo aquellas organizaciones dispuestas a ceder mayores espacios de poder a las mujeres.

En síntesis, la evidencia reportada plantea que la composición del CA genera impactos diversos sobre los resultados corporativos de compañías insertas en los mercados analizados. Por consiguiente, se torna necesario reforzar este organismo para que su labor como protector del patrimonio de los diversos grupos de interés no se vea opacada ante episodios reñidos con la ética por parte de los directivos de la compañía. Por tanto, es fundamental que las organizaciones sigan los lineamientos establecidos por los códigos de buen GC, pero que a la vez también adapten aquellas recomendaciones a la realidad actual de la organización.

Dentro de las limitaciones del presente estudio es posible identificar las siguientes. Primero, el análisis excluye variables vinculadas a la cultura organizacional o al tipo de liderazgo dentro de la organización. Segundo, el estudio de la diversidad demográfica se restringe al género, pues no explora ámbitos adicionales como la composición étnica de sus integrantes o su edad. Y, tercero, la investigación no evalúa el impacto de la composición del CA sobre medidas no financieras, tales como indicadores de gobernabilidad o de transparencia de los GC, que permitirían obtener una visión integral de su efecto sobre el desempeño de compañías presentes en mercados emergentes. Por ende, tales aspectos constituyen espacios fécondos de investigación futura.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

Bibliografía

- Abdullah, S. N., Ismail, K. N. I. K., y Nachum, L. (2016). Does having women on boards create value? The impact of societal perceptions and corporate governance in emerging markets. *Strategic Management Journal*, 37(3), 466-476. <https://doi.org/10.1002/smj.2352>
- Al-Manaseer, M. F., Al-Hindawi, R. M., Al-Dahiyat, M. A., y Sartawi, I. I. (2012). The impact of corporate governance on the performance of Jordanian banks. *European Journal of Scientific Research*, 67(3), 349-359.
- Alabdullah, T. T. Y. (2016). Are board size and ownership structure beneficial in emerging markets' firms? Evidence from Jordan. *International Journal of Management & Information Systems*, 20(3), 87-94. <https://doi.org/10.19030/ijmis.v20i3.9752>
- Ararat, M., Aksu, M., y Cetin, A. T. (2015). How board diversity affects firm performance in emerging markets: Evidence on channels in controlled firms. *Corporate Governance: An International Review*, 23(2), 83-103. <https://doi.org/10.1111/corg.12103>
- Arellano, M., y Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297. <https://doi.org/10.2307/2297968>
- Arellano, M., y Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01642-D](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01642-D)
- Baliga, B. R., Moyer, R. C., y Rao, R. S. (1996). CEO duality and firm performance: What's the fuss? *Strategic Management Journal*, 17(1), 41-43. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1097-0266\(199601\)17:1<41::AID-SMJ784>3.0.CO;2-%23](https://doi.org/10.1002/(SICI)1097-0266(199601)17:1<41::AID-SMJ784>3.0.CO;2-%23)
- Barroso-Castro, C., Villegas-Periñan, M. M., y Pérez-Calero, L. (2010). ¿Son efectivos los consejos de administración? La eficacia del consejo y los resultados de la empresa. *Investigaciones Europeas de Dirección y Economía de la Empresa*, 16(3), 107-126. [https://doi.org/10.1016/S1135-2523\(12\)60037-9](https://doi.org/10.1016/S1135-2523(12)60037-9)
- Bart, C., y McQueen, G. (2013). Why women make better directors. *International Journal of Business Governance and Ethics*, 8(1), 93-99. <https://doi.org/10.1504/IJBGE.2013.052743>
- Biblioteca del Congreso Nacional de Chile (2019). *Ley No. 20.382, 2009, Introduce perfeccionamientos a la normativa que regula los Gobiernos Corporativos de las empresas*. Recuperado el 6 de junio de 2019, de: <http://bcn.cl/1uzc6>
- Black, B., y Kim, W. (2012). The effect of board structure on firm value: A multiple identification strategies approach using Korean data. *Journal of Financial Economics*, 104(1), 203-226. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2011.08.001>
- Blundell, R., y Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8)
- Bozec, R., y Dia, M. (2015). Governance practices and firm performance: Does shareholders' proximity to management matter. *International Journal of Disclosure and Governance*, 12(3), 185-209. <https://doi.org/10.1057/jdg.2014.3>
- Briano-Turrent, G. del C., y Rodríguez-Ariza, L. (2016). Corporate governance ratings on listed companies: An institutional perspective in Latin America. *European Journal of Management and Business Economics*, 25(2), 63-75. <https://doi.org/10.1016/j.redeen.2016.01.001>
- Briano-Turrent, G. del C., y Saavedra García, M. L. (2015). La composición del consejo de administración y la estructura accionaria como factores explicativos de la transparencia en el gobierno corporativo en Latinoamérica: evidencia en empresas cotizadas de Argentina, Brasil, Chile y México. *Estudios Gerenciales*, 31(136), 275-286. <https://doi.org/10.1016/j.estger.2015.02.001>
- Carter, D. A., D'Souza, F., Simkins, B. J., y Simpson, W. G. (2010). The gender and ethnic diversity of US boards and board committees and firm financial performance. *Corporate Governance: An International Review*, 18(5), 396-414. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8683.2010.00809.x>
- Chapple, L., y Humphrey, J. E. (2014). Does board gender diversity have a financial impact? Evidence using stock portfolio performance. *Journal of Business Ethics*, 122(4), 709-723. <https://doi.org/10.1007/s10551-013-1785-0>
- Comissão de Valores Mobiliários (2017). *Instrução CVM no 586, de 8 de junho de 2017. Altera e acrescenta dispositivos à Instrução CVM no 480, de 7 de dezembro de 2009*. Diário Oficial Da União: Brasília, DF 10.
- Consejo Coordinador Empresarial (2018). Código de Principios y Mejores Prácticas de Gobierno Corporativo: México. Recuperado el 6 de junio de 2019, de: <https://bit.ly/35E6oXj>
- Donaldson, L., y Davis, J. H. (1991). Stewardship theory or agency theory: CEO governance and shareholder returns. *Australian Journal of Management*, 16(1), 49-68. <https://doi.org/10.1177/031289629101600103>
- Fama, E. F., y Jensen, M. C. (1983). Separation of ownership and control. *Journal of Law and Economics*, 26(2), 301-325. <https://doi.org/10.1086/467037>
- Fernández, M. R., Fernández, S., y Rodríguez, J. (2013). Estructura del consejo de administración y rendimiento de la empresa española cotizada. *Revista Europea de Dirección y Economía de la Empresa*, 22(3), 155-168. <https://doi.org/10.1016/j.redee.2012.10.002>
- Haslam, S. A., Ryan, M. K., Kulich, C., Trojanowski, G., y Atkins, C. (2010). Investing with prejudice: The relationship between women's presence on company boards and objective and subjective measures of company performance. *British Journal of Management*, 21(2), 484-497. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8551.2009.00670.x>

- Huang, C., y Ho, Y. (2011). Historical research on corporate governance: A bibliometric analysis. *African Journal of Business Management*, 5(2), 276-284. <https://doi.org/10.5897/AJBM09.368>
- Interagentes (2016). *Código brasileiro de governança corporativa*. Instituto Brasileiro de Governança Corporativa-IBGC.
- Jensen, M. C., y Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 305-360. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(76\)90026-X](https://doi.org/10.1016/0304-405X(76)90026-X)
- Klapper, L. F., y Love, I. (2004). Corporate governance, investor protection, and performance in emerging markets. *Journal of Corporate Finance*, 10(5), 703-728. [https://doi.org/10.1016/S0929-1199\(03\)00046-4](https://doi.org/10.1016/S0929-1199(03)00046-4)
- Kiel, G. C., y Nicholson, G. J. (2003). Board composition and corporate performance: How the Australian experience informs contrasting theories of corporate governance. *Corporate Governance: An International Review*, 11(3), 189-205. <https://doi.org/10.1111/1467-8683.00318>
- King-Domínguez, A., Améstica-Rivas, L., Moraga, V., y Arévalo, M. (2018). Influencia del Consejo de Administración en el desempeño de las empresas chilenas. *Opción*, 34(87), 50-71.
- Lehn, K. M., Patro, S., y Zhao, M. (2009). Determinants of the size and composition of US corporate boards: 1935-2000. *Financial Management*, 38(4), 747-780. <https://doi.org/10.1111/j.1755-053X.2009.01055.x>
- Merendino, A., y Melville, R. (2019). The board of directors and firm performance: Empirical evidence from listed companies. *Corporate Governance*, 19(3), 508-551. <https://doi.org/10.1108/CG-06-2018-0211>
- Mukarram, S. S., Saeed, A., Hammoudeh, S., y Raziq, M. M. (2018). Women on Indian boards and market performance: A role-congruity theory perspective. *Asian Business & Management*, 17(1), 4-36. <https://doi.org/10.1057/s41291-018-0030-1>
- Muth, M. M., y Donaldson, L. (1998). Stewardship theory and board structure: A contingency approach. *Corporate Governance: An International Review*, 6(1), 5-28. <https://doi.org/10.1111/1467-8683.00076>
- Nicholson, G. J., y Kiel, G. C. (2007). Can directors impact performance? A case-based test of three theories of corporate governance. *Corporate Governance: An International Review*, 15(4), 585-608. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8683.2007.00590.x>
- Pavić-Kramarić, T., Aleksic, A., y Pejic-Bach, M. (2018). Measuring the impact of board characteristics on the performance of Croatian insurance companies. *International Journal of Engineering Business Management*, 10, 1-13. <https://doi.org/10.1177/1847979018765864>
- Pfeffer, J., y Salancik, G. R. (1978). *The external control of organizations: A resource dependence perspective*. New York: Harper & Row.
- Pucheta-Martínez, M. C. (2015). El papel del Consejo de Administración en la creación de valor en la empresa. *Revista de Contabilidad*, 18(2), 148-161. <https://doi.org/10.1016/j.rcsar.2014.05.004>
- Rashid, A. (2018). Board independence and firm performance: Evidence from Bangladesh. *Future Business Journal*, 4(1), 34-49. <https://doi.org/10.1016/j.fbj.2017.11.003>
- Roodman, D. (2009). How to do xtabond2: An introduction to Difference and System GMM in Stata. *The Stata Journal*, 9(1), 86-136. <https://doi.org/10.1177/1536867X0900900106>
- Smith, N., Smith, V., y Verner, M. (2006). Do women in top management affect firm performance? A panel study of 2,500 Danish firms. *International Journal of Productivity and Performance Management*, 55(7), 569-593. <https://doi.org/10.1108/17410400610702160>
- Uadiale, O. M. (2010). The impact of board structure on corporate financial performance in Nigeria. *International Journal of Business and Management*, 5(10), 155-166. <http://dx.doi.org/10.5539/ijbm.v5n10p155>
- Vieira, E. S. (2018). Board of directors characteristics and performance in family firms and under the crisis. *Corporate Governance*, 18(1), 119-142. <https://doi.org/10.1108/CG-01-2017-0010>
- Villanueva-Villar, M., Rivo-López, E., y Lago-Peñas, S. (2016). On the relationship between corporate governance and value creation in an economic crisis: Empirical evidence for the Spanish case. *Business Research Quarterly*, 19(4), 233-245. <https://doi.org/10.1016/j.brq.2016.06.002>
- Wintoki, M. B., Linck, J. S., y Netter, J. M. (2012). Endogeneity and the dynamics of internal corporate governance. *Journal of Financial Economics*, 105, 581-606. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2012.03.005>
- Yermack, D. (1996). Higher market valuation of companies with a small board of directors. *Journal of Financial Economics*, 40(2), 185-211. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(95\)00844-5](https://doi.org/10.1016/0304-405X(95)00844-5)
- Zegers, M., y Consiglio, J. (2013). *Gobierno corporativo en Latinoamérica: Un análisis comparativo entre Brasil, Chile, Colombia y México*. Centro de Gobierno Corporativo, Pontificia Universidad Católica de Chile, Santiago, Chile.