

Contaduría y administración

ISSN: 0186-1042 ISSN: 2448-8410

Facultad de Contaduría y Administración, UNAM

Téllez Pérez, Julio La eficiencia de los múltiplos de capital: caso México Contaduría y administración, vol. 64, núm. 4, e124, 2019, Octubre-Diciembre Facultad de Contaduría y Administración, UNAM

DOI: https://doi.org/10.22201/fca.24488410e.2018.1651

Disponible en: https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=39571719005



Número completo

Más información del artículo

Página de la revista en redalyc.org



abierto

Sistema de Información Científica Redalyc

Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso



www.cya.unam.mx/index.php/cya

Contaduría y Administración 64 (4), 2019, 1-19



La eficiencia de los múltiplos de capital: caso México

The efficiency of capital multiples: Case of Mexico

Julio Téllez Pérez

Universidad Anáhuac, México

Recibido el 30 de julio de 2017; aceptado el 8 de marzo de 2018

Disponible en Internet el: 12 de junio de 2019

Resumen

Los múltiplos de capital son razones financieras ampliamente utilizadas por los analistas financieros con el propósito de tomar decisiones de inversión en acciones (P) de las empresas que cotizan en los mercados bursátiles. Los dos principales indicadores son el precio de la acción a utilidad neta (PU) y el valor mercado a valor en libros (P/VL). Ambos múltiplos tienen como factor común la perspectiva del mercado con respecto al valor en libros de la utilidad neta y el capital contable. Se tomó una muestra de 30 empresas que cotizaron en la bolsa mexicana de valores entre 2008 y 2016 (9 años), estableciendo tres periodos de análisis de 3 años cada uno en función a la volatilidad de la economía mexicana medido a través del índice global de la actividad económica (Igae). El primero se le denomino crisis (1), el segundo recuperación (2) y el tercero expansión (3). Para encontrar la posible asociación de P/U y P/VL con P, se utilizó el método generalizado de los momentos (GMM) para las estimaciones, encontrando que P/VL presentan la mayor relación con P en los 3 periodos económicos mientras que P/U solo presento relación significativa en el periodo (2) y (3) concluyendo que este medidor es muy sensible a los cambios económicos mientras que P/VL es robusto y no pierde significancia ante la volatilidad económica.

Código JEL: C23, D53, E32, E44, G12

Palabras clave: Valuación; Análisis financiero; Múltiplos; Volatilidad

Correo electrónico: jtellez@anahuac.mx (J. Téllez Pérez)

La revisión por pares es responsabilidad de la Universidad Nacional Autónoma de México.

http://dx.doi.org/10.22201/fca.24488410e.2018.1651

0186-1042/© 2019 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Contaduría y Administración. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-SA (https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/)

^{*}Autor para correspondencia

http://dx.doi.org/10.22201/fca.24488410e.2018.1651

Abstract

Capital multiples are financial ratios widely used by financial analysts for the purpose of making investments in shares (P) of companies listed on the stock markets. The two main indicators are the stock price-earnings (P/E) and market-to-Book value (P/B). Both multiples have as common factor the market outlook with respect to the book value of net income and stockholders' equity. A sample of 30 companies that traded on the Mexican stock exchange between 2008 and 2016 (9 years) was taken, establishing three periods of analysis of 3 years each based on the volatility of the Mexican economy measured through the global index of the economic activity (Igae). The first is called recession (1), the second recovery (2) and the last expansion (3). To find the possible association of P/E and P/B with P, the generalized method of moments (GMM) was used for the estimations, finding that P/B presented the highest relation with P in the 3 economic periods while P/E only showed a significant relationship in period (2) and (3) concluding that this ratio is very sensitive to economic changes while P/B is robust and does not lose significance against economic volatility.

JEL code: C23, D53, E32, E44, G12

Keywords: Valuation; Financial analysis; Multiples; Volatility

Introducción

La crisis financiera *subprime* de los Estados Unidos de 2008-2009 impacto de manera directa a la economía de México debido a la elevada vinculación entre ambos países. Uno de los efectos negativos más importantes se vio reflejado en el índice de precios y cotizaciones (IPyC) al mostrar un decremento del 24.2% en 2008. Un gran número de empresas que cotizaron en la bolsa mexicana de valores (BMV) en ese año se vieron afectadas en su capacidad de generación de utilidades, mostrando disminuciones importantes e incluso pérdidas significativas. En consecuencia, los analistas financieros plantearon nuevas tesis de inversión en función al nuevo panorama económico adverso y la afectación de este sobre los resultados futuros de las empresas.

Trejo, Noguera y White (2015) encontraron que los indicadores que más utilizan los analistas financieros para hacer sus recomendaciones de inversión en México son los medidores precio a utilidad (PU) y precio a valor en libros (P/VL). La importancia de ambos múltiplos es significativa para las valuaciones de los analistas ya que la formación de sus posturas de inversión depende de la interpretación que obtengan de ellos.

El múltiplo precio a utilidad se obtiene de dividir el precio de la acción y la utilidad por acción (UPA) de los últimos doce meses y se interpreta como el precio que los inversionistas concuerdan en pagar por una acción determinada. También se puede interpretar como el

http://dx.doi.org/10.22201/fca.24488410e.2018.1651

periodo de recuperación de la inversión realizada por un inversionista en una empresa en particular considerando un nivel de utilidades estable en el tiempo. Otra interpretación que se obtiene de este múltiplo es la expectativa de crecimiento (Litzenberger y Rao 1971 y Cragg and Malkiel 1982) de la empresa, a mayor razón, mayor el crecimiento esperado de la utilidad neta¹ por parte de los inversionistas. El múltiplo precio a valor en libros indica la relación entre el valor de mercado de la empresa y el capital contable² y que tradicionalmente se interpreta como el retorno esperado del capital (Graham, Dodd y Cottle 1962), indicador de crecimiento (Brief y Lawson 1992), y se le compara con la q de Tobin's (Bodie, Kane y Marcus 2008). La importancia de estudiar la relevancia de valor de la utilidad neta y del capital contable durante diversos escenarios económicos es imprescindible para encontrar evidencia suficiente que explique si el contenido de información de ambos rubros se mantiene relevante y significativo. De no ser así, se puede considerar que la capacidad de generación de utilidades de las empresas presenta una relación totalmente distinta a la información que contiene el valor en libros del patrimonio de los accionistas, haciendo que dichos conceptos contables sean totalmente distintos y que el mercado le asigne un rol a cada uno con atributos distintos de interpretación.

Es en este proceso de valoración donde radica la contribución de la presente investigación al analizar cuál de los dos múltiplos es más eficiente y robusto ante los distintos impactos económicos, además que se diferencia con estudios previos ya que se utiliza el índice global de actividad económica (Igae) para incorporar la volatilidad de la economía mexicana bajo tres escenarios, el primero se le denomino crisis (2008-2010), el segundo recuperación (2011-2013), y el tercero expansión (2014-2016). Para las estimaciones, se utilizó un modelo de regresión basado en el método de los momentos generalizado (GMM), que en comparación con el método tradicional de la regresión lineal por mínimos cuadrados³ (MOC), disminuye la endogeneidad entre las variables explicativas, problema recurrente que se manifiesta en este tipo de análisis. La evidencia encontrada indica que la relevancia de valor del múltiplo precio a valor en libros es elevada y persistente en los tres escenarios económicos analizados, mientras que el múltiplo precio a utilidad pierde relevancia de valor cuando la volatilidad económica aumenta, infiriendo que el estado de resultado no refleja adecuadamente los impactos económicos en comparación con el balance general. Una posible explicación de esta diferencia podría ser el cambio de las normas contables mexicanas (NIF) a los estándares internacionales de contabilidad (IFRS),

¹La Comisión de Principios de Contabilidad del Instituto Mexicano de Contadores Públicos (IMCP) define a la utilidad neta como: La utilidad neta es el valor residual de los ingresos de una entidad lucrativa, después de haber disminuido sus costos y gastos relativos reconocidos en el estado de resultados, siempre que estos últimos sean menores a dichos ingresos, durante un periodo contable. En caso contrario, es decir, cuando los costos y gastos sean superiores a los ingresos, la resultante es una pérdida neta.

² Ibid, El capital contable es el capital contribuido, conformado por las aportaciones de los propietarios de la entidad, y capital ganado, conformado por las utilidades y pérdidas integrales acumuladas, así como, por las reservas creadas por los propietarios de la entidad.

³ Modelo econométrico ampliamente utilizado en las investigaciones de referencia de la línea de investigación que estudia la relevancia de valor de la información contable.

http://dx.doi.org/10.22201/fca.24488410e.2018.1651

proceso que inicio en 2009 terminando en 2012 y que dicho cambio causo confusión entre los analistas generando dudas de que la utilidad neta reportada bajo los nuevos criterios realmente refleje la rentabilidad de las empresas (Garza et al. 2017), sin embargo, estudios previos sugieren que la magnitud del valor de mercado con respecto a valor en libros contiene más información relevante en comparación con la que podría tener las utilidades.

Los resultados y conclusiones del presente trabajo de investigación pueden ser de interés para la academia, empresas y analistas financieros entendiendo que la volatilidad económica tiene un impacto importante en la relevancia de valor de la información contable de las empresas, además de proporcionar elementos que pueden ayudar a los investigadores interesados en analizar la manera en cómo los mercados de capitales asignan precios a los valores contables históricos y actuales de las empresas, y de manera práctica, que los analistas financieros utilicen el múltiplo adecuado según el nivel de volatilidad económica al momento de evaluar las empresas. Cabe resaltar que el estudio de la relevancia de valor de los múltiplos con respecto a los precios de las acciones en México es prácticamente nulo, contribuyendo de esta manera al entendimiento del comportamiento del mercado de capital con respecto a la información contable que emiten las empresas.

La estructura del trabajo de investigación inicia con un resumen, que muestra de manera condensada los fundamentos de la investigación; continuando con la introducción, donde se expone de manera conceptual el tema de relevancia de valor; posteriormente se hace una revisión de los principales trabajos empíricos que se han realizado al respecto; para continuar con la descripción de la metodología utilizada para encontrar el posible grado de asociación entre la variable dependiente con las independientes seleccionadas en la hipótesis a contrastar de una muestra de empresas públicas de la bolsa mexicana de valores, y por último, se analizan los resultados obtenidos, comparando estos con previas investigaciones en esta línea de investigación.

Revisión de la literatura

Ball y Brown (1968) se les considera los iniciadores de la línea de investigación que tiene como propósito encontrar la posible relación entre la información contable de las empresas con los precios de las acciones. Dichos autores demostraron que los resultados contables poseen contenido informativo y que afectan a la formación de los precios de las empresas que cotizan en los mercados de capitales. El trabajo de investigación de Ball y Brown motivo a que otros investigadores estudiaran la relación entre precios e información contable, destacando los estudios realizados durante los años 90's por Easton y Harris (1991), Ohlson y Penman (1992), Barth (1994), Dechow (1994), Ohlson (1995) y Collins, Maydew y Weiss (1997) y Easton (1999).

En específico en la línea de investigación del presente trabajo empírico, Nicholas Molodovsky (1953) se le considera pionero en la investigación del múltiplo PU y desarrolla la primera teoría que trata de explicar el comportamiento del múltiplo denominándola el

http://dx.doi.org/10.22201/fca.24488410e.2018.1651

principio de compensación. Dicha teoría se basa en comparar las utilidades esperadas con las utilidades obtenidas en un periodo de tiempo. Sí las utilidades esperadas se ubican por debajo de las utilidades obtenidas, la empresa necesita compensar a los accionistas, por lo que el comportamiento del precio de la acción depende de la magnitud de la desviación entre la utilidad esperada y obtenida. Basu (1977), al igual que Molodovsly, se le considera precursor en el estudio de la relación entre PU y el rendimiento de las acciones bajo la perspectiva de mercados eficientes. La investigación de Basu se basa en la hipótesis de que el múltiplo PU es un indicador de la inversión futura de las compañías, además que las empresas que registran bajos niveles de PU tienden a mostrar un mayor rendimiento en comparación con aquellas empresas que presentan elevados niveles de PU en el tiempo. El autor utilizó la información financiera de 1,400 empresas industriales que cotizaron en el NYSE entre 1956 y 1971, y a través de regresiones lineales de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), encontró que efectivamente el rendimiento de las empresas con bajos múltiplos de PU es mayor al generado por las empresas con elevados múltiplos, aunado a que el múltiplo actúa como indicador de sesgo cuando los precios de las acciones no reflejan realmente la información del mercado. Beaver y Morse (1978) estudiaron la relación entre el crecimiento histórico de las utilidades y el riesgo de mercado con el comportamiento del PU de las empresas. A través de regresiones lineales de mínimos cuadrados ordinarios encontraron una pobre relación causal del coeficiente beta y crecimiento de las utilidades con el múltiplo PU de una muestra de 600 empresas que cotizaron en el NYSE entre 1956 y 1975. Los autores concluyen que las utilidades presentan elementos transitorios referentes a un momento específico y que no perduran en el tiempo, haciendo que los pronósticos de los analistas solo sean de corto plazo, no sean exactos y no presenten relación alguna con los crecimientos futuros de las empresas. También argumentan que el comportamiento del PU obedece a los distintos métodos contables que utilizan las empresas, sin embargo, Zarowin (1990) analiza el pronóstico de los analistas de 175 empresas que cotizaron en el NYSE entre 1960 y 1969 mediante regresiones lineales simples, derivando que las proyecciones de largo plazo del crecimiento de las utilidades son las que generan los cambios del PU y no el método contable utilizado, difiriendo de los resultados reportados por Beaver y Morse (1978). Ou y Penman (1989) encontraron evidencia empírica que demuestra que la información contenida en los estados financieros proporciona una perspectiva histórica y futura de las empresas. Mediante el estudio de una muestra de 1,700 empresas que cotizaron en el NYSE y AMEX entre 1973 y 1983, con regresiones lineales simples, afirman que el indicador PU y los reportes financieros consideran los elementos transitorios que afectan a las utilidades de las empresas. Dichos resultados confirman lo encontrado por Beaver y Morse (1978) estableciendo que las reglas contables, en lugar de mutilar la información financiera referente a la generación de utilidades de las empresas, contienen relevancia de

http://dx.doi.org/10.22201/fca.24488410e.2018.1651

valor al momento de realizar provecciones financieras. Fama y French (1995) se les considera pioneros en la investigación del múltiplo P/VL y su relación con los retornos de las acciones. Ambos autores analizaron que dicho múltiplo explica la variación en los retornos de las acciones de meior manera que el coeficiente beta, además de encontrar evidencia empírica que muestra una relación significativa con la persistencia de las utilidades. Los resultados anteriores se obtuvieron mediante la aplicación del modelo de regresiones de 3 factores de Fama y French a un grupo de aproximadamente 4,878 empresas que cotizaron en NYSE, AMEX y NASDAO entre 1963 y 1992, agrupándolas en 6 portafolios en función a su tamaño. Los autores concluyen que las empresas que registran bajos niveles de P/VL tienden a presentar bajos niveles de rentabilidad en el futuro. Penman (1996) analiza 2,574 empresas que cotizaron en NYSE y AMEX entre 1968 y 1986, y mediante la utilización de regresiones simples encontró que el medidor PU contiene elementos que ayudan a determinar el crecimiento futuro de las utilidades y que presenta una relación positiva con el retorno de capital esperado y una relación negativa con el retorno de capital actual. El múltiplo P/VL solo presenta una relación casual significativa con el retorno de capital esperado. Cheng y McNamara (2000) evaluaron la precisión de la valuación mediante la utilización de benchmarks construidos en base al PU, P/VL y un modelo que combina ambos de empresas comparables. Los autores encontraron que el modelo de valoración en función al P/VL y el modelo combinado, muestran resultados más robustos en comparación con el modelo basado en PU. Bradshaw (2002) examino una muestra aleatoria de 103 reportes elaborados por analistas financieros de empresas que cotizaron entre 1996 y 1999 en NYSE, NASDAQ y AMEX, encontrando que el 76% de los analistas utilizan el múltiplo PU para justificar sus recomendaciones de venta, mientras que solo el 4% utiliza el P/VL para calcular los precios objetivos. Davis-Friday y Gordon (2005) estudiaron la relevancia de valor del capital contable, utilidad neta y el flujo de caja durante la crisis financiera de México en 1994 encontrando que la relevancia del contenido informativo del capital contable no cambio significativamente durante el periodo de crisis, al contrario, aumento su poder explicativo en comparación con las utilidades netas, que perdieron poder explicativo debido a las pérdidas netas. Durán et al (2007) utilizaron el modelo de Ohlson para encontrar la relevancia del valor de la utilidad neta y capital contable con los precios de las acciones encontrando que bajo un análisis panel, ambos rubros contables presentan relación significativa, pero al utilizar regresiones simples, solo el capital contable es significativo. Russon y Bansal (2016) argumentan que el modelo de regresión no lineal de mínimos errores absolutos (MEA), en comparación con el clásico modelo de regresión lineal (MCO), captura mejor la relación causal entre los rendimientos de las acciones y los múltiplos PU y P/VL. Los autores analizaron la posible relación del comportamiento del S&P1500, PU y P/VL del periodo 2000-2014 encontrando que MEA arroja mayores R² que MOC.

Análisis Empírico

Descripción de la metodología

Asumiendo que el movimiento en los precios de las acciones (P_t) se ve afectado por la diferencia entre la información contenida en los valores realizados de los múltiplos (X_t) y las expectativas de mercado $E(X_t)$, se tiene el siguiente modelo:

$$P_t = b_0 + b_1 [X_t - E(X_t)] + \mu_t \tag{1}$$

donde t=1,...T, considerando t como la dimensión de tiempo, P_t es la variable dependiente b_0 y b_1 , son los vectores de los coeficientes y $[X_t - E(X_t)]$, es la información inesperada contenida en las variables independientes y son los errores aleatorios. Asumiendo que las expectativas de mercado $E(X_t)$ se comportan como un proceso estocástico lineal discreto (Biddle, Seow y Siegel 1995):

$$E(X_t) = \gamma + \partial_1 X_{t-1} + \partial_2 X_{t-2} + \partial_3 X_{t-3} + \dots + \partial_n X_{t-n}$$
 (2)

donde γ es una constante y ∂ son los parámetros autorregresivos, sustituyendo (2) en (1) obtenemos:

$$P_{t} = b_{0} + b_{1}[X_{t} - (\gamma + \partial_{1}X_{t-1} + \partial_{2}X_{t-2} + \partial_{3}X_{t-3} + \dots + \partial_{n}X_{t-n})] + \mu_{t}$$
 (3)

Por lo tanto, el movimiento de las acciones se ve afectado solamente por la información no esperada, que no se observa de manera directa, del múltiplo de capital en un momento determinado en el tiempo. Para evitar los problemas que se originan de los cambios estructurales a través del tiempo (Biddle at el. 1995), solo se considera un periodo de retardo en $E(X_t)$ obteniendo el siguiente modelo:

$$P_t = b_0 + b_1(X_t) + b_2(X_{t-1}) + \mu_t \tag{4}$$

Para mitigar los posibles problemas de escala y multicolinealidad, se estandarizaron las variables de estudio aplicando la siguiente transformación:

$$Z = x - \bar{x}/\sigma \to N(0,1) \tag{5}$$

donde Z es la variable estandarizada con una media cero y una desviación estándar de uno, x es el múltiplo real en un momento en el tiempo, \bar{x} es el promedio de x de un periodo de-

http://dx.doi.org/10.22201/fca.24488410e.2018.1651

terminado de tiempo y σ es la desviación estándar de \bar{x} . Con la obtención de coeficientes estandarizados se obtiene una base más robusta de comparabilidad ya que todas las variables se encuentran en la misma escala de medición.

Aplicando la fórmula (5) en (4), se deriva la siguiente ecuación estandarizada:

$$(P_t - \bar{P}_t/\sigma_{\bar{p}t}) = b_0 + b_1(X_t - \bar{X}_t/\sigma_{\bar{x}t}) + b_2(X_{t-1} - \bar{X}_{t-1}/\sigma_{\bar{x}t-1}) + \mu_t$$
 (6)

Simplificando la ecuación (6):

$$ZP_t = b_0 + b_1 Z(X_t) + b_2 Z(X_{t-1}) + \mu_t \tag{7}$$

Para complementar el análisis del grado de asociación incremental que pudieran tener las variables independientes con la variable dependiente, se aplicó el estadístico F para rechazar o aceptar la siguiente hipótesis nula (restricción):

$$H_0: b_1 Z(X_t) = b_2 Z(X_{t-1}) = 0$$

$$H_a: b_1 Z(X_t) = b_2 Z(X_{t-1}) \neq 0$$
(8)

Sin embargo, al agregar una segunda variable explicativa Y_t y su retardo Y_{t-1} en la ecuación (7) surgen dos problemas econométricos que son necesarios resolver. El primero es la posible relación bidireccional que podría existir entre $[X_t - E(X_t)]$ y $[Y_t - E(Y_t)]$ haciendo que ambos medidores estén relacionados con los errores generando un problema de endogeneidad (Baltagi 2005), y el segundo problema proviene de las características invariantes en el tiempo (efectos fijos) por individuo que se encuentran en los errores aleatorios (μ_t) de la ecuación (1) y que podrían estar relacionados con las variables independientes:

$$\mu_t = v_i + \varepsilon_t \tag{9}$$

donde v_i son los efectos no observables derivados de las características individuales de los individuos y ε_t representa los errores específicos. Para lidiar con ambos problemas, se construyó un modelo dinámico de datos de panel basado en el método generalizado de los momentos (Arellano y Bond 1991, Blundell y Bond 1998) expresado en la siguiente ecuación:

$$P_{it} = b_0 + b_1 P_{it-1} + b_2(X_{it}) + b_3(X_{t-1}) + b_4(w_{it}) + v_i + \varepsilon_{it}$$
 (10)

donde i=1,...,N y t=1,...,T, considerando i como la unidad de estudio (corte transversal) y t como la dimensión de tiempo P_{it} es la variable dependiente, P_{it-1} es su variable rezagada, X_{it} representa el vector de las variables explicativas endógenas, X_{it-1} retardo de las variables endógenas, w_i es w_i vector de variables exógenas, es el error individual de las unidades y son los errores específicos. No obstante v_i esta correlacionado con P_{it-1} por lo que se estima un modelo en primeras diferencias tomando como base la ecuación 10 (Arellano y Bond 1991):

$$\Delta P_{it} = b_0 + b_1 \Delta P_{it-1} + b_2 \Delta(X_{it}) + b_3 \Delta(X_{t-1}) + b_4 \Delta(w_{it}) + \Delta \varepsilon_t \tag{11}$$

Con las diferencias de los regresores se remueve el problema de los efectos fijos específicos de las unidades de estudio porque estos no varían en el tiempo, sin embargo ΔP_{it-1} presenta correlación con $\Delta \varepsilon_t$ por lo que la utilización de variables instrumentales (Hsiao 1982 y Arellano y Bond 1991) basadas en las diferencias y niveles de las variables explicativas es fundamental para eliminar dicho problema y así obtener coeficientes insesgados. El modelo generalizado de los momentos (GMM) estima la relación entre la variable dependiente e independientes utilizando las ecuaciones 10 y 11 de manera conjunta, que combinándolas con la ecuación 7, se obtiene el modelo de regresión para encontrar la relación causal de las variables de estudio quedando como sigue:

$$ZP_{it} = b_0 + b_1 ZP_{it-1} + b_2 ZX_{it} + b_3 ZX_{it-1} + b_4 Zw_{it} + v_i + \mu_{it}$$
 (12)

$$\Delta Z P_{it} = b_0 + b_1 \Delta Z P_{it-1} + b_2 \Delta Z X_{it} + b_3 \Delta Z X_{it-1} + b_4 \Delta Z w_{it} + \Delta \varepsilon_{it}$$
 (13)

Adicionalmente se considera la matriz de pesos heterocedásticos para la estimación (twostep) haciendo que los regresores sean más eficientes (Roodman 2009) en comparación con los que se obtienen utilizando solamente la matriz de pesos homocedásticos (one step), utilizando el test de Hensen (Hensen 1982) para identificar problemas de sobreidentificación de los instrumentos.

Descripción de las variables

Como variable dependiente se toma el precio de la acción al cierre (P_{it}) que representa el precio al que finaliza la negociación de un activo financiero, en este caso acciones, en la última sesión de un momento específico en el tiempo. Como variables independientes, se considera el múltiplo precio a utilidad (PU_{it}) que se obtiene de dividir el precio de la acción al cierre (P_{it}) y la utilidad por acción de los últimos 12 meses (UPA_{it}) y el múltiplo precio a valor en libros (P/VL_{it}) que resulta de la división de valor mercado (número de acciones por el precio de la

http://dx.doi.org/10.22201/fca.24488410e.2018.1651

acción al cierre) y el capital contable. Ambas variables se les considera endógenas debido a que el precio de la acción está presente en el cálculo de ambos indicadores, lo que genera casualidad en ambos sentidos:

$$(PU_{it} \rightarrow P/VL_{it}; P/VL_{it} \rightarrow PU_{it})$$

Para disminuir el problema de endogeneidad, se estableció como variables instrumentales la diferencia y retardo de las mismas variables endógenas (Arellano y Bond 1991) cumpliendo con las siguientes propiedades:

- a) El instrumento (z_{it}) esta correlacionado con la variable independiente endógena a instrumentalizar (PU_{it}) P/VL_{it} : $Cov(PU_{it}, z_{it}) \neq 0$ y $Cov(P/VL_{it}, z_{it}) \neq 0$. Siendo z_{it} los retardos y diferencias de PU_{it} y P/VL_{it} debido a que están determinadas por su condición pasada.
 - b) El instrumento (z_{it}) no está correlacionado con los errores: $Cov(z_{it}, \mu_{it}) = 0$.

Como variable de control se tomó el índice global de actividad económica (Igae), que mide el comportamiento del sector real de la economía en el corto plazo, en base a dos criterios: el primero se refiere a que todas las unidades (n) están expuestas a la volatilidad de la economía mexicana (riesgos de mercado), y el segundo asume que es una variable exógena (\mathbf{w}_{it}) ya que no tiene relación con los demás regresores y no presenta correlación alguna con los errores del modelo: $Cov(\mathbf{w}_{it}, \mathbf{\mu}_{it}) = 0$.

Sustituyendo las variables propuestas de estudio en la ecuación (12) y (13), tenemos que:

$$ZP_{it} = b_0 + b_1 ZP_{it-1} + b_2 ZPU_{it} + b_3 ZPU_{it-1} + b_4 ZP/VL_{it} + b_5 ZP/VL_{it-1} + b_6 ZIgae_{it} + v_i + \mu_{it}$$
 (14)

$$\Delta Z P_{it} = b_0 + b_1 \Delta Z P_{it-1} + b_2 \Delta Z P U_{it} + b_3 \Delta Z P U_{it-1} + b_4 \Delta Z P / V L_{it} + b_5 \Delta Z P / V L_{it-1} + b_6 \Delta Z I gae_{it} + \Delta \mu_{it}$$
 (15)

Mediante la estimación de ambas ecuaciones con el modelo dinámico datos panel basado en el método generalizado de los momentos, se busca determinar si el nivel de información que proporciona el múltiplo PU afecta de mayor manera a los comportamientos de los precios de las acciones con respecto a la información que contiene P/VL. Con el análisis de la significancia de la pendiente de los coeficientes de las dos variables de estudio, se busca contrastar la siguiente hipótesis:

H_{1:} El precio a utilidad (PU) es el mejor múltiplo de capital para explicar el comportamiento de los precios de las acciones (P) en comparación con el múltiplo precio a valor en libros (P/VL) en entornos de elevada volatilidad económica.

Descripción de la muestra

La investigación empírica se realizó con 30 (n = 30) empresas (*ver anexo 1*) de la Bolsa Mexicana de Valores (BMV) que cotizaron durante el período 2008 a 2016 que cumplieron los siguientes filtros: 1) mostrando información financiera completa (t = 108 meses), 2) empresas no financieras, 3) empresas con un retorno de capital (ROE) promedio positivo para evitar el sesgo que podría ocasionar un promedio negativo en las estimaciones. El *Economática* es la base de datos de donde se obtuvo la información mensual para realizar las estimaciones. La tabla 1 muestra la descripción de las variables destacando el promedio del PU que registra 27.3 veces, sin embargo, no es un resultado concluyente debido que el promedio es muy sensible a los valores extremos, aunado que considera el precio a utilidad en partes iguales entre cada observación, haciendo que el resultado que registra no sea representativo de la muestra, aunado a que es la que mayor heterogeneidad presenta en comparación con el P/VL al mostrar un coeficiente de variación de 4.32. El promedio del múltiplo P/VL es de 3.0 veces con un coeficiente de variación de 0.97, mostrando una menor dispersión en comparación con PU.

Tabla 1
Descripción de las variables 2008 – 2016

Variable	Promedio	Desviación Estándar	Mínimo	Máximo	Coeficiente de variación
PVL*	3.0	2.9	.23	44.9	0.97
PU*	27.3	117.9	-925.4	3 569.3	4.32

*Valores reales sin transformación

Fuente: Elaboración propia

La tabla 2 muestra la correlación de Pearson de manera matricial, donde la variable Igae es la que mayor relación lineal presenta con P al registrar un coeficiente de correlación positivo de 0.8065, siguiendo la variable PU con un coeficiente de 0.7388 y por último la variable P/VL con un coeficiente de 0.3957, todas significativas al 1%. Lo anterior indica que las variables que afectan a la creación de riqueza de la economía mexicana influyen de manera directa en la formación de precios de las acciones (efectos externos), al igual que la situación interna de las empresas reflejada a través del capital contable y la utilidad neta (efectos internos).

Tabla 2 Matriz de Correlación de Pearson (R) 2002 – 2016

	P	P/VL	PU	Igae
P	1			
P/	.3957	1		
VL	(0.000)***	1		
PU	.7388	.3708	1	
	(0.000)***	(0.000)***	•	
Igae	.8065	.3428	.5743	1
	(0.000)***	(0.000)***	(0.000)***	1

^{*}significativo al 10%; ** significativo al 5%; ***significativo al 1%

Fuente: Elaboración propia

La figura 1 muestra la evolución histórica del Igae de 2002 a 2016 con el propósito de dar un panorama histórico del comportamiento de dicho índice, mostrando un crecimiento anual compuesto de 2.41%. Diversos han sido los factores que han sucedido en este periodo de tiempo, siendo el más relevante el relevo político de un partido que domino por décadas el control del país, dándose finalmente el cambio en 2000, marcando un periodo de prosperidad en el país hasta el 2007, donde la crisis global de 2008 impacta de manera negativa al desempeño económico de México provocando una caída del 2.96% de la creación de riqueza del país en ese año, retomando el crecimiento en 2009 en adelante.

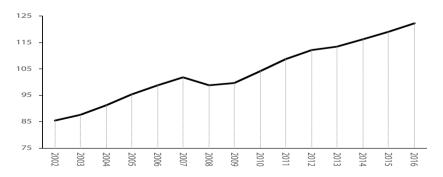


Figura 1. Índice Global de Actividad Económica (IGAE) 2002-2016

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI.

Resultados Empíricos

Se evaluó la relevancia de las variables explicativas con el rendimiento de las acciones para el periodo 2008-2016 (tabla 3), encontrando que P/VL_{it} y P/VL_{it-1} presentan un estadístico F mayor en comparación con el mostrado entre PU_{it} y PU_{it-1}, indicando que, en términos relativos, el múltiplo P/VL es la variable que mayor aporta información al explicar los cambios en Pn durante el periodo de 9 años analizado. Lo anterior va en línea con los resultados mostrados en previas investigaciones (Fama y French 1995, Penman 1996, Davis-Friday y Gordon 2005) donde concluyen que el capital contable es más robusto y su relevancia de valor no cambia de manera significativa ante los impactos económicos, situación distinta a lo mostrado por la utilidad neta. También cabe mencionar que las variables rezagadas de ambos indicadores presentan signos negativos indicando una relación inversa con el precio de la acción señalando que las empresas que presentan un bajo nivel de crecimiento en las utilidades durante un año, tienden a registrar elevados múltiplos al siguiente año validando el efecto Molodovsky (1953). Lo anterior se puede explicar desde el punto de vista del mercado y de su percepción de la capacidad de obtención de utilidades de las empresas, y como los elementos transitorios que van apareciendo afectan de manera negativa los resultados y que estos desaparecen al año posterior (Beaver y Morse 1978).

Cabe destacar que la variable de control Igae no presenta ninguna relación con el comportamiento de los precios de las acciones, tal vez por las variables rezagadas de los dos múltiplos y del precio de las acciones, que de alguna manera ya incorporan los efectos de la economía.

Para corroborar los resultados obtenidos, se segmento el horizonte de análisis en 3 periodos de tiempo en función al comportamiento histórico del Igae: el primero abarca del año 2008 al 2010, el segundo de 2011 al 2013 y el último 2014 al 2016. La tabla 4 muestra la descripción de cada uno de los grupos donde el primero se considera como un periodo de crisis (volatilidad alta), el segundo periodo de recuperación (volatilidad media) y el último grupo de expansión (volatilidad baja). Lo anterior permite ver si la relación causal de los múltiplos con respecto a P_{nit} es persistente cuando se presentan distintos fenómenos económicos que afectan a un país, en este caso México.

La tabla 3 columna (1) muestra los resultados del primer grupo 2008 - 2010 mostrando que el indicador P/VL_{nit} y P/VLn_{it-1} presentan coeficientes t de 10.25 y -6.90, respectivamente, con una probabilidad de p > |t| = 0.000 para ambos, significativos al 1%. Mientras que el múltiplo PU_{nit} y PU_{nit-1} carecen de relevancia significativa al mostrar un coeficiente t de -.02 y 0.01 respectivo y un coeficiente F no significativo, en comparación con el coeficiente mostrado por P/VL_{nit} y P/VL_{nit-1} . Los resultados obtenidos confirman lo encontrado por Davis-Friday y Gordon (2005) argumentando que la presencia de utilidades negativas disminuye la relevancia de valor en comparación si estas fueran positivas. Una posible explicación es que, en términos

del comportamiento de la economía, esta incide de manera importante y significativa en la parte financiera del estado de resultado (e.g. tipo de cambio, tasas de interés), lo que genera elementos importantes transitorios negativos que sobrepasan a los elementos permanentes de la utilidad neta. Los analistas financieros ante esta situación desconfían del contenido informativo de la utilidad del periodo relegándola solo como un dato contable dudoso y sin importancia (Penman 1996).

Tabla 3 Método generalizado de los momentos (GMM)

		Sub	- Periodos		
Variables	(0)	(0)		(3)	
	1.06***	1.00444 (10.00)	1.05***	1.01***	
$\mathbf{P}_{\text{nit-1}}$	(7.13)	1.08*** (10.89)	(4.88)	(24.12)	
	0.23***	0.077777 (10.717)	0.19***	0.26***	
P/VL _{eit}	(7.43)	0.23*** (10.25)	(3.16)	(4.43)	
par.	0.22***	0.22***	0.18**	0.24***	
P/VLeit.	(-5.72)	(-6.90)	(-2.32)	(-4.52)	
	45.14***	91.46***	7.37**	20.10***	
F	(0.00)	(0.00)	(0.01)	(0.00)	
PU_{nic}	0.02***	-0.02	0.02*** (3.48)	0.02*** (2.80)	
PO _M	(0.00)	(-0.32)	(3.46)		
PU_{m+1}	0.01*	0.01	-0.02***	-0.02**	
PO _{min}]	(-1.79)	(0.13)	(-3.14)	(-2.80)	
F,	7.27**	0.06 (0.81)	12.05***	9.75***	
F.	(0.01)	0.06 (0.81)	(0.00)	(0.00)	
Igae	-0.04	-0.04*	-0.02	0.03	
1985	(-0.40)	(-1.89)	(-0.15)	(1.41)	
Constante	-0.01	-0.01	-0.01	-0.05	
Constante	(-0.09)	(-0.44)	(-0.48)	(-1.65)	
Periodo de tiempo	2008-2016	2008-2010	2011-2013	2014-2016	
AR(I)	0.00***	0.00***	0.00**	0.00***	
$\Delta R(2)$	0.792	0.93	0.21	0.11	
Prucha de Hansen	0.295	0.71	0.21	0.37	
Observaciones	3,240	1,080	1,080	1,080	

Nota: Se muestra el coeficiente y valor t en paréntesis, nivel de significancia: 10%*, 5%**, 1%***

Fuente: Elaboración propia/Stata 14.0

^aEl valor p en paréntesis representa la prueba estadística de dos colas de la hipótesis nula de no contenido de información incremental, .

^bPrueba estadística de la hipótesis nula de no sobreidentificación de los instrumentos (two step).

http://dx.doi.org/10.22201/fca.24488410e.2018.1651

Tabla 4

Descripción de los periodos

		crecimiento mensual	Desviación	Coeficiente de	
Periodo	Nombre	promedio	Estándar	variación	Volatilidad
2008 – 2016 (0)	=	0.17%	0.62%	3.64	-
Sub - Periodos:					
2008 – 2010 (1)	Crisis	0.06%	0.86%	14.15	Alta
2011 – 2013 (2)	Recuperación	0.24%	0.53%	2.22	Media
2014 – 2016 (3)	Expansión	0.21%	0.36%	1.76	baja

Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI.

El Igae no presenta relación significativa con el precio de las acciones, tal vez porque el mercado se volvió irracional debido a la crisis y empezó a tomar decisiones de muy corto plazo encaminadas a disminuir pérdidas sin considerar los fundamentales de la economía (Davis-Friday y Gordon 2005). Para el periodo de tiempo 2011 – 2013, columna (2), las variables PU_{nit} y PU_{nit-1} presentan coeficientes significativos al 1%, infiriendo que el mercado después de la crisis considera que el tema fundamental es la generación de utilidades más que la consolidación del capital contable. El pasado cobra importancia como referencia de comparación con el presente. El múltiplo P/VL_{nit} y P/VLn_{it-1} presentan coeficientes significativos al 1% y 5% respectivamente, que al igual que el periodo anterior, mantiene su relevancia de valor ante los cambios económicos que se presentaron en dicho periodo analizado. Los dos múltiplos presentan un F estadístico significativo destacando el mostrado por PU al ser mayor que el de P/VL, indicando que en términos relativos presenta una mayor asociación incremental, validando la percepción del mercado en cuanto al crecimiento esperado de las utilidades (Ball y Brown 1968, Basu 1977). La variable Igae es significativa mostrando un signo negativo, indicando que los nuevos fundamentales de la economía son inciertas y continúan preocupando a los mercados financieros.

La relevancia de valor obtenida en el tercer escenario que corresponde a 2014 – 2016, tabla 3 columna (3), se observa que las variables rezagadas de P/VL_{it} y P/VL_{it-1} son significativas al mostrar coeficientes t de 4.43 y -4.52, significativos al 1%, indicando que la percepción del mercado es positiva en cuanto al crecimiento en las utilidades esperadas en donde el pasado se considera como referencia de comparación, además que las empresas no se ven forzadas a manipular los registros contables ya que la estabilidad económica no genera importantes elementos transitorios negativos que pudieran afectar la generación de ganancias, donde los

http://dx.doi.org/10.22201/fca.24488410e.2018.1651

elementos permanentes de la utilidad predominan, situación clave que disminuye la incertidumbre para obtener proyecciones del precio de la acción en base a dicho múltiplo (Beaver y Morse 1978).

Cabe mencionar que, para ambos múltiplos, el cambio de signos de la variable rezagada a la contemporánea en los periodos de tiempo analizados obedece a la perspectiva del mercado con respecto al desempeño de la empresa, donde la reversión de signos se puede explicar por el cambio en las expectativas del mercado con respecto al crecimiento de las utilidades esperadas y el retorno del capital, lo anterior reflejado en los pagos de dividendos. Sí una empresa no presenta una política de pago de dividendos, la ganancia esperada solo se limitaría a la variación del precio de la acción, aumentado su exposición a los riesgos de mercado debido a la implementación de una estrategia de recompra de acciones en sustitución a los dividendos (Fama y French 1992 y 1995).

Al particionar el tiempo de análisis y someter la relevancia y persistencia del indicador PU a distintos efectos económicos, se puede observar que pierde relevancia en periodos de elevada volatilidad y de no crecimiento económico y cobra relevancia en periodos de estabilidad económica, por lo tanto la hipótesis se acepta parcialmente considerando que PU solo presenta relación casual con los movimientos de los precios de las acciones en condiciones económicas estables solamente, y que P/VL es un medidor más robusto y eficiente que no pierde relevancia de valor ante los distintos eventos económicos.

Conclusiones

La evidencia encontrada sugiere que el múltiplo P/VL no pierde relevancia de valor en comparación con el PU ya que su poder explicativo desaparece en condiciones de elevada volatilidad económica, resultados que corroboran los obtenidos por Davis-Friday (2005). Lo anterior se podría explicar por el proceso de revaluación contable de los activos tangibles en México, que en caso de ser positiva, favorece al capital contable de sobremanera, reflejando las condiciones macroeconómicas en el patrimonio de los accionistas haciendo de este rubro contable confiable y con valioso contenido informativo. En periodos de expansión económica, el PU cobra una mayor relevancia en comparación con el P/VL debido a que los elementos transitorios que afectan a la generación de utilidades desaparecen, reflejándose en un mayor rendimiento a los accionistas (Basu 1977 y Beaver y Morse 1978).

Este trabajo empírico pretende contribuir al entendimiento de la relación entre la información contable y los precios de las acciones, donde la línea de investigación formal sobre este tópico en México va en auge. Como una posible línea futura de investigación sería la de explorar la relevancia de valor de múltiplos como VE/EBITDA, Ventas/EBITDA, el flujo libre de efectivo, entre otros, con respecto al comportamiento de los precios de las acciones.

Referencias

- Arellano, M. y Bond, S.R. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations, Review of Economic Studies. 58, 277-297. https://doi.org/10.2307/2297968
- Barth, M.E. (1994). Fair value accounting: Evidence from investment securities and the market valuation of banks. Accounting Review, 69, 1-25.
- Baltagi, H.B. (2005). Econometric Analysis of Panel Data (3rd ed.). New York: John Wiley& Sons. https://doi.org/10.1017/s0266466600006150
- Basu, S. (1977). Investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios: A test of the efficient market hypothesis. The journal of Finance, 32(3), 663-682. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1977. tb01979.x
- Ball, R. y Brown P. (1968). An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers. Journal of Accounting Research, 6, 159-178. https://doi.org/10.2307/2490232
- Beaver, W. y Morse, D. (1978). What Determines Price-Earnings Ratios? Financial Analysts Journal. July-August, 65-76. https://doi.org/10.2469/faj.v34.n4.65
- Biddle, G.C., Seow, G. S. y Seigel, F. (1995), Relative versus Incremental Information Content. Contemporary Accounting Research, 12, 1-23. https://doi.org/10.1111/j.1911-3846.1995.tb00478.x
- Blundell, R. y Bond, S. (1998). Initial conditions and moments restrictions in dynamic panel data models, Journal of Econometrics, 87, 115-143. https://doi.org/10.1016/s0304-4076(98)00009-8
- Bodie, Z., Kane, A. (2008). Investments (7th. Edition). New York: McGraw Hill.
- Bradshaw, M. (2002). The use of target prices to justify sell-inside analysts' stock recommendations. Accounting Horizons, 16(1), 27-41. https://doi.org/10.2139/ssrn.303162
- Cheng, C.S.A., McNamara, R. (2000). The Valuation Accuracy of the Price-Earnings and Price-Book Benchmark Valuation Methods. Review of Quantitative Finance and Accounting. 15, 349-370. https://doi.org/10.1023/a:1012050524545
- Collins, D.W., Maydew, E.L. y Weiss, I.S. (1997). Changes in the value-relevance of earnings and book values over the past forty years. Journal of Accounting and Economics, 24(1), 39-67. https://doi.org/10.1016/s0165-4101(97)00015-3
- Davis-Friday, P. y Gordon, E.A. (2005). Relative valuation roles of equity book value, net income, and cash flows during a macroeconomic shock: the case of Mexico and the 1994 currency crisis. Journal of International Accounting Research, 4(1), 1-21. https://doi.org/10.2308/jiar.2005.4.1.1
- Dechow, P.M. (1994). Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance: The role of accounting accruals. Journal of Accounting and Economics, 18, 3 42. https://doi.org/10.1016/0165-4101(94)90016-7
- Durán, V., Lorenzo, A. y Valencia, H. (2007). Value Relevance of the Ohlson model with Mexican Data. Contaduría y Administración, 223, 33-52.
- Easton, P. D. (1999). Security Returns and the Value Relevance of Accounting Data. Accounting Horizons, 13(4), 399-412. https://doi.org/10.2308/acch.1999.13.4.399

http://dx.doi.org/10.22201/fca.24488410e.2018.1651

- Easton, P. D., y Harris, T. S. (1991). Earnings as an Explanatory Variable for Returns. Journal of Accounting Research, Spring, 19-36. https://doi.org/10.2307/2491026
- Garza, H.H., Aimer, K., Méndez, A. y Rodríguez, M.P. (2017). Efecto en la calidad de la información ante cambios en la normatividad contable: caso aplicado al sector real mexicano. Contaduría y Administración, 62, 746-760. https://doi.org/10.1016/j.cya.2015.11.012
- Graham, B., Dodd, D. y Cottle, L. (1962). Security Analysis: Principles and Technique. New York: McGraw Hill.
- Fama, E.F. y French, K.R. (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns. Journal of Finance, 47(2), 427-465. https://doi.org/10.2307/2329112
- Fama, E.F. y French, K.R. (1995). Size and Boot-to-Market in Earnings and Returns. Journal of Finance, 50(1), 131-155. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1995.tb05169.x
- Hansen, L.P. (1982). Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. Econometrica, 50(4), 1029-1059. https://doi.org/10.2307/1912775
- Hsiao, C. (1982). Autoregressive modelling and causal ordering of economic variables. Journal of Economic Dynamics and Control, 4, 243-259. https://doi.org/10.1016/0165-1889(82)90015-x
- Litzenberger, R.H. y Rao, C.U. (1971). Estimates of the Marginal Rate of Time Preference and Average Risk Aversion of Investors in Electric Utility Shares: 1960-1966. Bell Journal of Economics and Management Science, Spring, 411-433. https://doi.org/10.2307/3003167
- Molodovsky, N. (1953). A Theory of Price-Earnings Ratios. Financial Analysts Journal, November 1953, 65-80. https://doi.org/10.2469/faj.v9.n5.65
- Ohlson, J. and Penman, S.H. (1992). Disaggregated Accounting Data as Explanatory Variables of Returns. Journal of Accounting, Auditing and Finance, 7, 553-573. https://doi.org/10.1177/0148558x9200700407
- Ou, J.A. and Penman, S.H. (1989). Accounting Measurement, Price-Earnings Ratio, and the information Content of Security Prices. Journal of Accounting Research, 27,111-144. http://dx.doi.org/10.2307/2491068
- Penman, S. H. (1996). The articulation of price–earnings ratios and market-to-book ratios and the evaluation of growth (digest summary). Journal of Accounting Research, 34(2), 235-59. https://doi.org/10.2307/2491501
- 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/10.2139/ssrn.982943
- Russon, M.G. y Bansal, Vipul. (2016). An Improved Methodology to Asses Value-Relevance of Earnings and Book Values on Corporate Equity Securities. Journal of Accounting and Finance, 16(2), 117-128.
- Trejo, C.O., Noguera, M. y White, S. (2015). Financial ratios used by equity analyst's in Mexico and stock returns. Contaduría y Administración, 60, 578-592. https://doi.org/10.1016/j.cya.2015.02.001
- Zarowin, P. (1990). What Determines Earnings-Price Ratios: Revisited. Journal of Accounting, Auditing & Finance, 5(3), 439-454.

http://dx.doi.org/10.22201/fca.24488410e.2018.1651

Anexo

Tabla A1

Empresas que conforman la muestra (n=30) Fuente: Elaboración propia con datos de la BMV.

id	Empresa	Emisora
1	Alfa, S.A.B. de C.V.	ALFAA
2	Alsea, S.A.B. de C.V.	ALSEA
3	América Móvil, S.A.B. de C.V.	AMXL
4	Consorcio ARA, S.A.B. de C.V.	ARA
5	Arca Continental, S.A.B. de C.V.	AC
6	Grupo Aeroportuario del Sureste, S.A.B. de C.V.	ASURB
7	Industrias Bachoco, S.A.B. de C.V.	BACHOCOB
8	Grupo Bimbo, S.A.B. de C.V.	BIMBOA
9	Grupo Cementos de Chihuahua, S.A.B. de C.V.	GCC
10	Coca-Cola Femsa, S.A.B. de C.V.	KOFL
11	Corporación Moctezuma, S.A.B. de C.V.	CMOCTEZ
12	Organización Cultiba, S.A.B. de C.V.	CULTIBAB
13	Cydsa, S.A.B. de C.V.	CYDSASAA
14	Fomento Económico Mexicano, S.A.B. de C.V.	FEMSAUBD
15	Corporativo Fragua, S.A.B. de C.V.	FRAGUAB
16	Grupo Carso, S.A.B. de C.V.	GCARSOA1
17	Grupo México, S.A.B. de C.V.	GMEXICOB
18	Gruma, S.A.B. de C.V.	GRUMAB
19	Grupo Kuo, S.A.B. de C.V.	KUOB
20	Industrias CH, S.A.B. de C.V.	ICHB
21	Kimberly-Clark de México, S.A.B. de C.V.	KIMBERA
22	Grupo Lamosa, S.A.B. de C.V.	LAMOSA
23	El Puerto de Liverpool, S.A.B. de C.V.	LIVERPOLC-1
24	Grupo Industrial Maseca, S.A.B. de C.V.	MASECAB
25	Mexichem, S.A.B. de C.V.	MEXCHEM
26	Industrias Peñoles, S.A.B. de C.V.	PE&OLES
27	Organización Soriana, S.A.B. de C.V.	SORIANAB
28	Grupo Televisa, S.A.B. de C.V.	TLEVISACPO
29	TV Azteca, S.A.B. de C.V.	AZTECACPO
30	Wal-Mart de México, S.A.B. de C.V.	WALMEX