

# Las fusiones como determinantes de bajos costos de capital: el caso de México mediante la aplicación de un modelo de regresión borrosa\*

doi:10.11144/Javeriana.cc16-41.fdbc

## **Sergio Raúl Hinojosa-Treviño**

Maestro en finanzas, alumno del programa del doctorado en contaduría, Universidad Autónoma de Nuevo León, Facultad de Contaduría Pública y Administración.  
Correo electrónico: shinojosa72@yahoo.com.mx

## **Klender Aimer Cortez-Alejandro**

Profesor investigador, Universidad Autónoma de Nuevo León, Facultad de Contaduría Pública y Administración.  
Correo electrónico: klender.corteza@uanl.mx

## **Martha del Pilar Rodríguez-García**

Profesor investigador, Universidad Autónoma de Nuevo León, Facultad de Contaduría Pública y Administración.  
Correo electrónico: marthadelpilar2000@yahoo.com.mx

---

\* Esta investigación representa los resultados de la tesis para obtener el grado de Doctor en Contaduría por la Universidad Autónoma de Nuevo León en México, Titulada: *Modelo de regresión borroso para valorar una operación de adquisición en empresas que cotizan en la Bolsa Mexicana de Valores.*



**Resumen** En este estudio, analizamos si las fusiones disminuyen el costo de capital en las empresas públicas de México. Para ello se parte de una muestra formada por empresas de diversos sectores que componen el Índice de Precios y Cotizaciones (IPC) que realizaron una operación de adquisición aprobada por las autoridades mexicanas en los años 2010 y 2011. Para estimar el costo de capital se utilizó el CAPM tradicional y el D-CAPM, el cual considera una métrica de riesgo a la baja. Ambas estimaciones se realizaron 3 años antes y 3 años después de la adquisición con dos métodos de medición: Mínimos Cuadrados Ordinarios y Regresión Borrosa. Los resultados muestran la ventaja del modelo de regresión borrosa sobre mínimos cuadrados ordinarios, principalmente en períodos con mayor incertidumbre. Además, considerando las estimaciones del modelo D-CAPM, podemos concluir para las empresas de la muestra que existe una posibilidad entre 0.62 y 0.65 de reducción del costo de capital después de la fusión.

**Palabras clave** costo de capital; fusiones; regresión borrosa; riesgo a la baja

**Código JEL** G34, C25

### Mergers as Determinants of Low Capital Costs: The Mexico Case by Means of the Application of a Fuzzy Regression Model

**Abstract** In this study we analyze whether mergers reduce the capital cost of public companies in Mexico. For this purpose, we start with a sample made up by companies from different sectors that form the Stock Market Index (IPC, by its name in Spanish) that made an acquisition operation approved by the Mexican authorities during 2010 and 2011. In order to estimate the capital cost we used the traditional CAPM and the D-CAPM, which considers a downtrend risk. Both estimates were made three years before and three years later after the acquisition with two measuring methods: Ordinary Least Squares and Fuzzy Regression. The results show an advantage of the fuzzy regression method over the

ordinary least squares, mainly for periods with a high uncertainty. Besides, taking into account the estimations of the D-CAPM model, we can conclude that for the companies in the sample, there is a 0.62 to 0.65 chance of reduction in the capital cost after the merger.

**Keywords** capital cost; mergers; fuzzy regression; downtrend risk

### As fusões como determinantes de baixos custos de capital: o caso do México mediante o aplicativo de um modelo de regressão borrosa

**Resumo** Neste estudo, analisamos se as fusões diminuem o custo de capital nas empresas públicas do México. Para isso se parte de uma mostra formada por empresas de diversos setores que compõem o Índice de Preços e Cotações (IPC) que realizaram uma operação de aquisição aprovada pelas autoridades mexicanas nos anos 2010 e 2011. Para estimar o custo de capital utilizou-se o CAPM tradicional e o D-CAPM, o qual considera uma métrica de risco à baixa. Ambas estimativas se realizaram 3 anos antes e 3 anos depois da aquisição com dois métodos de medida: Mínimos Quadrados Ordinários e Regressão Fuzzy. Os resultados mostram a vantagem do modelo de regressão fuzzy sobre mínimos quadrados ordinários, principalmente em períodos com maior incerteza. Além do mais, considerando as estimativas do modelo D-CAPM, podemos concluir para as empresas da mostra que existe uma possibilidade entre 0.62 e 0.65 de redução do custo de capital após a fusão.

**Palavras-chave** custo de capital; fusões; regressão fuzzy; risco à baixa

### Introducción

En esta investigación se analiza el fundamento teórico acerca del costo de capital y la alter-

nativa que Javier Estrada (2000) propone con su modelo de riesgo a la baja, para economías emergentes con presencia de información asimétrica. Nuestra propuesta contempla el uso de regresión borrosa ya que en escenarios bajo incertidumbre (Liu & Lindholm, 2007) es mejor utilizar métodos de predicción.

Las fusiones han ofrecido diversas ventajas no financieras y financieras. Entre las no financieras están que pueden variar de contexto, se incluye el incremento en conocimientos acerca del negocio (Simonin, 1997), crean barreras de entrada para los competidores (Shan & Hamilton, 1991), integran al proceso de fusión el manejo de la cadena de suministros (Liu & Nagurney, 2011) y el incremento en ventajas competitivas (Pervaiz & Zafar, 2014).

Mientras que las ventajas financieras están que ofrecen competitividad (Hamel, 1991; Mowery, Oxley & Silverman, 1996; Williamson, 1975, 1985, 1991), aminoran el riesgo (Emmons, Gilbert & Yeager, 2004; Estrella, 2001; Liu & Nagurney, 2011; Van Lelyveld & Knot, 2009) y lo diversifican (Andrade, Mitchell & Stafford, 2001; Das, Sen & Sengupta, 1998; Kiyamaz & Baker, 2008; Ross, Westfield & Jaffe, 2009). En esta investigación nos enfocaremos en las ventajas financieras y en particular en las que tienen que ver con la reducción del costo de capital (Collan & Kinnunen, 2011).

El objetivo del estudio es probar si las fusiones disminuyen el costo de capital en las empresas públicas de México. La muestra incluye empresas del Índice de Precios y Cotizaciones (IPC) de la Bolsa Mexicana de Valores (BMV) que hayan tenido una fusión durante los años

2010 y 2011. El artículo está dividido en 5 secciones. La primera muestra los antecedentes de las relaciones entre el costo de capital y las fusiones, la segunda describe el marco teórico empleado, esto es, el modelo del CAPM (*Capital Asset Pricing Model*) y D-CAPM (*Capital Asset Pricing Model Modified* o *Downside-Beta*), la tercera muestra la metodología de regresiones borrosas. Por último, los apartados cuarto y quinto presentan los resultados y discusiones de la investigación.

### Fusiones y costo de capital

De acuerdo al trabajo de John F. Stewart, Robert S. Harris y Willard T. Carleton (1984), hay evidencia empírica de numerosos estudios relacionados con el comportamiento del precio de los títulos accionarios antes y después de la fusión, lo cual muestra el interés de los investigadores por analizar el tópico, que está estrechamente relacionado con las sinergias que produce la operación de fusión. Según Donald DePamphilis (2010), la creación de sinergias es la principal razón de ser de las fusiones y adquisiciones.

Una sinergia representa el hecho de que el valor de la nueva firma es mayor que la suma individual de las empresas antes de fusionarse. En el aspecto más simple, muchos de los recursos de las empresas individuales se complementarán de manera que la nueva firma potencia sus fuerzas y adquiere habilidades para aprovechar oportunidades en su nueva forma organizacional. Numerosos autores han identificado las sinergias en las categorías operativas y financieras (DePamphilis, 2010; Gaughan, 2011; Weston, Siu & Johnson, 2001).

Las sinergias operativas pueden ser ejemplificadas con las economías de escala y las economías de gama al momento de la fusión (DePamphilis, 2010), y se refieren a los beneficios en eficiencia y productividad que se generan al incrementar el tamaño de la empresa; sin embargo, no son solamente estas las sinergias existentes en la realidad.

Las sinergias financieras tienen que ver con el costo de capital de los actores de la operación. John Fred Weston, Juan A. Siu y Brian A. Johnson (2001) mencionan que una fuente de sinergias financieras puede ser un menor costo del financiamiento interno en comparación con el costo de financiamiento por fuentes externas. Otra proposición de los mismos autores sugiere que la capacidad de endeudamiento de la fusión es mayor que la suma de las capacidades individuales de las compañías antes de fusionarse.

Hay evidencia empírica de que las operaciones de fusiones y adquisiciones producen sinergias financieras relacionadas con la disminución del costo de capital. Según Donald DePamphilis (2010), las sinergias financieras se refieren al impacto de las fusiones y adquisiciones en el costo de capital de la firma que adquiere o de la firma formada a raíz de la operación. En teoría, el costo de capital podría ser reducido si las compañías que se fusionan tienen flujos de efectivo no correlacionados, si la nueva compañía lleva a cabo economías de escala, o si la operación resulta en oportunidades de inversión que puedan ser llevadas a cabo con fondos internos.

Zugang Liu y Anna Nagurney (2011) sostienen que las sinergias también pueden ser ana-

lizadas desde el punto de vista de la reducción de riesgos y costos. Las operaciones de fusiones y adquisiciones incrementan el número de empresas en el portafolio del dueño, lo cual reduce el riesgo por medio de la diversificación.

Entonces, las sinergias se pueden presentar por medio de varios escenarios. Si las empresas que se están fusionando pertenecen a mercados diferentes, es posible disminuir el riesgo por diversificación (Ross, Westerfield & Jaffe, 2009), pero las sinergias de la operación tenderán a ser menores que si las empresas están relacionadas (Mueller & Sirower, 2003). Esto nos deja con la oportunidad de incrementar el efecto de importancia del costo de capital, esto es, del impacto de las sinergias financieras independientemente del grado de asociación de las empresas involucradas en la operación de fusión.

## Marco teórico

### Modelo CAPM

William F. Sharpe (1964) asegura que hay una relación lineal entre el riesgo sistemático, representado por el coeficiente beta ( $\beta$ ), y las expectativas de rendimientos de los activos. Sus estudios contribuyeron al desarrollo del CAPM. William F. Sharpe (1964) y John Lintner (1965) han investigado las capacidades y limitaciones del CAPM. El modelo cuenta con suficientes argumentos para establecer la relación entre rendimientos y riesgos de las acciones; hay una aceptación generalizada de que el beta, en el contexto del CAPM, es un instrumento que captura de manera adecuada el riesgo sistemático.

La relación entre el riesgo y el rendimiento ha sido estudiada durante mucho tiempo.

Algunos autores señalan que un activo debe estar positivamente relacionado con su riesgo, es decir, un individuo mantendrá un activo riesgoso solo si su rendimiento compensa el riesgo mencionado. Para Stephen A. Ross, Randolph W. Westerfield y Jeffrey E. Jaffe (2009): “El rendimiento esperado del mercado es la suma de la tasa libre de riesgo más alguna compensación por el riesgo inherente al portafolio de mercado”.

De acuerdo al modelo de media y varianza de un inversor, la utilidad de este quedaría representada por la media ( $\mu_p$ ) y la varianza ( $\sigma_p^2$ ) de los rendimientos de un portafolio  $p$  objetivo. La función de utilidad se representa por:

$$U = U(\mu_p, \sigma_p^2)$$

donde el riesgo de un activo  $i$  tomado individualmente es medido por la desviación estándar de sus rendimientos ( $\sigma_i$ ), el cual está dado por:

$$\sigma_i = \sqrt{E(R_i - \mu_i)^2} \tag{1}$$

donde  $R_i$  y  $\mu_i$  representan los rendimientos promedios y la media de los rendimientos del activo  $i$ , respectivamente.

De esta forma, cuando el activo  $i$  es solo uno de los activos en una cartera totalmente diversificada, el riesgo se mide por su covarianza con respecto a la cartera de mercado ( $\sigma_{i,M}$ ), el cual queda representado como:

$$\sigma_{i,M} = E[(R_i - \mu_i)(R_M - \mu_M)] \tag{2}$$

donde

$R_M$  y  $\mu_M$  representan el índice y la media de la cartera de mercado, respectivamente.

Una medida más útil de riesgo se puede obtener dividiendo esta covarianza por el producto de la desviación estándar de los retornos del activo  $i$  y la desviación estándar de los rendimientos del mercado. De esta forma, la correlación del activo  $i$  con respecto al mercado viene dada por la siguiente expresión:

$$\rho_{i,M} = \frac{\sigma_{i,M}}{\sigma_i \sigma_M} = \frac{E[(R_i - \mu_i)(R_M - \mu_M)]}{\sqrt{E(R_i - \mu_i)^2} [E(R_M - \mu_M)^2]} \tag{3}$$

Por otra parte, la covarianza entre los activos  $i$  y la cartera de mercado puede ser dividida por la varianza de la cartera de mercado, obteniendo así la versión beta del activo  $i$ :

$$\beta_i = \frac{\sigma_{i,M}}{\sigma_M^2} = \frac{E[(R_i - \mu_i)(R_M - \mu_M)]}{E(R_M - \mu_M)^2} \tag{4}$$

Si consideramos que el activo  $i$  representa la acción de la empresa entonces el CAPM queda expresado finalmente como:

$$E(R_{i,t}) = R_{f,t} + \beta_i [E(R_{M,t}) - R_{f,t}] \tag{5}$$

donde

- $E(R_{i,t})$  = rentabilidad esperada de la acción  $i$  en el período  $t$
- $R_{f,t}$  = tasa libre de riesgo que se mantiene en el tiempo  $t$
- $\beta_i$  = medida del riesgo sistémico de la empresa  $i$

$$E(R_{M,t}) = \text{rentabilidad esperada del mercado en el período } t$$

$$[E(R_{M,t}) - R_{f,t}] = \text{premio esperado por riesgo del mercado}$$

Según Richard A. Brealey, Stewart C. Myers y Allen Franklin (2006): “La sensibilidad de una acción a los cambios en el valor de la cartera de mercado es lo que se conoce como beta, por tanto, se debe medir la contribución marginal de la acción al riesgo de la cartera de mercado”. El riesgo no debe considerarse de manera aislada, sino más bien su efecto en el de toda la cartera.

Varios autores han encontrado problemas en la aplicación del CAPM. Entre ellos, podemos citar a Eugene Fama y Kenneth R. French (1992), Campbell R. Harvey (1995), Stephen Godfrey y Ramón Espinosa (1996). Eugene Fama y Kenneth R. French (1992) encontraron evidencia de que, en Estados Unidos, durante el período 1963-1990, la relación de las rentabilidades de las acciones con sus betas fue muy pequeña, por lo que el modelo del CAPM no podía aplicarse en este período de estudio. Estas mismas conclusiones se presentan en el trabajo de Campbell R. Harvey (1995). Stephen Godfrey y Ramón Espinosa (1996) hallaron inconsistencias en el modelo tradicional del CAPM y propusieron incorporar en el modelo el riesgo político, de negocio y de tipo de cambio.

Javier Estrada (2002) aclara que la varianza utilizada para medir el riesgo en un portafolio es cuestionable por algunas razones: 1) es una medida de riesgo aceptable solo cuando la distribución de los rendimientos es simétrica y 2) se puede aplicar directamente como una medi-

da de riesgo solo si la distribución de los rendimientos presenta normalidad. Tanto la simetría como la normalidad de los rendimientos en economías emergentes son cuestionables. Por ello, un beta modificado que incluya la semivarianza que combina en un indicador la información de dos datos estadísticos como la varianza y la oblicuidad (sesgo) hace posible el uso de un modelo de un solo factor para la estimación de los rendimientos. A continuación, explicaremos el marco teórico del modelo de D-CAPM.

### Modelo D-CAPM

Según Andrew Ang, Joseph Chen y Yuhang Xing (2006): “Si un activo tiende a moverse hacia abajo en un mercado a la baja más de lo que se mueve hacia arriba en una situación de mercado al alza, ese activo será poco atractivo porque tiende a pagar poco precisamente cuando la situación de los inversionistas es desfavorable”.

De acuerdo al CAPM, un incremento en el rendimiento de una acción es proporcional al beta del mercado, que es constante durante períodos de rendimientos altos y bajos del mercado. Andrew Ang, Joseph Chen y Yuhang Xing (2006) aseveran que una extensión natural del CAPM que considera la asimetría del riesgo, es precisamente la especificación de los betas a la baja y al alza. Se tiene entonces que acciones con altos betas a la baja tienen, en promedio, altos rendimientos.

Según Javier Estrada (2002), la semivarianza de los rendimientos es una medida más plausible del riesgo. Primero, porque obviamente los inversionistas no rechazan la volatilidad a la alta, solo a la baja. Segundo, la semivarianza es

más útil que la varianza cuando hay asimetría y es igual de útil cuando hay simetría en los rendimientos.

De acuerdo con Javier Estrada (2000, 2007), la teoría de riesgo a la baja presenta algunas ventajas o facilidades en su puesta en práctica. Es teóricamente aceptable, es de fácil implementación, se puede aplicar al país o a una compañía, no está basada en medidas subjetivas del riesgo, puede relacionarse con cualquier variable modelo de rendimiento, y captura el riesgo a la baja que los inversionistas desean evitar. Con relación al riesgo, hay inversionistas con perfil conservador, con perfil medio y con perfil agresivo. Lo que tienen en común es que ninguno de ellos desearía que el valor de los activos disminuyera.

Según Javier Estrada (2000), en los mercados emergentes, los betas y los rendimientos de las acciones están altamente no correlacionados, debido a la información asimétrica que impera en estos mercados. De las formulaciones teóricas que pretenden explicar el comportamiento de la información en los mercados financieros, resalta la de Frederick Stanley Rick Mishkin, debido al enfoque relacionado con los impactos sobre la economía real (Sánchez-Daza, 2001). Partimos del supuesto de la validez de la hipótesis de los mercados eficientes para entender el comportamiento de los activos en las bolsas de valores; sin embargo, la presencia de externalidades, aspectos de competencia imperfecta o variaciones en los costos de transacción deterioran la eficiencia en la aplicación de la teoría.

Para incluir la semivarianza en la función de utilidad de un inversor, consideramos la

propuesta de Estrada (2002), de tal forma que la función de utilidad queda expresada como  $U = U(\mu_p, S_p^2)$  determinada por la media ( $\mu_p$ ) y la semivarianza ( $S_p^-$ )<sup>2</sup>, que supone la varianza hacia abajo de los rendimientos del portafolio de un inversor. Esta función representa el riesgo de un activo  $i$  tomado individualmente mediante la semidesviación a la baja de los rendimientos; se deriva la siguiente ecuación:

$$S_i^- = \sqrt{E\{Min[(R_i - \mu_i), 0]^2\}} \quad (6)$$

Con base en el fundamento del riesgo a la baja, la contraparte de la covarianza del activo  $i$  a la cartera de mercado está dada por su covarianza negativa, o semicovarianza a la baja, representada como:

$$S_{i,M}^- = E\{Min[(R_i - \mu_i), 0] Min[(R_M - \mu_M), 0]\} \quad (7)$$

La expresión 7 puede ser normalizada dividiéndola por la semivarianza a la baja de los rendimientos del mercado, obteniendo de esta forma la correlación del activo  $i$  con respecto al mercado.

$$\beta_i^d = \frac{S_{i,M}^-}{(S_M^-)^2} = \frac{E\{Min[(R_i - \mu_i), 0] Min[(R_M - \mu_M), 0]\}}{E\{Min[(R_M - \mu_M), 0]\}^2} \quad (8)$$

Esta  $\beta_i^d$  a la baja puede ser articulada dentro de la expresión 5 y de esta forma, el modelo modificado del CAPM para la acción de la empresa  $i$ , es decir, el modelo D-CAPM quedaría de la siguiente manera:

$$E(R_{i,t})_d = R_{f,t} + \beta_i^d [E(R_{M,t}) - R_{f,t}] \quad (9)$$

El valor de  $E(R_{i,t})$  representa la rentabilidad esperada de la acción  $i$  en el período  $t$  calculado a partir del parámetro  $\beta_i^d$ , que indica la sensibilidad del rendimiento de cada acción  $R_{i,t}$ , respecto al rendimiento del mercado  $R_{M,t}$ , cuando ambas caen simultáneamente. Para el cálculo de la  $\beta_i^d$  se puede usar el siguiente método de regresión:

$$\text{Min}(R_{i,t} - \bar{R}_i, 0) = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_i^d \text{Min}(R_{M,t} - \bar{R}_M, 0) + \varepsilon_t \quad (10)$$

donde

- $R_{i,t}$  = rentabilidad de la acción  $i$  en el período  $t$
- $\bar{R}_i$  = promedio histórico de la rentabilidad de la acción  $i$
- $R_{M,t}$  = rentabilidad del mercado en el período  $t$
- $\bar{R}_M$  = promedio histórico de la rentabilidad del mercado
- $\varepsilon_t$  = término de error
- $\hat{\alpha}$  y  $\hat{\beta}_i^d$  = parámetros estimados

Una de las ventajas del análisis del riesgo a la baja es que permite la determinación del costo de capital en mercados emergentes, que no están totalmente integrados, o con información asimétrica.

Entre los estudios que han aplicado el CAPM y D-CAPM, podemos citar a Sergei Vasilievich Cheremushkin (2009), que muestra que para los activos altamente correlacionados los betas estimados mediante D-CAPM y del CAPM tradicional son muy similares. Pero si la correlación entre los activos es baja, la diferencia entre los betas cambiará considerablemente. En una correlación media, la diferencia

también es significativa. Algunas investigaciones han aplicado el modelo de D-CAPM en relación con un grupo de países emergentes, como las de Javier Estrada (2001, 2002); para el país, como la de Martha del Pilar Rodríguez, Klender Cortez y Heriberto García (2008) sobre el caso mexicano y también aquellas relacionadas con el costo de capital en algún sector particular, como la de Hashem Nikoomaram (2010) sobre el sector automotor.

Para Javier Estrada (2002), los resultados de los betas mediante el D-CAPM son superiores a los de CAPM, mientras para Martha del Pilar Rodríguez, Klender Cortez y Heriberto García (2008) sucede lo contrario, los betas calculados a partir del CAPM tradicional son más altos que los obtenidos mediante la metodología del D-CAPM en las empresas que constituyen el índice de precios y cotizaciones (IPC) en México.

Por otra parte, para los sectores industriales, Nikoomaram (2010) compara el CAPM y D-CAPM. En su trabajo sigue un modelo más adecuado para estimar la tasa de retorno esperada en la industria automotriz. Los resultados de su estudio indican la superioridad de la D-CAPM sobre el CAPM para determinar la tasa de retorno esperada.

## Metodología

Para la metodología, aplicamos MCO (mínimos cuadrados ordinarios) y regresiones borrosas para la obtención de los betas usando los modelos de CAPM y D-CAPM. No profundizaremos sobre los MCO, ya que es un método ampliamente utilizado (Rodríguez, Cortez & García,

2008). En este apartado se expone el uso de la regresión borrosa para la obtención de los betas de los modelos antes señalados.

La lógica borrosa ha sido aplicada en las finanzas por diversos autores, como Luisa Lazari, Patricia I. Mouliá y Mariano Eriz (2008), Klender Aimer Cortez-Alejandro, Martha del Pilar Rodríguez-García y Berenice Méndez-Sáenz (2013), entre otros. En esta investigación, emplearemos la técnica de regresión borrosa propuesta por Hideo Tanaka e Hisao Ishibuchi (1992) y Masatoshi Sakawa e Hitoshi Yano (1992), que tiene como objetivo calcular las relaciones funcionales entre una variable dependiente  $Y$  y las variables independientes, esto es:  $X = (X_0, X_1, \dots, X_n)$  con  $X_0 = 1$ , donde los parámetros son estimados mediante intervalos de confianza (IC). Un IC está representado por sus valores mínimo ( $a_1$ ) y máximo ( $a_2$ ) representados como  $A = [a_1, a_2]$  y también por su centro y radio como:

$$a_c = \frac{a_2 + a_1}{2} \quad a_r = \frac{a_2 - a_1}{2} \quad (11)$$

Para un fenómeno particular, Hideo Tanaka e Hisao Ishibuchi (1992) asumen que el observador tiene una muestra representada por  $(Y_1, X_1), \dots, (Y_n, X_n)$

donde

1.  $Y_j$  es el intervalo real  $[Y_j^1, Y_j^2]$  que corresponde a la  $j$ -ésima variable dependiente  $j = 1, 2, \dots, n$ , y se supone que está determinada por un intervalo borroso representado por su centro y su radio como:

$$Y_j = \langle Y_{jC}, Y_{jR} \rangle \quad (12)$$

$$Y_{jC} = \frac{Y_j^2 + Y_j^1}{2} \quad Y_{jR} = \frac{Y_j^2 - Y_j^1}{2}$$

Si  $Y_j$  es un número par verdadero o exacto, entonces  $Y_{jR} = 0$

2. Además,  $X_j$  representa el vector de la  $j$ -ésima observación de las variables independientes con  $j = 1, 2, \dots, n$ . Por lo tanto,  $X_j$  es la variable  $m$ -dimensional representada por  $X_j = (X_{0j}, X_{1j}, X_{2j}, \dots, X_{mj})$  donde  $X_{0j} = 1 \forall j$  y  $X_{ij}$  es el valor de la observación  $j$ -ésima de la muestra para la  $i$ -ésima variable. En cualquier caso, suponemos que se trata de observaciones de datos ciertos.

Suponemos que la relación entre la variable dependiente puede estar dada por un intervalo de confianza y por la variable independiente  $X = (X_0, X_1, X_2, \dots, X_m)$ , que es un vector con ciertos componentes lineales, de modo que:

$$Y = A_0 + A_1 X_1 + A_2 X_2 + \dots + A_m X_m \quad (13)$$

Donde

$A_i, i=0,1, \dots, m$  son los intervalos de confianza de la siguiente forma:  $A_i = \langle A_{iC}, A_{iR} \rangle, i = 0, 1, \dots, m$

El objetivo es determinar los centros y el radio tales que  $A_i$  sean consistentes con las observaciones disponibles. Por lo tanto, si nos referimos a  $\hat{Y}_j = \langle \hat{Y}_{jC}, \hat{Y}_{jR} \rangle$  como el intervalo de confianza para el valor que estimamos para la variable independiente  $j$ -ésima,  $Y_j$ , después de encontrar los parámetros,  $A_0, A_1, A_2, \dots, A_m$ , que estimaríamos por medio de la suma:  $Y_j = A_0 + A_1 X_{1j} + A_2 X_{2j} + \dots + A_m X_{mj}, j = 0, 1, \dots, n$ .

Así, podemos expresar lo anterior por medio de sus centros y radios: los parámetros  $A_i$  para  $i = 0, 1, \dots, m$ :

$$\begin{aligned} \langle \hat{Y}_{jC}, \hat{Y}_{jR} \rangle &= \sum_{i=0}^m \langle a_{iC}, a_{iR} \rangle X_{ij} \\ &= \left\langle \sum_{i=0}^m a_{iC} X_{ij}, \sum_{i=0}^m a_{iR} |X_{ij}| \right\rangle, j = 1, 2, \dots, n \end{aligned} \tag{14}$$

La bondad de ajuste es el inverso de la incertidumbre (*amplitud*) de las estimaciones de las observaciones. Así, la amplitud de  $\hat{Y}_j$  es el radio de los IC que se calcula como  $\hat{Y}_{jR}$ , el cual es calculado como:

$$\hat{Y}_{jR} = \sum_{i=0}^m a_{iR} |X_{i,j}| = a_{0R} + a_{1R} |X_{1j}| + \dots + a_{mR} |X_{mj}| \tag{15}$$

Por lo tanto, el total de la incertidumbre de las muestras estimadas,  $z$ , es la suma de los radios de las estimaciones:

$$z = \sum_{j=1}^n \hat{Y}_{jR} = \sum_{j=1}^n \sum_{i=0}^m a_{iR} |X_{ij}| \tag{16}$$

La finalidad es reducir al mínimo la incertidumbre total de las estimaciones. Los parámetros  $A_i$  aseguran que la incertidumbre  $\hat{Y}_j$  sea lo más pequeña; además  $Y_j$  debe ser lo más consistentemente posible con la observación de la variable dependiente que se intenta aproximar:  $Y_j$ . Para estimar los parámetros  $A_i$ , hemos considerado dos modelos:

- 1) Hideo Tanaka e Hisao Ishibuchi (1992) postularon que la observación debe incluirse en la estimación, esto es,  $Y_j \subseteq \hat{Y}_j$  tal que:

$$Y_{jC} - Y_{jR} \geq \hat{Y}_{jC} - \hat{Y}_{jR} \text{ y } Y_{jC} + Y_{jR} \leq \hat{Y}_{jC} + \hat{Y}_{jR} \tag{17}$$

Los parámetros se estiman mediante el siguiente problema de programación lineal:

$$\text{Min } z = \sum_{j=1}^n \hat{Y}_{jR} = \sum_{j=1}^n \sum_{i=0}^m a_{iR} |X_{ij}| \tag{18}$$

sujeto a:

$$\begin{aligned} Y_{jC} - Y_{jR} &\geq \hat{Y}_{jC} - \hat{Y}_{jR} = \sum_{i=0}^m a_{iC} X_{ij} - \sum_{i=0}^m a_{iR} |X_{ij}|, \quad j=1, 2, \dots, n \\ Y_{jC} + Y_{jR} &\leq \hat{Y}_{jC} + \hat{Y}_{jR} = \sum_{i=0}^m a_{iC} X_{ij} + \sum_{i=0}^m a_{iR} |X_{ij}|, \quad j=1, 2, \dots, n \\ a_{iR} &\geq 0, \quad i=0, 1, \dots, m \end{aligned}$$

- 2) Masatoshi Sakawa e Hitoshi Yano (1992) consideraron que la estimación debe ser “igual” que las estimaciones,  $Y_j = \hat{Y}_j$ , es decir:

$$Y_{jC} + Y_{jR} \geq \hat{Y}_{jC} - \hat{Y}_{jR} \text{ y } Y_{jC} - Y_{jR} \leq \hat{Y}_{jC} + \hat{Y}_{jR} \tag{19}$$

Los parámetros se estiman mediante el siguiente problema de programación lineal:

$$\text{Min } z = \sum_{j=1}^n \hat{Y}_{jR} = \sum_{j=1}^n \sum_{i=0}^m a_{iR} |X_{ij}| \tag{20}$$

sujeto a:

$$\begin{aligned} Y_{jC} + Y_{jR} &\geq \hat{Y}_{jC} - \hat{Y}_{jR} = \sum_{i=0}^m a_{iC} X_{ij} - \sum_{i=0}^m a_{iR} |X_{ij}|, \quad j=1, 2, \dots, n \\ Y_{jC} - Y_{jR} &\leq \hat{Y}_{jC} + \hat{Y}_{jR} = \sum_{i=0}^m a_{iC} X_{ij} + \sum_{i=0}^m a_{iR} |X_{ij}|, \quad j=1, 2, \dots, n \\ a_{iR} &\geq 0, \quad i=0, 1, \dots, m \end{aligned}$$

La estructura de capital de una empresa representa la proporción de fuentes de financiamiento externas e internas. Sin embargo, Franco Modigliani y Merton H. Miller (1963) dicen que el valor de la empresa depende de su capacidad para generar dinero, sin importar si este viene del capital accionario de la empresa o de instrumentos de deuda. Para estimar el costo de capital ( $k$ ), solo consideramos para este estudio el costo del financiamiento interno.

Se utilizaron los modelos 5 y 9 que corresponden al CAPM tradicional y al D-CAPM ajustado por riesgo a la baja, respectivamente, considerando la rentabilidad esperada de la acción como el valor de  $k$ . Para determinar el modelo a utilizar, se calculó el valor  $z$  de la expresión 16 aplicando los modelos de Masatoshi Sakawa e Hitoshi Yano (1992) y el de Hideo Tanaka e Hisao Ishibuchi (1992) y se seleccionó el que tuviera un menor valor de incertidumbre. Además, los resultados se compararon con los de un modelo de regresión con MCO.

La muestra representa aquellas empresas que llevaron a cabo operaciones de adquisición en los años de 2010 y 2011 que fueron aprobadas por la Comisión Federal de Competencia Económica de México (COFECE)<sup>1</sup>, y que además cotizan en la Bolsa Mexicana de Valores (BMV)<sup>2</sup>. El período para el análisis se obtuvo de las cotizaciones diarias de la empresa emisora en la BMV desde el 1 de enero de 2007 hasta el 31 de mayo de 2014.

Debido a las restricciones de la metodología que considera 36 meses después de la fecha de la adquisición, se tomaron para la muestra los años 2010 y 2011 con el fin de contrastar los modelos en dos años diferentes.

El reporte oficial de la COFECE revela que durante 2010 hubo un total de 91 concentraciones aprobadas; se analizaron y se obtuvo una muestra de 7 operaciones que cumplen el requisito que se plantea en el presente trabajo en relación con que la empresa adquirente cotice en la BMV para estudiar el comportamiento del riesgo antes y después de la operación de adquisición.

En 2011, se enumeran 113 operaciones de concentración en el *Informe Anual de la Comisión Federal de Competencia Económica*; así se obtuvo una muestra de 7 operaciones que fueron aprobadas por el organismo, y cuyo adquirente cotiza en la BMV, lo cual cumple los requisitos que se plantean en la presente investigación.

Para el rendimiento de mercado se utilizó el Índice de Precios y Cotizaciones de la BMV, y como tasa libre de riesgo la información de los Certificados de la Tesorería de la Federación (CETES) a 28 días que publica el Banco de México<sup>3</sup>. Para calcular los rendimientos borrosos se utilizó la propuesta de Klender Aimer Cortez-Alejandro, Martha del Pilar Rodríguez-García y Berenice Méndez-Sáenz (2013) que se refleja en la siguiente expresión.

$$R_t^{\min} = \begin{cases} \frac{P_t^{\min} - P_{t-1}^{\max}}{P_{t-1}^{\max}} & \text{if } (P_t^{\min} - P_{t-1}^{\max}) \geq 0 \\ \text{Min} \left[ \frac{P_t^{\min} - P_{t-1}^{\max}}{P_{t-1}^{\max}}, \frac{P_t^{\min} - P_{t-1}^{\max}}{P_{t-1}^{\min}}, \frac{P_t^{\max} - P_{t-1}^{\min}}{P_{t-1}^{\min}}, \frac{P_t^{\max} - P_{t-1}^{\min}}{P_{t-1}^{\max}} \right] & \text{if } (P_t^{\min} - P_{t-1}^{\max}) < 0 \end{cases} \quad (21)$$

$$R_t^{\max} = \begin{cases} \frac{P_t^{\max} - P_{t-1}^{\min}}{P_{t-1}^{\min}} & \text{if } (P_t^{\max} - P_{t-1}^{\min}) \geq 0 \\ \text{Max} \left[ \frac{P_t^{\min} - P_{t-1}^{\max}}{P_{t-1}^{\max}}, \frac{P_t^{\min} - P_{t-1}^{\max}}{P_{t-1}^{\min}}, \frac{P_t^{\max} - P_{t-1}^{\min}}{P_{t-1}^{\min}}, \frac{P_t^{\max} - P_{t-1}^{\min}}{P_{t-1}^{\max}} \right] & \text{if } (P_t^{\max} - P_{t-1}^{\min}) < 0 \end{cases} \quad (22)$$

Considerando la expresión 11, el valor central ( $R_t^C$ ) y el radio ( $R_t^R$ ) de los rendimientos se calculan como:

$$R_t^C = \frac{R_j^{\max} + R_j^{\min}}{2}, \quad R_t^R = \frac{R_j^{\max} - R_j^{\min}}{2} \quad (23)$$

Así, los rendimientos borrosos se enuncian como sigue:

$$R_t = \langle R_t^C, R_t^R \rangle = [R_t^{\min}, R_t^{\max}], \quad t=1,2,\dots,n \quad (24)$$

1 <https://www.cofece.mx>

2 [www.bmv.com.mx](http://www.bmv.com.mx)

3 [www.banxico.org.mx](http://www.banxico.org.mx)

## Resultados

Los resultados acerca de los centros y radios de las regresiones se muestran en la tabla 1. Se aprecia la ventaja del modelo de Masatoshi

Sakawa e Hitoshi Yano (1992) sobre el de Hideo Tanaka e Hisao Ishibuchi (1992), ya que sus restricciones permiten elaborar intervalos menos extensos pero sin dejar de abarcar el 100% de la incertidumbre.

	Beta (CAPM)						Beta ajustado a la baja (D-CAPM)					
	MCO		Tanaka & Ishibuchi		Sakawa & Yano		MCO		Tanaka & Ishibuchi		Sakawa & Yano	
	p-valor	B	Mínimo	Máximo	Mínimo	Máximo	p-valor	B <sup>d</sup>	Mínimo	Máximo	Mínimo	Máximo
Kimberly	0.0	0.7	0.4	0.4	0.1	0.1	0.0	0.7	0.4	0.4	0.1	0.1
Geo	0.0	1.2	0.4	5.5	0.6	4.1	0.0	0.5	0.5	0.5	0.6	0.6
Am Mo	0.0	0.9	0.7	0.9	0.8	0.8	0.0	0.6	0.5	0.6	0.5	0.5
Mexichem	0.0	1.6	1.1	1.0	1.0	1.1	0.0	1.4	0.7	0.7	0.8	0.8
Casa Saba	0.0	1.0	0.0	0.5	-0.1	0.7	0.0	0.4	0.2	0.2	0.2	0.2
Bimbo	0.0	0.9	0.8	2.2	0.5	0.9	0.0	0.4	0.3	0.3	0.4	0.5
WalMart México	0.0	0.6	0.3	1.1	0.8	0.9	0.0	0.3	0.2	0.2	0.2	0.3

Tabla 1. Resultados de las regresiones borrosas para las operaciones de adquisición en 2010 (riesgo sistémico)  
Fuente: elaboración propia

Por otro lado, en algunos puntos el intervalo de MCO no alcanza a coincidir en ninguno de sus límites con el de los datos reales; ahí, MCO deja de ser una herramienta eficiente para la toma de decisiones y se abre la oportunidad para proponer el modelo de regresión con variables borrosas que considere la incertidumbre en los momentos en que MCO no puede hacerlo.

Como se muestra en la tabla 1, en todos los casos, el coeficiente beta del modelo de MCO ajustado a la baja es igual o menor que en el mismo modelo sin ajustar. Esto se debe principalmente a que en la información utilizada para el cálculo entra por completo el período de crisis en el merca-

do mexicano, que abarcó parte de los años 2008 y 2009. El IPC cayó 39% de mayo de 2008 a marzo de 2009. En el caso de Kimberly-Clark, América Móvil, Mexichem, Grupo Casa Saba, Grupo Bimbo y WalMart, el intervalo del beta borroso resulta con un límite inferior menor que el dato que proporciona el método de MCO. En todos los casos, los modelos de regresión borrosa de Tanaka & Ishibuchi (1992) y de Masatoshi Sakawa e Hitoshi Yano (1992) proveen un intervalo más amplio, lo que demuestra una mayor consideración en cuanto a la incertidumbre y el riesgo.

En los modelos de regresión borrosa, al integrar el riesgo a la baja, se obtienen resultados contrastantes. De acuerdo al modelo de Tanaka

& Ishibuchi (1992) y Masatoshi Sakawa e Hitoshi Yano (1992), las acciones Kimberly-Clark, América Móvil, Mexichem, Casa Saba, Bimbo y Wal-Mart muestran un decremento en los valores de los límites de los intervalos al momento de considerar la asimetría. En los casos mencionados, el límite superior del beta borroso es inferior al cálculo por medio de MCO.

En el caso de Corporación GEO, el cálculo de MCO está dentro de los límites del intervalo de la regresión con variables borrosas, esto debido a que la empresa obtuvo rendimientos favorables incluso durante los períodos de crisis. Los resultados del riesgo sistémico para las emisoras que tuvieron alguna operación de adquisición en el año 2011 se muestran en la tabla 2.

	Beta (CAPM)						Beta ajustado (D-CAPM)					
	MCO		Tanaka & Ishibuchi		Sakawa & Yano		MCO		Tanaka & Ishibuchi		Sakawa & Yano	
	p-valor	B	Mínimo	Máximo	Mínimo	Máximo	p-valor	B <sup>d</sup>	Mínimo	Máximo	Mínimo	Máximo
Alsea	0.0	2.1	1.0	4.3	2.2	2.2	0.0	0.9	0.9	1.0	0.7	0.8
Coca-Cola	0.0	0.8	0.5	0.6	0.6	0.6	0.0	0.4	0.5	0.5	0.2	0.6
Banorte	0.0	2.2	0.7	4.1	1.7	1.8	0.0	0.8	0.8	0.8	0.4	1.3
Mexichem	0.0	2.1	1.3	1.4	1.5	1.5	0.0	1.6	0.7	0.7	0.7	0.8
Santander	0.1	0.2	0.6	0.6	0.0	2.1	0.0	0.1	-0.1	0.0	0.0	0.0
Arca	0.0	1.1	1.0	1.0	1.1	1.1	0.0	0.6	0.6	0.7	0.5	0.6
G México	0.0	3.3	2.5	7.0	2.4	4.1	0.0	1.7	1.6	1.6	1.0	2.7

Tabla 2. Resultados de las regresiones borrosas para las operaciones de adquisición en 2011 (riesgo sistémico)  
Fuente: elaboración propia

Al igual que con la muestra de 2010, en todos los casos, el coeficiente beta resultante al utilizar el modelo de MCO es menor al ajustar el riesgo a la baja, de acuerdo a la metodología de Javier Estrada (2000, 2002). El rango de análisis en cuanto a la serie temporal abarca por completo la crisis del mercado mexicano, lo que representa un área de oportunidad para el modelo de riesgo ajustado a la baja; sin em-

bargo, se incluye también para el cálculo información del año 2010, cuando la economía mexicana se empieza a recuperar y el IPC creció 15% durante el año que se menciona (BMV, 2013).

Al igual que con la muestra de las emisoras que tuvieron alguna operación en 2010, en aquellas que la tuvieron en 2011, se puede apreciar que al utilizar el modelo propuesto

por Masatoshi Sakawa e Hitoshi Yano (1992), ajustado por medio del riesgo a la baja, se obtienen betas cuyo límite inferior es menor que el resultado de MCO para todas las empresas de la muestra.

En las tablas 1 y 2, se aprecia también un decrecimiento generalizado en el riesgo calculado por medio de MCO al integrar el riesgo a la baja, esto debido al impacto de la asimetría en la información de los activos, detallada en la tabla 3.

Emisora	2007		2008		2009	
	Asimetría	Asimetría estándar	Asimetría	Asimetría estándar	Asimetría	Asimetría estándar
Kimberly	-0.15*	-0.24	1.15**	3.85	-0.30*	-1.01
Geo	0.45**	0.71	-0.14*	-0.47	1.14**	3.81
Am Móvil	-1.64*	-2.57	0.44**	1.47	0.21**	0.69
Mexichem	-0.82*	-1.28	2.10**	7.03	-0.92*	-3.08
Casa Saba	-0.17*	-0.27	1.23**	4.10	0.87**	2.91
Bimbo	0.42**	0.66	-0.77*	-2.57	0.28**	0.93
WalMart México	2.65**	4.15	-0.20*	-0.66	0.37**	1.25

Tabla 3. Coeficiente de asimetría estandarizado para las operaciones de adquisición en 2010

\* Asimetría izquierda

\*\* Asimetría derecha

Fuente: elaboración propia

De acuerdo al trabajo de Javier Estrada (2000, 2002), en economías emergentes con información asimétrica, el uso de la semivarianza para calcular el riesgo ajustado a la baja, resulta una medida más plausible del riesgo. Los valores absolutos  $>1.96$  en el coeficiente de asimetría estandarizada conducen a rechazar la hipótesis de asimetría 0.

En la tabla 3, se pueden observar los resultados del análisis de información asimétrica para las emisoras que tuvieron alguna operación de adquisición en 2010. Durante 2007, cuando aún no había una crisis generalizada en el mercado mexicano las distribuciones asimétricas

representaron el 22% de la muestra, mientras que para el período total de análisis (2007-2009), cuando se integran los efectos de la crisis, las distribuciones asimétricas representaron el 56% de la muestra.

Para Kimberly-Clark, América Móvil y Casa Saba, el resultado de todo el período es de información simétrica, lo cual no es representativo de la evidencia empírica respecto a las características de la información en la BMV en el período estudiado; sin embargo, el análisis resulta en la misma cantidad de observaciones a los lados de la media, lo que vuelve simétrico el conjunto de datos.

Emisora	2008		2009		2010	
	Asimetría	Asimetría estándar	Asimetría	Asimetría estándar	Asimetría	Asimetría estándar
Alsea	3.32**	5.21	0.88**	2.95	1.17**	3.92
Coca-Cola	0.08**	0.13	1.03**	3.43	-0.51*	-1.69
Banorte	-1.07*	-1.68	0.85**	2.83	0.86**	2.86
Mexichem	2.10**	3.30	-0.92*	-3.08	1.28**	4.27
Santander	0.08**	0.13	0.23**	0.76	1.11**	3.70
Arca	-0.56*	-0.88	1.33**	4.45	0.48**	1.61
G México	1.79**	2.81	1.15**	3.83	0.53**	1.77

Tabla 4. Coeficiente de asimetría estandarizado para las operaciones de adquisición en 2011

\* Asimetría izquierda \*\* Asimetría derecha

Fuente: elaboración propia

La tabla 4 presenta los resultados del análisis de distribución asimétrica para la muestra de 2011. El 71% de las empresas de la muestra resulta con información asimétrica para el total del rango de tiempo del análisis (2008-2010). En relación con la información asimétrica que afecta los datos de las empresas que forman la muestra de análisis de la presente investigación, la evidencia justifica la utilización del ajuste a la baja para el riesgo, integrado a la metodología de regresión con variables borrosas que proponen Masatoshi Sakawa e Hitoshi Yano (1992).

En la tabla 5 se presentan los aciertos del modelo de MCO para las emisoras que tuvieron alguna operación de adquisición en 2010. En el promedio total, antes de la operación de adquisición, los aciertos son muy bajos en los años 2008 y 2009, cuando ocurrió la crisis en el mercado mexicano. El modelo de MCO acierta en 32% y 17%, respectivamente para los períodos mencionados, lo que indica que bajo circunstancias de volatilidad e incertidumbre, el método de MCO tiene áreas de oportunidad como herramienta auxiliar en la toma de decisiones.

Emisora	Porcentaje de aciertos MCO (%)					
	Antes de la adquisición			Después de la adquisición		
	2007	2008	2009	2011	2012	2013
Kimberly-Clark	83	0	8	0	0	25
Corporación Geo	0	33	8	8	33	25
América Móvil	8	8	25	17	17	25
Mexichem	42	17	0	17	25	67
Grupo Casa Saba	50	25	0	8	0	8
Grupo Bimbo	75	58	17	25	50	67
WalMart México	42	67	25	42	42	42
Total promedio	43	32	17	18	21	33

Tabla 5. Aciertos del modelo de MCO para las operaciones de adquisición en 2010

Fuente: elaboración propia

También en la tabla 5 se puede apreciar que a medida que la economía mexicana registró períodos de recuperación, el porcentaje de aciertos del modelo de MCO se incrementó notablemente.

En el caso de las emisoras que tuvieron alguna operación de adquisición en 2011, el promedio de los aciertos del modelo de MCO resulta en 52% para 2008 y 33% para 2009, de acuerdo a la tabla 6. Es evidente la falta de contundencia en el pronóstico de la metodología que se critica en momentos de volatilidad y cri-

sis. Al igual que con la muestra de emisoras que registraron compras de activos en 2010, en la tabla 5 es evidente la mejoría en la calidad de las estimaciones de la metodología de MCO a medida que la economía mexicana se recupera de la crisis.

Los valores de Z considerados en la función de minimización por medio de programación lineal para los modelos de regresión con variables borrosas de las emisoras que tuvieron alguna operación de adquisición en 2010 se muestran en la tabla 7.

Emisora	Porcentaje de aciertos MCO (%)					
	Antes de la adquisición			Después de la adquisición		
	2008	2009	2010	2012	2013	2014
Alsea	50	33	67	42	33	60
Coca-Cola FEMSA	67	75	92	25	67	20
Banorte	42	67	75	50	92	80
Mexichem	25	0	42	33	83	100
Santander	75	0	8	0	0	40
Arca	33	8	8	25	17	80
Grupo México	75	50	75	58	92	100
Total promedio	52	33	52	33	55	69

Tabla 6. Aciertos del modelo de MCO para las operaciones de adquisición en 2011

Fuente: elaboración propia

Emisora	Incertidumbre ( $Z_{CAPM}$ )		Incertidumbre ( $Z_{D-CAPM}$ )	
	Tanaka & Ishibuchi	Sakawa & Yano	Tanaka & Ishibuchi	Sakawa & Yano
	Kimberly-Clark	54.04	45.27	54.02
Corporación Geo	82.90	69.82	24.37	20.94
América Móvil	25.70	20.12	22.49	18.40
Mexichem	107.27	83.60	84.74	79.38
Grupo Casa Saba	81.17	49.07	26.84	26.18
Grupo Bimbo	52.26	11.71	23.40	11.53
WalMart México	36.35	18.56	18.57	14.32

Tabla 7. Valores Z de la función de minimización en la programación lineal para las operaciones de adquisición en 2010

Fuente: elaboración propia

En el 100% de los casos, el valor de minimización del problema de programación lineal planteado por el modelo propuesto y detallado en la tabla 7, resulta menor en Masatoshi Sakawa e Hitoshi Yano (1992), que en Hideo Tanaka e Hisao Ishibuchi (1992), haciendo evidente la justificación del uso de la metodología de Sakawa & Yano (1992) para el desarrollo de la presente investigación. Los criterios particulares de la determinación de parámetros en el modelo de Sakawa & Yano (1992) resultan en intervalos más estrechos y, en consecuencia, más eficientes para la consideración de la incertidumbre.

La tabla 8 muestra los valores de Z considerados en la función de minimización por medio de programación lineal para los modelos de regresión con variables borrosas de las emisoras que tuvieron alguna operación de adquisición en 2011. Al igual que en la muestra del año 2010, se puede observar que los valores de Z son menores en los resultados del modelo de Masatoshi

Sakawa e Hitoshi Yano (1992), comparados con los del modelo de Hideo Tanaka e Hisao Ishibuchi (1992).

La estimación del costo de capital para las empresas que tuvieron alguna operación de adquisición en 2010 se presenta en la tabla 9. En los resultados obtenidos acerca del costo de capital de la tabla 9 se puede resumir la evidencia comentada anteriormente acerca de sus componentes. Hay un decremento generalizado al ajustar los resultados por medio del riesgo a la baja; además, en todos los casos, el límite inferior del intervalo de las regresiones borrosas resulta menor que el resultado por medio de MCO, lo que incrementa las posibilidades de una reducción en el costo de capital para efectos de pronóstico. Ya se comentó anteriormente que los resultados de la función de minimización demuestran la superioridad del modelo de Masatoshi Sakawa e Hitoshi Yano (1992) sobre el de Hideo Tanaka e Hisao Ishibuchi (1992) para efectos de estimación.

Emisora	Incertidumbre ( $Z_{CAPM}$ )		Incertidumbre ( $Z_{D-CAPM}$ )	
	Tanaka & Ishibuchi	Sakawa & Yano	Tanaka & Ishibuchi	Sakawa & Yano
Aalsea	74.97	30.62	30.15	21.61
Coca-Cola FEMSA	47.49	12.08	49.86	10.11
Banorte	70.46	4.81	33.67	12.57
Mexichem	107.20	83.62	84.91	79.26
Santander	45.98	33.44	23.05	10.52
Arca	39.53	32.66	19.98	16.57
Grupo México	97.56	23.16	54.64	22.79

Tabla 8. Valores Z de la función de minimización en la programación lineal para las operaciones de adquisición en 2011  
Fuente: elaboración propia

Emisora	Costo de capital ( $k_{CAPM}$ )					Costo de capital ( $k_{D-CAPM}$ )				
	MCO	Tanaka & Ishibuchi		Sakawa & Yano		MCO	Tanaka & Ishibuchi		Sakawa & Yano	
	k	Mínimo	Máximo	Mínimo	Máximo	$k_d$	Mínimo	Máximo	Mínimo	Máximo
Kimberly	10.3	5.3	12.7	6.6	8.5	10.3	5.3	12.6	6.6	8.5
Geo	12.3	5.2	68.5	9.5	61.2	9.4	4.9	14.1	4.6	14.7
Am Móvil	11.2	4.0	19.0	10.6	17.6	9.6	4.8	14.3	4.9	13.9
Mexichem	14.4	2.7	21.6	11.8	21.3	13.5	4.2	16.7	3.9	17.6
Casa Saba	11.6	7.0	14.0	6.2	16.2	8.9	6.2	9.8	6.2	9.8
Bimbo	11.2	3.7	36.1	9.4	19.2	8.7	5.7	11.3	5.2	13.5
WalMart México	9.9	5.7	21.6	10.9	18.45	8.5	6.3	9.5	6.0	10.4

Tabla 9. Costo de capital por MCO (Mínimos cuadrados ordinarios) vs. regresión borrosa para las operaciones de adquisición en 2010

Fuente: elaboración propia

La tabla 10 detalla el costo de capital para las emisoras que tuvieron alguna operación de adquisición durante 2011. Los resultados demuestran lo mismo que en la muestra de 2010, un decremento del costo de capital en todas las emisoras al ajustar

el riesgo a la baja, por medio de MCO, así como resultados menores en el límite inferior de las regresiones borrosas en comparación con MCO, lo que hace evidente la consideración de la incertidumbre en el período de análisis.

Emisora	Costo de capital ( $k_{CAPM}$ )					Costo de capital ( $k_{D-CAPM}$ )				
	MCO	Tanaka & Ishibuchi		Sakawa & Yano		MCO	Tanaka & Ishibuchi		Sakawa & Yano	
	k	Mínimo	Máximo	Mínimo	Máximo	$k_d$	Mínimo	Máximo	Mínimo	Máximo
Alea	11.4	-0.3	53.8	-7.3	30.5	8.4	0.3	16.9	2.1	14.8
Coca-Cola	8.2	2.5	13.4	2.3	13.0	7.2	3.3	11.6	4.8	13.1
Banorte	11.4	1.9	51.1	10.5	26.4	8.1	1.1	15.5	3.8	20.9
Mexichem	11.2	-2.1	21.2	9.9	22.8	10.0	1.8	14.3	1.4	15.1
Santander	6.6	2.6	12.9	6.2	28.3	6.5	6.2	6.4	6.0	6.8
Arca	8.8	-0.2	17.7	8.8	18.2	7.6	2.2	13.4	2.9	12.5
Grupo México	14.2	-9.0	83.0	12.1	51.5	10.4	-3.5	23.8	0.2	35.8

Tabla 10. Costo de capital por MCO (Mínimos cuadrados ordinarios) vs. regresión borrosa para las operaciones de adquisición en 2011

Fuente: elaboración propia

Dados los resultados obtenidos para el análisis del costo de capital, se propone el siguiente

indicador borroso que mide la posibilidad de reducción del costo de capital,  $Pos(k)^-$ :

$$Pos(k)^- = \begin{cases} 1 & \text{si } \text{Max}(k)^{DA} < k_c^{AA} \\ 0 & \text{si } \text{Min}(k)^{DA} > k_c^{AA} \\ \left[ \frac{k_c^{AA} - \text{Min}(k)^{DA}}{\text{Max}(k)^{DA} - \text{Min}(k)^{DA}} \right] & \text{en los demás casos} \end{cases} \quad (25)$$

donde

$\text{Max}(k)^{DA}$  = Máximo después de la operación de adquisición

$k_c^{AA}$  = Valor central del costo de capital borroso antes de la operación de adquisición

$\text{Min}(k)^{DA}$  = Mínimo después de la operación de adquisición

La tabla 11 muestra la posibilidad de reducción del costo de capital para las emisoras que tuvieron alguna operación de adquisición durante 2010. En promedio, hay una posibilidad de 0.65 de que haya una reducción en el costo de capital para las emisoras estudiadas.

La tabla 12 muestra que hay una posibilidad de 0.62 de una reducción en el costo de capital para las emisoras que tuvieron alguna operación de adquisición en 2011.

Emisora	Antes de la adquisición	Después de la adquisición		Posibilidad de reducción
	Valor central	Mínima	Máxima	
Kimberly	7.50	4.39	4.50	1.00
Corp Geo	9.65	3.07	12.45	0.72
Am Móvil	9.41	5.12	12.48	0.58
Mexichem	10.76	1.75	21.05	0.47
Casa Saba	8.00	4.40	4.57	1.00
Bimbo	9.31	6.85	19.98	0.19
WalMart México	8.21	3.03	13.04	0.52
Promedio	9.42	3.77	13.16	0.65

Tabla 11. Posibilidad de reducción del costo de capital para las emisoras con operaciones de adquisición en el año 2010 por medio del modelo propuesto (Sakawa & Yano, 1992)

Fuente: elaboración propia

Emisora	Antes de la adquisición	Después de la adquisición		Posibilidad de reducción
	Valor central	Mínima	Máxima	
Alsa	8.43	3.96	4.15	1.00
Coca-Cola	8.94	2.84	24.10	0.29
Banorte	12.33	3.53	14.72	0.79
Mexichem	8.22	2.96	29.12	0.20
Santander	6.37	3.76	7.60	0.68
Arca	7.74	3.67	9.33	0.72
Grupo México	18.01	3.51	25.49	0.66
Promedio	10.01	3.46	16.36	0.62

Tabla 12. Posibilidad de reducción del costo de capital ( $Pos_{RC}$ ) para las emisoras con operaciones de adquisición en 2011, por medio del modelo propuesto (Sakawa & Yano, 1992)  
Fuente: elaboración propia

## Discusión

El costo de capital es un elemento indispensable en la información financiera de cualquier empresa. Con esta tasa, la empresa descontará los flujos de efectivo para valorar sus proyectos, de tal manera que su exactitud tiene un impacto significativo en los resultados de la empresa.

La metodología de MCO para estimar el costo de capital puede ofrecer resultados equivocados, ya que la pendiente de la regresión es una sola para todo el conjunto de datos y es probable que los resultados puedan estar subvaluados o sobrevalorados, en especial en períodos de incertidumbre. Por otro lado, el costo de capital ajustado a la baja, propuesto por Javier Estrada (2002), utiliza la semivarianza como un método más eficiente en el manejo de la información asimétrica, por lo que una de las ventajas del modelo es que puede ajustar mejor las condiciones del país, su entorno y la empresa en caso de períodos volátiles. Por esto, la in-

tegración de ambos métodos puede mejorar las estimaciones en estos períodos inciertos.

En una operación de fusión es necesario contar con herramientas que brinden suficiente flexibilidad para poder tomar de nuevo el rumbo hacia la creación de valor y conocer el rango de beneficios futuros. El modelo de regresión con variables borrosas es una alternativa para captar de manera más eficiente la incertidumbre presente en una operación del tipo de fusiones y adquisiciones en empresas que cotizan en la BMV en períodos con volatilidad, dada la asimetría del mercado.

La literatura revisada señala que una de las ventajas financieras de las fusiones es la reducción en el riesgo. La evidencia obtenida con métodos tradicionales nos puede llevar a conclusiones dicotómicas: en algunas empresas se reduce el costo de capital y en otras no. Sin embargo, la inclusión de la incertidumbre utilizando la regresión borrosa permite al tomador de decisiones obtener información que contempla esta ambigüedad y poder determinar cuál sería

la posibilidad de una reducción en el costo de capital. En el caso de la muestra y considerando la metodología propuesta, podemos señalar que hay evidencia de que las fusiones pueden reducir el costo de capital entre 0.62 y 0.65.

Es evidente que los aciertos del modelo de MCO son menores para la muestra de empresas que realizaron alguna adquisición en 2010 en comparación con aquellas que lo hicieron en 2011. La razón es que para las empresas de 2011 se consideran 12 meses de recuperación durante el año 2010. Sin embargo, aún en 2011, los aciertos del modelo de MCO no son satisfactorios, lo que deja un área de oportunidad para el modelo propuesto como herramienta auxiliar en la toma de decisiones.

La integración del costo de capital ajustado a la baja (D-CAPM) a un modelo de regresión con variables borrosas estimó valores menores que utilizando el CAPM; lo anterior en virtud de que la economía mexicana enfrentó períodos de crisis y recuperación durante el período de estudio, por lo que el D-CAPM solo captó los períodos de crisis o de mayor riesgo. Por otro lado, debido a que el D-CAPM es más apto para períodos asimétricos, podemos observar en nuestros datos que el intervalo de confianza del costo de capital estimado con el D-CAPM fue menor que el estimado por el CAPM para las empresas con adquisiciones en 2010, con un período de crisis más acentuado que las de 2011. El D-CAPM permite tomar decisiones con información menos incierta en períodos volátiles.

Las sinergias son el principal objetivo de las operaciones de fusiones y adquisiciones. La evidencia empírica demuestra que la admi-

nistración del riesgo por medio del análisis del costo de capital es un tópico presente en todas las operaciones del tipo mencionado (Emmons, Gilbert & Yeager, 2004; Estrella, 2001; Van Lelyveld & Knot, 2009; Liu & Nagurney, 2011). En el presente artículo, se demuestra que la metodología propuesta resulta ser una herramienta más eficiente que el modelo clásico de MCO en épocas de crisis y que pronostica de manera adecuada las posibilidades de reducción del costo de capital en adquisiciones de empresas.

## Referencias

- Andrade, Gregor; Mitchell, Mark & Stafford, Erik (2001). New Evidence and Perspectives on Mergers. *Journal of Economic Perspectives*, 15 (2), 103-120. Disponible en: [http://www.people.hbs.edu/estafford/papers/newevidence\\_perspectivesonmergers.pdf](http://www.people.hbs.edu/estafford/papers/newevidence_perspectivesonmergers.pdf)
- Ang, Andrew; Chen, Joseph & Xing, Yuhang (2006). Downside Risk. *Review of Financial Studies*, 19 (4), 1191-1239.
- Bolsa Mexicana de Valores, BMV (2013). *Informe anual*. Disponible en: <https://www.bmv.com.mx/docs-pub/informeAnual/InformeAnual2013.pdf>
- Brealey, Richard A.; Myers, Stewart C. & Franklin, Allen (2006). *Principles of Corporate Finance*. New York: McGraw-Hill. Disponible en: [http://www.heimztomato.com/rooms/Principles%20of%20Corporate%20Finance%20\(10th%20Edition\).pdf](http://www.heimztomato.com/rooms/Principles%20of%20Corporate%20Finance%20(10th%20Edition).pdf)
- Cheremushkin, Sergei Vasilievich (2009). *Why D-CAPM is a Big Mistake? The incorrectness of the cosemivariance statistics*. Chair

- of Public and Local Administration, Economic Department of the Mordovian State University, Russia. Disponible en: [http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=1336169](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1336169)
- Collan, Mikael & Kinnunen, Jani (2011). A Procedure for the Rapid Pre-Acquisition Screening of Target Companies Using the Pay-Off Method for Real Option Valuation. *Journal of Real Options and Strategy*, 4 (1), 117-141.
- Comisión Federal de Competencia Económica (2012) *Informe Anual*. Disponible en: [http://189.206.114.203/Inf\\_anual2012/pdf/15.pdf](http://189.206.114.203/Inf_anual2012/pdf/15.pdf)
- Cortez-Alejandro, Klender Aimer; Rodríguez-García, Martha del Pilar & Méndez-Sáenz, Berenice (2013). An Assessment of Abnormal Returns and Risk in Socially Responsible Firms Using Fuzzy Alpha Jensen and Fuzzy Beta. *Fuzzy Economic Review*, 18 (1), 37-60.
- Das, Somnath; Sen, Pradyot K. & Sengupta, Sanjit (1998). Impact of Strategic Alliances on Firm Valuation. *Academy of Management Journal*, 41 (1), 27-41.
- DePamphilis, Doanld (2010). *Mergers, Acquisitions, and other Restructuring Activities*. Amsterdam: Academic Press Advanced Finance Series.
- Emmons, William R.; Gilbert, Alton & Yeager, Timothy J. (2004). Reducing the Risk at Small Community Banks: is Size or Geographic Diversification that Matters? *Journal of Financial Services Research*, 25 (2-3), 259-281.
- Estrada, Javier (2000). The Cost of Equity in Emerging Markets: A Downside Risk Approach. *Emerging Markets Quarterly Publication*, 1, 19-30. Disponible en: [https://faculty.fuqua.duke.edu/~charvey/Teaching/BA456\\_2002/Estrada.pdf](https://faculty.fuqua.duke.edu/~charvey/Teaching/BA456_2002/Estrada.pdf)
- Estrada, Javier (2001). The Cost of Equity in Emerging Markets: A Downside Risk Approach (II). *Emerging Markets Quarterly Publication*, Spring 2001, 63-72. Disponible en: <http://web.iese.edu/jestrada/PDF/Research/Refereed/CoE-EMs-2.pdf>
- Estrada, Javier (2002). Systematic Risk in Emerging Markets: the D-CAPM. *Emerging Markets Review*, 3 (4), 365-379. Disponible en: <http://web.iese.edu/jestrada/PDF/Research/Refereed/RiskEMs-DCAPM.pdf>
- Estrada, Javier (2007). Mean-Semivariance Behavior: Downside Risk and Capital Asset Pricing. *International Review of Economics and Finance*, 16, 169-185. Disponible en: <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.462.7224&rep=rep1&type=pdf>
- Estrella, Arturo (2001). Mixing and Matching: Prospective Financial Sector Mergers and Market Valuation. *Journal of Banking and Finance*, 25 (12), 2367-2392.
- Fama, Eugene & French, Kenneth R. (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance*, 47 (2), 427-465. Disponible en: [http://www.business.unr.edu/faculty/liuc/files/badm742/fama\\_french\\_1992.pdf](http://www.business.unr.edu/faculty/liuc/files/badm742/fama_french_1992.pdf)
- Gaughan, Patrick A. (2011). *Mergers, Acquisitions and Corporate Restructurings*. Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons.
- Godfrey, Stephen & Espinosa, Ramon (1996). A Practical Approach to Calculating Costs of Equity for Investment in Emerging Mar-

- kets. *The Bank of America Journal of Applied Corporate Finance*, 9 (3), 80-90.
- Hamel, Gary (1991). Competition for Competence and Inter-Partner Learning within International Strategic Alliances. *Strategic Management Journal*, 12 (1), 83-103. Disponible en: [http://frontiers.sauder.ubc.ca/Hamel\\_Inter\\_Partner\\_Learning.pdf](http://frontiers.sauder.ubc.ca/Hamel_Inter_Partner_Learning.pdf)
- Harvey, Campbell R. (1995). Predictable Risk and Returns in Emerging Markets. *Review of Financial Studies*, 8 (3), 773-816. Disponible en: [https://faculty.fuqua.duke.edu/~charvey/Research/Published\\_Papers/P32\\_Predictable\\_risk\\_and.pdf](https://faculty.fuqua.duke.edu/~charvey/Research/Published_Papers/P32_Predictable_risk_and.pdf)
- Kiyamaz, Halil & Baker, H. Kent (2008). Short-Term Performance, Industry Effects, and Motives: Evidence from Large M&As. *Quarterly Journal of Finance and Accounting*, 47 (2), 17-44.
- Lazzari, Luisa; Mouliá, Patricia I. & Eriz, Mariano (2008). Relaciones binarias crisp y fuzzy. Aplicación a un espacio financiero. *Cuadernos del Centro de Investigación en Metodología Borrosa Aplicada a la Gestión y Economía Arnold Kaufmann, CIMBAGE*, 10, 17-46. Disponible en: <http://www.redalyc.org/pdf/462/46212689002.pdf>
- Lelyveld, Iman van & Knot, Klaas (2009). Do Financial Conglomerates Create or Destroy Value? Evidence of the EU. *Journal of Banking and Finance*, 33 (12), 2312-2321. Versión 2008 disponible en: [http://www.dnb.nl/binaries/Working%20paper%20174\\_tcm46-175062.pdf](http://www.dnb.nl/binaries/Working%20paper%20174_tcm46-175062.pdf)
- Lintner, John (1965). The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. *Review of Economics and Statistics*, 47 (1), 13-37. Disponible en: <http://jpkc.fudan.edu.cn/picture/article/296/e8/42/91ba14764a0a8fa1617e387407af/9b1f9d38-cb13-4248-88f5-49dc3c1f545a.pdf>
- Liu, Shuhua & Lindholm, Christer K. (2007). Assessing Early Warning Signals of Currency Crises: A Fuzzy Clustering Approach. *Intelligent Systems in Accounting, Finance & Management*, 14 (4), 179-202. Disponible en: <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1002/isaf.276/pdf>
- Liu, Zungang & Nagurney, Anna (2011). Risk Reduction and Cost Synergy in Mergers and Acquisitions via Supply Chain Network Integration. *Journal of Financial Decision Making*, 7 (2), 1-18. Disponible en: <http://supernet.isenberg.umass.edu/articles/S-OSupplyChainIntegrationRiskSynergy.pdf>
- Modigliani, Franco & Miller, Merton H. (1963). Corporate Income Taxes and the Cost of Capital: A Correction. *American Economic Review*, 53 (3), 433-443. Disponible en: <https://www2.bc.edu/~chemmanu/phdfincorp/MF891%20papers/MM1963.pdf>
- Mowery, David C.; Oxley, Joanne E. & Silverman, Brian S. (1996). Strategic Alliances and Interfirm Knowledge Transfer. *Strategic Management Journal*, 17 (Winter Special Issue), 77-91. Disponible en: [http://esnie.org/pdf/textes\\_2006/oxley\\_ref1.pdf](http://esnie.org/pdf/textes_2006/oxley_ref1.pdf)
- Mueller, Dennis C. & Sirower, Mark L. (2003). The Causes of Mergers: Tests Based on the Gains to Acquiring Firms' Shareholders and the Size of Premia. *Managerial and Decision Economics*, 24 (5), 373-391. Disponible en:

- <https://homepage.univie.ac.at/Dennis.Mueller/GAINSMS.PDF>
- Nikoomaram, Hashem (2010). Comparative Analysis of Sensitivity Coefficient Using Traditional Beta of CAPM and Downside Beta of D-CAPM in Automobile Manufacturing Companies. *African Journal of Business Management*, 4 (15), 3289-3295. Disponible en: [http://www.academicjournals.org/article/article1380698430\\_Nikoomaram.pdf](http://www.academicjournals.org/article/article1380698430_Nikoomaram.pdf)
- Pervaiz, M. & Zafar, F. (2014). Strategic Management Approach to Deal with Mergers in the Era of Globalization. *International Journal of Information, Business and Management*, 6 (3), 170-181. Disponible en: [http://ijibm.elitehall.com/IJIBM\\_Vol6No3\\_Aug2014.pdf](http://ijibm.elitehall.com/IJIBM_Vol6No3_Aug2014.pdf)
- Rodríguez, Martha del Pilar; Cortez, Klen-der & García, Heriberto (2008). Costo de capital bajo riesgos asimétricos en el mercado de valores mexicano. *Economía: Teoría y Práctica*, 28, 73-89. Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=281122886003>
- Ross, Stephen A.; Westerfield, Randolph W. & Jaffe, Jeffrey E. (2009). *Corporate Finance*. New York: McGraw-Hill. Disponible en: <http://www.feg.unesp.br/dpd/cegp/2009/Pamplona/finan%E7as%20corporativas/Livro%20Ross%206ed%20ingles/Corporate%20Finance%206Th%20Ed%20-%20Ross%20Westerfield%20Jaffe%20-%20Full.pdf>
- Sakawa, Masatoshi & Yano, Hitoshi (1992). Fuzzy Linear Regression and its Applications. En Janusz Kacprzyk & Mario Fedrizzi (eds.). *Fuzzy Regression Analysis*, 61-80. Heidelberg: Physica-Verlag.
- Sánchez-Daza, Alfredo (2001). Información asimétrica y mercados emergentes: el análisis de Mishkin. *Revista Análisis Económico*, 17 (34), 35-66. Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=41303402>
- Shan, Weijian & Hamilton, William (1991). Country-Specific Advantage and International Cooperation. *Strategic Management Journal*, 12 (6), 419-432.
- Sharpe, William F. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *Journal of Finance*, 19 (3), 425-442. Disponible en: <http://efinance.org.cn/cn/fm/Capital%20Asset%20Prices%20A%20Theory%20of%20Market%20Equilibrium%20under%20Conditions%20of%20Risk.pdf>
- Simonin, Bernard L. (1997). The Importance of Collaborative Know-How: An Empirical Test of the Learning Organization. *Academy of Management Journal*, 40 (5), 1150-1174.
- Stewart, John F.; Harris, Robert S. & Carleton, Willard T. (1984). The Role of Market Structures in Merger Behavior. *Journal of Industrial Economics*, 33 (3), 293-312.
- Tanaka, Hideo & Ishibuchi, Hisao (1992). A Possibilistic Regression Analysis Based on Linear Programming. En Janusz Kacprzyk & Mario Fedrizzi (eds.). *Fuzzy Regression Analysis*, 47-60. Heidelberg: Physica-Verlag.
- Weston, John Fred; Siu, Juan A. & Johnson, Brian A. (2001). *Takeovers, Restructuring & Corporate Governance*. Upper Saddle River, New Jersey: Prentice Hall.

Williamson, Oliver E. (1975). *Markets and Hierarchies: Analysis and Antitrust Implications*.

New York: Free Press.

Williamson, Oliver E. (1985). *The Economic Institutions of Capitalism*. New York: Free Press.

Williamson, Oliver E. (1991). Comparative Economic Organization: The Analysis of Discrete Structural Alternatives.

*Administrative Science Quarterly*, 36 (2),

269-296. Disponible en: [http://cadia.ru.is/wiki/\\_media/public:economic-organization-williamson.pdf](http://cadia.ru.is/wiki/_media/public:economic-organization-williamson.pdf)

- Fecha de recepción: 26 de febrero de 2015
- Fecha de aceptación: 5 de abril de 2015
- Disponible en línea: 30 de agosto de 2015

#### Para citar este artículo

Hinojosa-Treviño, Sergio Raúl; Cortez-Alejandro, Klender Aimer & Rodríguez-García, Martha del Pilar (2015). Las fusiones como determinantes de bajos costos de capital: el caso de México mediante la aplicación de un modelo de regresión borrosa. *Cuadernos de Contabilidad*, 16 (41), 329-353. <http://dx.doi.org/10.11144/Javeriana.cc16-41.fdbc>

