

Gutiérrez Hita, Carlos; Sabater Marcos, Ana María  
LOS CONVENIOS COLECTIVOS Y LA COTIZACIÓN A CORTO PLAZO DE LAS  
EMPRESAS EN LA BOLSA ESPAÑOLA

El Trimestre Económico, vol. LXXIX (1), núm. 313, enero-marzo, 2012, pp. 195-225  
Fondo de Cultura Económica  
Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=31340970006>

# LOS CONVENIOS COLECTIVOS Y LA COTIZACIÓN A CORTO PLAZO DE LAS EMPRESAS EN LA BOLSA ESPAÑOLA\*

*Carlos Gutiérrez Hita  
y Ana María Sabater Marcos\*\**

## RESUMEN

El objetivo del artículo es observar la influencia de un convenio colectivo de empresa en la evolución de la cotización bursátil de la empresa afectada. Primero, presentamos un modelo teórico que analiza el efecto del acuerdo en la cotización bursátil de la empresa afectada. En el supuesto de que los inversionistas tienen aversión al riesgo la firma del convenio crea incentivos para reducir el volumen de títulos de la empresa afectada, con lo que se evitan pérdidas potenciales. Nuestra hipótesis es que la firma del acuerdo tiende a incrementar los salarios por encima del valor de la productividad marginal de la mano de obra, entonces los inversionistas tienen una expectativa de descensos de valor anormales en las acciones de la

\* *Palabras clave:* convenio colectivo, rendimientos anormales, volúmenes anormales, volatilidad. *Clasificación JEL:* G14, J30, J51. Artículo recibido el 16 de septiembre de 2010 y aceptado el 5 de julio de 2011 [traducción del inglés de Karina Azanza y Brian McDougall]. Carlos Gutiérrez Hita agradece al Ministerio de Ciencia y Tecnología su apoyo financiero a través de los proyectos ECO2009-09120 y MTM2008-06778-C02-01/MTM, a la Generalitat Valenciana a través de los proyectos ACOMP2010-102 y ACOMP2011-129 y al Grupo de Investigación del Sistema Universitario Vasco a través del proyecto GIC07/56-IT-383-07. Ambos autores agradecen a la Generalitat Valenciana su financiación con el proyecto GVPRE/2008/177 y a la Universitas Miguel Hernández por el apoyo financiero por medio del proyecto UMH-BANCAJA-2008. Asimismo agradecemos los valiosos comentarios de un dictaminador anónimo de *EL TRIMESTRE ECONÓMICO* que ha contribuido a mejorar considerablemente la redacción final del artículo, tanto en el fondo como en la forma. Cualquier error es de nuestra exclusiva responsabilidad.

\*\* Departamento de Estudios Económicos y Financieros, Universitas Miguel Hernández, Elche, España (correos electrónicos: cgutierrez@umh.es y asabater@umh.es).

empresa afectada. En segundo lugar, utilizamos la técnica de estudios de eventos (*Event Study*) para realizar un estudio empírico con datos del mercado continuo español. Finalmente, cuantificamos los rendimientos y volúmenes negociados en el día que se da a conocer el acuerdo.

## ABSTRACT

The paper seeks to observe how a firm-level collective agreement influences the evolution of firm's stock price. We first motivate the discussion by presenting a theoretic model that analyses the trade-off between a firm-level collective bargaining and the stock price of the firm. Under the assumption of risk averter investors, the model predicts that firm-level collective bargaining creates incentives to reduce the firm's portfolio by investors to avoid potential losses. Our hypothesis is that collective agreements at firm-level tend to increase wages above the value of the labour marginal productivity. As this negative information is incorporated by investors, they expect abnormal negative returns. Second, we use the event-study approach in order to performance an empirical study with data from the Spanish Stock Market. Finally, we measure abnormal returns and abnormal volume when collective agreement information reaches the market.

## INTRODUCCIÓN

Es muy conocido que los precios diarios de las acciones de las empresas que se cotizan en el mercado bursátil están condicionados por una serie de fechas y hechos clave, como anuncios de dividendos, aumentos de capital, fusiones, advertencias de ganancias o disminución de utilidades y convenios colectivos.<sup>1</sup> En particular, los inversionistas que tienen acciones en empresas sujetas a convenios colectivos están expuestos a los efectos potencialmente negativos de la cotización de dichas empresas debido a la incertidumbre que generan las negociaciones salariales. Por consiguiente, los inversionistas internalizan la información subyacente contenida en estos hechos a fin de evitar efectos potencialmente negativos en las carteras de va-

<sup>1</sup> Un convenio colectivo puede definirse como un contrato escrito negociado libremente por los sindicatos y los empleadores para regular las condiciones y normas laborales. Los convenios colectivos regulan cuestiones económicas, laborales, sindicales y de apoyo y, en general, todos los factores que pueden afectar las condiciones laborales y las relaciones entre los trabajadores y los empleadores. Los convenios son vinculantes para ambas partes y las condiciones pactadas no pueden modificarse mediante un convenio individual a menos que sea para mejorarlas.

lores provenientes de las fluctuaciones de la cotización bursátil. En efecto, este es el resultado central de la proposición de irrelevancia de Modigliani y Miller (1958), que establece que "...el valor de mercado de cualquier empresa es independiente de su estructura de capital y está dado por la capitalización de su rendimiento esperado..."

En el presente artículo se pretende explorar el efecto de la negociación colectiva en las cotizaciones bursátiles de una empresa. Suponemos que los inversionistas con aversión al riesgo gestionan su cartera de valores tomando en cuenta las relaciones industriales que existen entre los empleadores y los sindicatos de las empresas. La negociación colectiva tiene varios efectos en el desarrollo de las empresas.<sup>2</sup> Los convenios laborales pueden aumentar los salarios, lo cual aumenta los costos de la mano de obra y, por ende, reduce las ganancias. Fama (1998) encontró que una evaluación imparcial de los efectos de los anuncios públicos de información acerca de la rentabilidad de una empresa se incorpora rápidamente en las cotizaciones bursátiles. García *et al* (2010) también señalan que los anuncios respecto a los ingresos constituyen información valiosa para las empresas latinoamericanas que forman parte del mercado Latibex, que se cotiza en euros. Sin embargo, este proceso de ajuste que resulta del anuncio de nueva información se realiza en la bolsa española a fin de que los cambios en los precios de las acciones de las empresas que cotizan en Latibex provengan del arbitraje entre ambos mercados.

Nuestra hipótesis es que el convenio colectivo en la empresa se incorpora como información negativa cuando los inversionistas muestran aversión al riesgo. Posteriormente, cuando los inversionistas con aversión al riesgo se enteran de un convenio colectivo en la empresa, se espera que puedan negociar acciones de dicha empresa con base en el desempeño bajista del precio de éstas, a fin de evitar posibles pérdidas derivadas de una disminución en

<sup>2</sup> Se han publicado varios artículos que tratan la relación entre las negociaciones colectivas y el desempeño corporativo en un contexto financiero. Estos trabajos se han enfocado principalmente en el entorno angloamericano. Por ejemplo, Ruback y Zimmerman (1984) y Bronars y Deere (1994) hallaron que las cotizaciones bursátiles de las empresas se desplomaron en los Estados Unidos en presencia de la sindicación dentro de las empresas. En el mismo orden de ideas, Abowd (1989) observa que los choques de costos de la mano de obra ocasionan una caída proporcional en la cotización bursátil de las empresas. Desde un enfoque un poco distinto, Salinger (1984) mide el desempeño corporativo mediante la Q de Tobin y halla una correlación negativa entre la de sindicación y el desempeño corporativo. Asimismo, Connolly *et al* (1986) encuentran que las empresas que cuentan con sindicatos poderosos se cotizan a precios bajos y tienen una baja inversión en investigación y desarrollo (ID). Clark (1984) halló que la negociación colectiva afecta la distribución, pero no tiene ningún efecto en la producción ni en el uso de los factores de la producción.

las ganancias de la empresa. Un aumento salarial que no se compensa con aumentos en la productividad puede reducir el valor presente de las utilidades de la empresa y, por consiguiente, la cotización bursátil de la empresa baja. Si el convenio en la empresa aumenta la productividad para compensar el efecto de los aumentos salariales, las utilidades de la empresa deberían ser al menos iguales o mayores a las obtenidas en la situación anterior y, por ende, la cotización bursátil de la empresa debería ser igual o un poco mayor.<sup>3</sup> Por otra parte, dado que las utilidades de la empresa incluyen los efectos tanto de los salarios altos como de productos con precio alto, el efecto neto del convenio laboral puede medirse sin ambigüedades.

La finalidad del presente artículo es destacar la compensación entre los convenios colectivos y la cotización a corto plazo de las empresas. Argumentamos que en un contexto como la negociación salarial y la negociación de la compensación a los inversionistas, es probable que la aversión al riesgo sea significativa. Se procede de la siguiente manera: primero, motivamos nuestro estudio empírico con el desarrollo de un modelo teórico en el que la reacción de los inversionistas con aversión al riesgo ante un convenio colectivo de la empresa es modificar la composición de la cartera de valores y, posteriormente, los volúmenes de contratación de la empresa.<sup>4</sup> Nuestro principal resultado es que si los inversionistas creen que un aumento salarial no se compensa con un aumento en la productividad marginal de la mano de obra, esperan rendimientos negativos anormales a causa de la caída en las utilidades de la empresa. Posteriormente, los inversionistas negocian acciones de la empresa mediante el desempeño bajista del precio.

En el supuesto de que los agentes poseen información completa acerca de las actividades de las empresas, Ross (1977) señaló que el valor de una empresa aumenta (disminuye) con el apalancamiento debido a que aumenta (disminuye) la percepción de valor del mercado. Además, Beaver (1968b) también argumenta que los cambios en las cotizaciones bursátiles a corto plazo pueden emplearse para predecir las fallas de la empresa en el largo plazo. Utiliza una muestra conformada por 79 empresas con malos resultados por fallas y 79 empresas no fallidas que figuraron en el Manual Industrial de Moody durante el periodo comprendido entre 1954 y 1964. En un

<sup>3</sup> En este sentido, el efecto de un convenio colectivo puede medirse sin especificar las funciones de producción ni el periodo requerido para ajustar los factores de producción.

<sup>4</sup> Nuestro modelo enlaza dos tipos de bibliografía en un intento por destacar nuevas perspectivas de las relaciones que existen entre las negociaciones colectivas y las cotizaciones a corto plazo de las empresas.

modelo teórico, Marcus (1982) muestra que cuando el esfuerzo no puede supervisarse sin costos, los gerentes (que toman decisiones en nombre de los propietarios de las empresas) no invierten lo suficiente cuando son adversos al riesgo. El entorno genérico de Marcus puede adecuarse para servir como nuestro escenario particular en el que los gerentes son inversionistas. Posteriormente, cuando la información de los convenios en la empresa es costosa, la aversión al riesgo produce un déficit de inversión en el capital de las empresas. Por último, un artículo recién publicado por White (2008) muestra que los agentes con aversión al riesgo están dispuestos a esperar durante más tiempo para obtener un ingreso mayor en una situación de riesgo. Esta conclusión surge debido a que el modelo de White se centra en el largo plazo. La autora se centra en el resultado de equilibrio del juego de la negociación con ofertas alternadas de Rubinstein (1982) al introducir un choque aleatorio con una expectativa de 0. En el presente artículo nos centramos en el corto plazo, por lo que el resultado concuerda con nuestro marco de trabajo. Un inversionista que se centra en el corto plazo es “menos paciente” que otro que observa el largo plazo, quien es “más paciente”.

En segundo lugar, en nuestro estudio empírico encontramos que en un convenio colectivo de la empresa existen rendimientos negativos anormales y un aumento en los volúmenes de contratación. Estos resultados se ajustan a las predicciones del modelo teórico. Posteriormente, como argumentamos, tanto las cotizaciones bursátiles como los volúmenes de contratación reflejan la información contenida en un hecho dado, aunque cada magnitud capta distintos aspectos de las reacciones de los inversionistas. Los cambios en los volúmenes de contratación consideran distintas interpretaciones que los inversionistas hacen de la información divulgada por el anuncio. Bamber y Cheon (1995) señalaron que los cambios en los volúmenes de contratación no forzosamente van de la mano con los cambios en la cotización bursátil de una empresa y viceversa. Si el consenso entre los inversionistas se alcanza en la primera transacción, habría cambios en la cotización bursátil de una empresa pero no en los volúmenes de contratación, suponiendo preferencias de riesgo homogéneas entre los inversionistas. Sin embargo, si existe alguna heterogeneidad, deberíamos poder observar cambios en los volúmenes de contratación incluso después de haberse alcanzado el precio de equilibrio. Karpoff (1986) también sugirió que los hechos informativos afectan los volúmenes de contratación. Por ende, incluso si se firma un convenio, los volúmenes de contratación aún serán altos siempre y cuando las

expectativas de los inversionistas difieran antes del hecho. Respecto a la volatilidad de las acciones afectadas por el convenio colectivo en la empresa, el hecho de que el suceso aporte nueva información reduce la incertidumbre de los inversionistas respecto a la evolución de las ganancias corporativas (Brown *et al.*, 1988).

Por último, validamos nuestros resultados al estudiar la manera en que las características de las empresas, como su tamaño, ingresos, sector industrial, productividad y ciertos aspectos del convenio colectivo, pueden determinar el desempeño del mercado.

El artículo está estructurado de la siguiente manera. La sección I describe el sistema español de negociación colectiva. La sección II motiva nuestros resultados empíricos al presentar un modelo teórico en el que los inversionistas con aversión al riesgo gestionan las carteras de acciones de las empresas. La definición de variables y el análisis descriptivo se incluyen en la sección III. La sección IV contiene la metodología y los resultados empíricos. La sección V aporta pruebas acerca de la influencia de las características de las empresas en los rendimientos anormales acumulados. Finalmente se presenta las conclusiones.

## I. EL SISTEMA ESPAÑOL DE NEGOCIACIÓN COLECTIVA

En su mayor parte, el sistema español de negociación colectiva está organizado según una regla que supone que los trabajadores no están obligados a sindicarse, de modo que los convenios se extienden a todos los trabajadores dentro del alcance del convenio, independientemente de su *status* respecto al sindicato. Asimismo, las negociaciones colectivas con frecuencia se estructuran en torno de varias negociaciones, principalmente a nivel nacional, industrial y empresarial. Cuando se firma un convenio colectivo sectorial, los sindicatos pueden decidir si desean aplicarlo o mejorar las condiciones laborales o económicas del convenio colectivo con la empresa. Jimeno y Rodríguez (1996) y Bárcena e Inurrieta (1997a) encontraron que en el caso de España, los salarios pagados por las empresas obligadas por un convenio colectivo son aproximadamente 5% superiores a los que pagan las empresas obligadas por un convenio colectivo sectorial. El incremento salarial que resulta de un convenio colectivo de la empresa produce un aumento en los costos de la mano de obra, lo cual quizás reduzca los flujos de efectivo futuros y lleve a una reducción de las carteras de los inversionistas. En este or-

den de ideas, Inurrieta (1997b) encontró que la relación entre la negociación colectiva y el desempeño de las acciones es negativa en las fechas cercanas al hecho. De ser así, los inversionistas podrían considerar la firma de un convenio colectivo en la empresa como información negativa, lo cual generaría una caída en la cotización bursátil de la empresa y, por ende, presiones a la venta en las acciones afectadas por el anuncio.

El hecho de que los convenios laborales españoles puedan producir un incremento salarial relativo a los convenios sectoriales y que puedan hacer llamamientos a huelga son características distintivas del sistema español de negociación colectiva. Asimismo, existe un cúmulo importante de pruebas que demuestran que una evaluación imparcial de los efectos de los anuncios públicos acerca de la rentabilidad de una empresa se incorpora rápidamente en los precios de las acciones.<sup>5</sup> Por tanto, podría argumentarse que después de la firma de un convenio salarial colectivo los aumentos salariales afectan los ingresos de una empresa, lo que debería reflejarse en la cotización bursátil, los volúmenes de contratación y la volatilidad de la empresa en los días cercanos al anuncio.

## II. MODELO TEÓRICO

Motivamos nuestro estudio empírico al desarrollar un modelo teórico en el que los inversionistas muestran aversión al riesgo.<sup>6</sup> Con este supuesto, se modifica toda cartera de inversión que incluya acciones de empresas sujetas a un convenio colectivo en la empresa, lo cual altera la cotización bursátil, los volúmenes de contratación y la volatilidad de las acciones de la empresa. Es muy conocido que en condiciones de incertidumbre, los inversionistas con aversión al riesgo toman sus decisiones con base en la maximización de su utilidad esperada. Una función de utilidad esperada  $U$  es una función lineal que satisface la siguiente propiedad:

$$U\left(\sum_{k=1}^K \alpha_k \pi_k\right) = \sum_{k=1}^K \alpha_k U(\pi_k) \quad (1)$$

para cualquier hecho  $\alpha_k$  o probabilidad  $\pi_k \in (0,1)$ . La propiedad de utili-

<sup>5</sup> Véase, por ejemplo, Fama (1998).

<sup>6</sup> Si la utilidad de un agente respecto al valor esperado de una apuesta es mayor a la utilidad esperada de la apuesta en sí, se dice que dicho agente tiene aversión al riesgo.

dad esperada es una propiedad cardinal. Al emplear el teorema de la utilidad esperada, las preferencias de los encargados de tomar decisiones (en nuestro marco de trabajo, los inversionistas) están representadas por una función de utilidad con la forma de la utilidad esperada (véase, por ejemplo, Mas Collel, 1995). Por tanto, suponemos que los inversionistas se enfrentan a dos estados de naturaleza independientes que cubren los dos posibles resultados después de la firma de un convenio colectivo de la empresa. Un inversionista dado tiene una cartera compuesta de acciones y capitales de riesgo de distintas empresas. Por consiguiente, si se espera una disminución en las utilidades de la empresa, los inversionistas cambian la composición de su cartera de valores. Suponemos que los inversionistas le asignan una probabilidad subjetiva al hecho de la firma de convenios colectivos en la empresa, lo cual genera una disminución en las utilidades de la empresa (y, a su vez, una baja en la cotización bursátil de la misma). Entonces, consideramos los siguientes supuestos:

*Supuesto 1:* una empresa sólo acepta convenios que no tengan ningún efecto en las utilidades. Si se presenta un aumento salarial, su efecto se compensa con un aumento en la productividad marginal de la mano de obra.<sup>7</sup>

*Supuesto 2:* la información es simétrica entre inversionistas.

El estado de naturaleza llamado *A* representa una situación en la que los inversionistas no están bien informados acerca del contrato (información imperfecta). En el estado *A* los inversionistas suponen que un convenio colectivo empresarial tendrá un efecto negativo en el valor de las acciones de la empresa: suponen que un aumento en los salarios no está totalmente cubierto por el aumento necesario en la productividad marginal de la mano de obra. El estado de naturaleza llamado *B* representa un entorno en el que los inversionistas están bien informados (información perfecta): conocen los términos del contrato y suponen que un aumento en la productividad puede compensar el aumento en los costos de la mano de obra que resultan del aumento salarial. Existe una distribución de probabilidad  $\pi$  y  $1 - \pi$  para cada estado de naturaleza *A* y *B*, respectivamente.

<sup>7</sup> El lector puede suponer que el mercado laboral opera en condiciones de competencia perfecta, por tanto,  $\omega = p \cdot PM_M$ , en que  $\omega$  es el salario,  $p$  es el precio de mercado y  $PM_M$  denota la productividad marginal de la mano de obra. Por otra parte, si el lector supone condiciones de competencia imperfecta en el mercado laboral  $\omega < p \cdot PM_M$ , entonces un aumento en  $\omega$  debería conservar la condición  $\omega < p \cdot PM_M$ .

En cuanto al estado de naturaleza, los inversionistas compran las opciones de venta de acciones de una empresa para cubrirse en caso de que ocurra el estado  $A$ . Las opciones de venta funcionan de la siguiente manera: el agente entrega un anticipo del  $0 < \alpha < 1$  por ciento del total del dinero contingente proveniente del precio de venta futuro de los volúmenes de acciones negociadas.  $V_{it}$  es el volumen de acciones negociadas y  $\hat{V}_{it}$  denota el importe total de acciones que el inversionista posee de una empresa dada  $i$  en el periodo  $t$ , en que  $V_{it} > \hat{V}_{it}$ .<sup>8</sup> Los precios de las acciones de una empresa en los estados  $B$  y  $A$  son  $R_{it}$  y  $RA_{it}$ , respectivamente. Tomamos los rendimientos ( $R_{it}$ ) y los rendimientos anormales ( $RA_{it}$ ) de la empresa como sustituto de la cotización bursátil diaria de la empresa en el día  $t$ . En ambos casos, el inversionista paga un importe total de  $\alpha R_{it} V_{it}$  por la opción de venta.

La función de utilidad indirecta de un inversionista dado es una función de utilidad esperada si se trata de una función de utilidad de (Von Neumann y Morgenstern) con las siguientes propiedades  $U'(\cdot) > 0$ ,  $U''(\cdot) < 0$ .<sup>9</sup> Se desea demostrar que  $V_{it} > 0$  y  $R_{it} \geq RA_{it}$ . Con estas propiedades, un inversionista dado maximiza su función de utilidad esperada al elegir la cantidad  $V_{it}$  para cualquier par de precios  $R_{it}$  y  $RA_{it}$ ,

$$\begin{aligned} \underset{V_{it}}{\text{MÁX}} \pi \cdot U_A(R_{it} \hat{V}_{it} - (R_{it} - RA_{it})(\hat{V}_{it} - V_{it}) - \alpha R_{it} V_{it}) + \\ + (1 - \pi) \cdot U_B(R_{it} \hat{V}_{it} - \alpha R_{it} V_{it}) \end{aligned} \quad (2)$$

en que  $U_A$  y  $U_B$  denotan la utilidad en los estados  $A$  y  $B$ , respectivamente. Con el supuesto de una solución interna, la condición de primer orden da por resultado

$$\frac{\partial E[U(\cdot)]}{\partial V_{it}} = \pi \cdot [(R_{it} - RA_{it}) + R_{it}(1 - \alpha)] U'_A(\cdot) - (1 - \pi) \cdot \alpha \cdot R_{it} U'_B(\cdot) = 0 \quad (3)$$

para  $V_{it} > 0$

<sup>8</sup> A lo largo del presente artículo también se define y analiza las variables acumuladas (en torno de un hecho dado). El resultado del modelo persiste independientemente del tipo de variable que se considere.

<sup>9</sup> El comportamiento de aversión al riesgo puede ser representado mediante una función de utilidad cóncava de Bernoulli  $U(x) = \log(x)$ . Otro ejemplo es  $U(x) = -e^{-ax}$  en el que  $a > 0$ . Ambas funciones exhiben una aversión al riesgo absoluta y constante, y tienen la ventaja de ofrecer características considerables de tratabilidad matemática cuando los rendimientos de los activos están distribuidos normalmente.

Al reorganizar la expresión anterior se obtiene:

$$\frac{U'_A(\cdot)}{U'_B(\cdot)} = \frac{(1-\pi) \cdot \alpha \cdot R_{it}}{\pi \cdot [R_{it}(2-\alpha) - RA_{it}]} \quad (4)$$

Un inversionista dado está totalmente cubierto contra el riesgo cuando la utilidad marginal es igual en cualquier estado de naturaleza  $A$  o  $B$ . Entonces, es condición necesaria que  $U'_A(\cdot) = U'_B(\cdot)$ . Esta condición implica que el lado derecho de la ecuación (4) debe ser igual a 1:

$$\frac{(1-\pi) \cdot \alpha \cdot R_{it}}{\pi \cdot [R_{it}(2-\alpha) - RA_{it}]} = 1 \quad (5)$$

Con base en la ecuación (5) se demostrará que  $V_{it} > 0$  y la cotización bursátil de una empresa baja, de modo que  $RA_{it} < R_{it}$  si los inversionistas consideran que los aumentos salariales no se compensan totalmente con los aumentos en la productividad marginal de la mano de obra. Esto ocurre sólo en caso de que el agente no esté totalmente informado (estado  $A$ ); es decir, si la información es simétrica pero imperfecta. Con el estado  $A$  los inversionistas se cubren mediante la contratación de una proporción  $\alpha$  mayor a la probabilidad de una baja en la cotización bursátil de la empresa, es decir  $\pi < \alpha$ . Por consiguiente, el agente sobreestima el riesgo. Con el estado  $B$  los inversionistas se cubren al contratar una proporción  $\alpha$  igual a la probabilidad de una baja en la cotización bursátil de la empresa, entonces  $\pi = \alpha$ .

*Proposición:* cuando los inversionistas tienen aversión al riesgo y la información referente a la negociación colectiva es simétrica pero imperfecta, los volúmenes negociados de acciones de la empresa aumentan y la cotización bursátil de la empresa disminuye como resultado de la negociación de grandes volúmenes de acciones a precios de equilibrio.

*Prueba:* supongamos que los inversionistas están bien informados, estado  $B$ . Entonces  $\pi = \alpha$  y mediante la ecuación (5) se obtiene  $(1-\pi) \cdot \pi \cdot R_{it} = \pi \cdot [R_{it}(2-\pi) - RA_{it}]$ . Da por resultado  $R_{it} = RA_{it}$ , por tanto no existen rendimientos anormales. Ahora supongamos que los inversionistas no están bien informados, estado  $A$ . Entonces  $\pi < \alpha$  y la ecuación (5) se convierte en

$$\frac{RA_{it}}{R_{it}} = \frac{2\pi - \alpha}{\pi}$$

¿Es posible que  $(2\pi - \alpha)/\pi < 1$ ? Al reorganizar  $2\pi - \alpha < \pi \Rightarrow \pi < \alpha$ , que es la condición impuesta. Entonces  $R_{it} > RA_{it}$ : existen rendimientos anormales por debajo de  $R_{it}$ . Esto completa la comprobación.

Ahora investigaremos empíricamente la manera en que un convenio colectivo en la empresa puede generar cambios en la cotización bursátil y los volúmenes de contratación de una empresa, tal como lo predice el modelo. También vamos más allá al examinar los cambios en la volatilidad. Argumentamos que estas contingencias ocurren con el supuesto de la aversión al riesgo.

### III. DEFINICIÓN DE VARIABLES Y ANÁLISIS DESCRIPTIVO

Nuestra muestra abarca empresas que cotizan en la Bolsa de Madrid y que firmaron un convenio colectivo en la empresa entre el 2 de enero de 1995 y el 31 de diciembre de 2006. Se procedió de la siguiente manera: primero, por medio del Registro Central de Convenios Colectivos, se obtuvieron los 384 convenios colectivos en la empresa que firmaron las empresas que cotizan en la Bolsa de Madrid. Como momento 0 se consideró la fecha en que se firmó cada uno de los convenios en la empresa. Se verificó que estos datos fueran correctos mediante una búsqueda en la base de datos de prensa Baratz y en el sitio *web* de la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV).<sup>10</sup> Se encontró que el anuncio del convenio se publica el mismo día en que éste se firma.<sup>11</sup>

En segundo lugar, se seleccionó la duración de la ventana del hecho para probar el comportamiento anormal en las magnitudes de las empresas de la muestra. A pesar de que la mayor parte de la información sobre convenios colectivos normalmente se incorpora con rapidez en los precios de las acciones, en ocasiones se filtra información antes de la publicación oficial, o bien, se retrasa la publicación. Por tanto, se estipuló un periodo de cinco

<sup>10</sup> Comisión de valores y cambios de España.

<sup>11</sup> Se excluyeron de la muestra las empresas que tuvieran más de un anuncio importante dentro de la ventana del hecho (fusiones, escisiones, anuncios de dividendos, etc.) a fin de evitar la posibilidad de cualquier efecto de confusión.

CUADRO 1. *Distribución muestral por sectores*

	<i>Ind./año</i>	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	Total
<b>A. Muestra del evento</b>														
OIM	2	2	2	0	1	1	2	1	0	0	0	0	0	11
MM	2	1	3	2	1	1	1	0	0	0	1	1	1	14
QUI	3	1	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	6
SP	4	7	5	3	2	1	2	1	5	1	4	6	6	41
CT	0	0	2	3	3	2	3	2	4	5	0	2	2	26
MB	0	0	0	0	0	0	2	0	0	1	0	0	0	3
NT	1	2	1	2	1	0	2	0	1	1	1	1	1	13
VMC	3	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4
COS	2	2	1	2	0	1	2	1	1	0	0	0	1	13
BR	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2
FINAN	1	1	1	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	5
<b>Total</b>	<b>20</b>	<b>17</b>	<b>15</b>	<b>12</b>	<b>10</b>	<b>9</b>	<b>11</b>	<b>5</b>	<b>12</b>	<b>8</b>	<b>6</b>	<b>11</b>	<b>138</b>	
<b>B. Otra muestra</b>														
OIM	17	14	12	0	11	8	5	6	5	4	0	5	5	87
MM	6	7	7	7	5	3	3	0	4	3	4	3	3	52
QUI	5	3	2	0	2	0	0	0	1	3	1	0	0	17
SP	20	24	18	15	18	18	18	18	15	16	15	15	17	212
CT	0	0	5	4	0	1	1	0	0	0	3	0	0	15
MB	0	0	0	0	0	0	7	0	3	0	0	0	1	11
NT	5	6	7	5	2	0	2	0	5	0	2	0	0	34
VMC	3	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	5
COS	6	5	3	5	0	6	2	0	0	2	1	0	0	30
BR	15	0	0	0	0	0	0	0	2	0	1	0	0	18
FINAN	15	12	11	0	9	9	0	0	0	8	0	0	0	64
<b>Total</b>	<b>92</b>	<b>73</b>	<b>65</b>	<b>36</b>	<b>47</b>	<b>52</b>	<b>31</b>	<b>30</b>	<b>30</b>	<b>37</b>	<b>26</b>	<b>26</b>	<b>545</b>	

FUENTES: Compilación propia.

días antes y después del momento 0.<sup>12</sup> La muestra que resultó después de estas exclusiones constó de 138 convenios colectivos de empresas para 11 sectores, de acuerdo con la clasificación sectorial de dos dígitos de la CNMV. Se consideraron las siguientes industrias: nuevas tecnologías (NT); comercio y otros servicios (COS); metalmecánica (MM); otras industrias manufactureras (OIM); cemento, vidrio y materiales de construcción (CVMC); bienes raíces (BR); químicos (QUI); finanzas (FINAN); servicios públicos (SP); transporte y comunicaciones (TC) y metalurgia básica (MB). La parte A del cuadro 1 muestra la distribución sectorial y los años. Los años de 1995 y 1996 representan más de 10% de la muestra. En cuanto a la distribución sectorial, más de 50% de los convenios colectivos de las empresas corresponden a los sectores SP (41), TC (26) y MM (14).<sup>13</sup>

Por último, para analizar las diferencias entre algunas variables interesantes en empresas que están sujetas a un convenio colectivo de la empresa y aquellas que están sujetas a un convenio colectivo sectorial se requiere una muestra de “empresas sin convenio” dentro de la misma industria y que coticen en la Bolsa de Madrid.<sup>14</sup> Empleamos 545 elementos que corresponden a empresas sujetas a un convenio sectorial. La parte B del cuadro 1 ilustra la muestra. La cartera de valores se representa mediante el índice IBEX 35. La información se extrajo de la base de datos SIBE (Sistema de Interconexión Bursátil Español).

Se emplearon variables dicotómicas para la diferenciación sectorial a fin de poner a prueba la relación entre los rendimientos anormales de las empresas y las características de sus negocios. También empleamos las siguientes variables para caracterizar a las empresas: el *TAMAÑO*, medido como el logaritmo de capitalización del mercado (tomado de la base de datos de

<sup>12</sup> En España, los convenios en la empresa se aplican de manera obligatoria. Entonces, las empresas deben publicar el texto de todos los convenios y la fecha en que se firman en el BOE (*Boletín Oficial del Estado*). Una vez que el texto redactado por el sindicato y la empresa se firma (momento 0), se inscribe en el Registro de Convenios Colectivos de Trabajo del Ministerio de Trabajo e Inmigración. El tiempo promedio que transcurre entre la firma del convenio y su registro es de cinco días. Suponemos que lo más tarde que se da a conocer la información es el momento en que el convenio se inscribe en el registro. Por tanto, con frecuencia los mercados conocen algunos de los términos del convenio antes de que éste se firme. Sin embargo, antes de que se llegue a cualquier tipo de acuerdo, ambas partes (empresas y sindicatos) no filtran información a la prensa para no poner en peligro el convenio definitivo.

<sup>13</sup> Con el paso de los años esta diferencia se debe principalmente a las exclusiones de observaciones cuando, además de existir un convenio con la empresa, se presentan otros hechos que podrían influir en el mercado de valores.

<sup>14</sup> Asimismo, consideramos “empresas sin convenios” a las que no experimentaron ningún aumento de capital, fusión, escisión o hecho de otra índole.

la CNMV) en miles de euros, el *EMPLEO* o número de empleados en el año en que se firmó el convenio, los *INGRESOS* anuales en millones de euros, el costo de la mano de obra por empleado (CMO/EMPL) en miles de euros, el *INCREMENTOLABORAL* o costo de la mano de obra por empleado en el año en que se firmó el convenio menos el costo de la mano de obra por empleado en el año anterior (esta variable es un porcentaje) y la *PRODUCTIVIDAD* [(ingreso operativo-costo de obtención-otros costos operativos)/costo de la mano de obra], medida en miles de euros.

También se midió la variable *CHOQUE* o cambio inesperado en los costos de la mano de obra [ $C_t - E(C_t)$ ], en que  $E(C_t) = C_{t-1} \cdot (1 + g_t)$  es la proporción esperada del aumento salarial por empleado,  $C_{t-1}$  representa el costo de la mano de obra por empleado en el año anterior y  $g_t$  denota la tasa promedio de los aumentos salariales durante los cinco años anteriores en cada una de las empresas sujetas a su propio convenio colectivo. Por último, respecto a las variables del convenio en sí, la productividad del convenio colectivo, *PRODUC.C*, se definió como el porcentaje de empresas dentro de la industria o el grupo de empresas analizadas que incluyen una cláusula de productividad (esta información se obtuvo del texto íntegro del convenio publicado en el BOE) y la *TASADECOBERTURA* o porcentaje de trabajadores cubiertos por convenios colectivos de la empresa, tal como se identificó en el Registro Central de Convenios Colectivos de Trabajo.

Mediante un análisis de igualdad de la media por sector industrial, se estudiaron las diferencias más significativas en términos de tamaño, número de empleados, costo de la mano de obra por empleado, ingresos y productividad entre empresas sujetas a su propio convenio colectivo y las que suscriben un convenio sectorial. Estos resultados se presentan en el cuadro 2, en el que los datos corresponden al año en que se firmó el convenio colectivo. Si se considera el tamaño de las variables, las empresas más grandes que firmaron convenios colectivos pertenecen a los sectores QUI, OIM, TC y FINAN. SP es el único sector que no cuenta con un convenio colectivo sectorial. En el sector FINAN ocurre lo opuesto. Casi todas las entidades financieras suscriben un convenio sectorial, a excepción de las empresas grandes que tienen muchos empleados y una mejor posición financiera que la de sus competidores.

El cuadro 2 también muestra que los bonos por productividad dependen del sector objeto de estudio. La productividad varía entre sectores, ya sea en términos de su signo o magnitud, debido a distintos factores como

CUADRO 2. *Análisis descriptivo. Muestra de eventos y otra muestra por industria<sup>a</sup>*

INDUSTRIA	MUESTRA	TAMAÑO	EMPLEO	COM/EMPL	PRODUCTIVIDAD	INGRESOS
OIM	M1	1 135.47***	6 589**	65.20***	1.76	75.44***
	M2	225.47	3 157	31.5	1.94	14.24
MM	M1	1 465.93	4 528.45***	35.37*	3.42***	35.45***
	M2	164	2 358.47	25.14	1.78	11.6
QUI	M1	14 145.38*	1 287	48.50	2.45***	47.6***
	M2	148.68	1 145	42.50	1.37	11.4
SP	M1	5 589.14	9 358*	47.60	3.57	414.6
	M2	5 489.65	13 115	41.75	3.67	350.4
CT	M1	24 255.64***	45 899**	40.35	3.72***	835.3***
	M2	456 533	3 415	38.55	0.8	-68.3
MB	M1	1 278.47	17 185***	45.60**	1.54	387.3
	M2	536.41	2 535	37	2.25	73.24
NT	M1	312.78	2 052	32.58	1.38***	6.7
	M2	535.75	3 589	34.78	1.75	18.4
VMC	M1	635.7***	3 125**	72.50*	2.15	57.32***
	M2	134.42	834	45	2.55	14.97
COS	M1	385.78	13 687	27.85	1.75	27.5
	M2	765.25	6 525	20.32	1.97	45.6
BR	M1	97.34	1 315***	56.65**	3.70	1.25
	M2	58.4	118	31.50	-2.30*	0.587
FINAN	M1	21 317.85***	36 558***	83.76***	3.32	1 224.6***
	M2	2 115.85	2 897	45.84	2.45	86.7

FUENTE: Compilación propia.

<sup>a</sup> Media de las variables financieras y contables en la muestra de eventos (M1) y la muestra competidora (M2).

\* Significativamente diferente de 10 por ciento.

\*\* Significativamente diferente de 5 por ciento.

\*\*\* Significativamente diferente de 1 por ciento.

son la estructura del mercado y la intensidad de la tecnología (Clark, 1980). Por último, el costo de la mano de obra por empleado es mayor en empresas sujetas a un convenio colectivo de la empresa, como en el caso de las industrias CVMC, MM, OIM y FINAN. Si nos centramos en los ingresos anuales, estas empresas tienen mejores resultados a pesar de los altos costos de la mano de obra por empleado, salvo en el caso de la industria NT. Hay que considerar que las empresas grandes que obtienen mejores resultados se convierten en blanco de los sindicatos con la finalidad de lograr mejores ingresos por medio de las negociaciones colectivas (Jimeno y Rodríguez, 1996).

#### IV. EVIDENCIA EMPÍRICA: METODOLOGÍA Y RESULTADOS

Como se comentó en la Introducción, queremos investigar si los convenios colectivos en las empresas tienen un efecto en la cotización bursátil, el volumen de contratación y la volatilidad de las empresas. Para este fin, se empleará la técnica del *Event Study* o estudio de eventos.<sup>15</sup>

##### 1. Efecto en la cotización bursátil

Dado que la cotización bursátil es el valor de una empresa y que cambia inmediatamente en respuesta a cualquier evento que pueda potencialmente afectar los futuros flujos de ganancias de la empresa, podemos cuantificar el efecto en el valor corporativo de un acontecimiento dado al observar los cambios en la cotización bursátil durante un periodo muy breve en torno de la fecha del acontecimiento. Comenzamos por cuantificar los rendimientos anormales de las empresas que firman un convenio colectivo en una fecha cercana al evento. Para ello, suponemos que el rendimiento dado por el mercado está distribuido normalmente.

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

en el que  $R_{it}$  es el rendimiento de la empresa  $i$  el día  $t$ ;  $R_{mt}$  denota el rendimiento de la cartera de valores el día  $t$ ;  $\alpha_i$  significa el rendimiento esperado de la empresa  $i$ , el cual es independiente del mercado;  $\beta_i$  representa la sensibilidad del rendimiento de la empresa  $i$  ante cambios en el rendimiento del mercado, y  $\varepsilon_{it}$  es una perturbación aleatoria. Esta ecuación nos permite calcular los rendimientos anormales diarios ( $RA_{it}$ ) con base en la información de la empresa  $i$ :

$$RA_{it} = R_{it} - (\alpha_i + \beta_i R_{mt}) \quad (7)$$

en la que  $\alpha_i$  y  $\beta_i$  son las estimaciones de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) de la ecuación (6), calculadas al aplicar un periodo de 145 días antes del anuncio.<sup>16</sup> Este es un intervalo conveniente para la estimación de los

<sup>15</sup> Véase mayores pormenores de la metodología de estudio de hechos en Campbell *et al* (1997) y Khotari y Warner (2007).

<sup>16</sup> Los parámetros  $\alpha_i$  y  $\beta_i$  también se estimaron mediante la técnica no paramétrica de Theil y se obtuvieron los mismos resultados.

parámetros según la evidencia empírica que está disponible en el estudio de eventos.<sup>17</sup>

Se calcula un promedio transversal de los rendimientos anormales de las acciones durante cada día del periodo del evento, lo que arroja el promedio de rendimientos anormales diarios  $RA_t$ . Considerando la posibilidad de que el mercado anticipa información del evento o que pueda retrasarse el anuncio del mismo, tomamos un periodo del evento de 11 días en torno de la fecha en que se firma el convenio colectivo: desde el día  $t_1 = -5$  hasta el día  $t_2 = +5$ . A fin de que el análisis sea más extenso, calculamos los rendimientos anormales acumulados  $RAA(t_1, t_2)$  para conocer el efecto acumulado del hecho.

Si la firma de un convenio colectivo de la empresa les trasmite nueva información a los inversionistas, el valor esperado de los rendimientos anormales debe ser significativamente diferente de 0. Empleamos la prueba de Corrado (1989) y la técnica *bootstrap* para poner a prueba esta hipótesis. Un análisis de la evolución de los rendimientos anormales en la ventana de estudio indica que algunas de las distribuciones están un poco sesgadas y presentan leptocurtosis. La prueba de Jarque-Bera no valida la distribución normal de la muestra, por lo que la hipótesis propuesta debe ponerse a prueba mediante una prueba no paramétrica. Una prueba de esta índole debe considerar la presencia de una distribución no normal, al igual que la prueba de Corrado (1989). A diferencia de las pruebas paramétricas, la prueba de Corrado no hace ninguna presunción en cuanto a la distribución de los rendimientos. La prueba de Corrado también se adapta para controlar por la contratación eventual (Corrado y Zivney, 1992). Asimismo, el presente estudio incorpora una prueba no paramétrica adicional basada en la metodología *bootstrap*.<sup>18</sup>

Para analizar la solidez de los resultados obtenidos en el estudio de hechos, se agregó un filtro para la identificación de rendimientos anormales económicamente significativos distinto al de la metodología tradicional.<sup>19</sup> Consideramos como desempeño atípico una situación en la que los rendimientos anormales se ubican fuera del rango establecido. Dicho rango

<sup>17</sup> Para los convenios colectivos firmados en los primeros meses de 1995 se emplea el rendimiento diario de 1994 para completar el periodo de estimación de 145 días previo al periodo del evento.

<sup>18</sup> La prueba busca obtener la distribución empírica de la variable objetivo y poner a prueba la significación de la misma basada en la distribución simulada. La distribución del estadístico *t* tradicional se simula para obtener los valores críticos de la distribución simulada.

<sup>19</sup> Para ello, seguimos la metodología que aplicaron Ryan y Taffler (2004).

comprende el doble de la desviación estándar por encima y por debajo de los rendimientos anormales calculados a lo largo del periodo de 145 días previo al hecho. Como rendimientos normales empleamos el modelo del mercado para el cálculo de los rendimientos anormales. Una vez obtenidos, consideramos como significativos aquellos que se ubican fuera del rango y ponemos a prueba la significación de los rendimientos anormales seleccionados mediante la prueba no paramétrica de Corrado. Los resultados son los mismos que se obtienen con la metodología tradicional.<sup>20</sup>

## 2. Efecto en los volúmenes de contratación

En cuanto a los volúmenes anormales de contratación observados el día  $t$  para cada acción  $i$ , se emplea la metodología propuesta por Bailey *et al* (2002) y Chae (2002).<sup>21</sup> Ellos calculan los volúmenes anormales de contratación con base en el promedio de los volúmenes de contratación durante el periodo de estimación de cada empresa. En nuestro estudio se comparan los volúmenes de contratación observados para cada día y empresa en los días cercanos al momento de la firma del convenio colectivo ( $V_{it}$ ) con el promedio del capital negociado en el periodo de 145 días anterior a la ventana del hecho, y el volumen esperado.<sup>22</sup>

$$v_{it} = \ln(1 + V_{it}) \quad (8)$$

en la que  $v_{it}$  es la transformación logarítmica del volumen observado y  $\bar{v}_{it}$  denota el volumen esperado. El volumen anormal de contratación de acciones  $i$  el día  $t$  del periodo del hecho es el excedente que se observó por encima del volumen,

<sup>20</sup> La predicción derivada del modelo del mercado se basa en la relación histórica entre la empresa y la bolsa. Si se filtra información de un convenio colectivo a los inversionistas durante el periodo de estimación del modelo, entonces esta noticia sesgará los parámetros del modelo de la empresa y, a su vez, producirá  $RAA(t_1, t_2)$  como respuesta a una noticia errónea. Usar rendimientos ajustados por el mercado ayuda al investigador a evitar estimar parámetros para el modelo del mercado que pudieran haberse sesgado a causa de la anticipación o el efecto *ex post* del convenio laboral. Por tanto, también se emplearon los rendimientos ajustados por el mercado. Obtenemos los mismos resultados que en la predicción basada en el modelo del mercado.

<sup>21</sup> La bibliografía emplea varios modelos para estimar los volúmenes anormales de contratación en torno de un evento. El modelo ajustado por el mercado en el que se basaron Atiase y Bamber (1994) y el modelo que aplicaron Kross *et al* (1994) miden los volúmenes anormales de contratación ajustados a la mediana de los volúmenes durante el periodo analizado para cada empresa.

<sup>22</sup> La transformación de las variables con logaritmos resuelve el problema de la no normalidad.

$$VA_{it} = v_{it} - \bar{v}_{it} \quad (9)$$

Se obtiene un promedio transversal de los volúmenes anormales de contratación para cada día de la ventana del hecho, lo que arroja el volumen promedio de rendimientos anormales diarios

$$VA_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N VA_{it}$$

Por último, se captan los posibles adelantos o retrasos en el anuncio de la información al analizar el excedente del volumen anormal de contratación acumulado en las distintas ventanas de tiempo cercanas a la fecha del evento,

$$VAA(t_1, t_2) = \sum_{t=t_1}^{t_2} VA_t \quad (10)$$

Para confirmar la presencia o ausencia de volúmenes anormales ocasionados por el evento, se aplica la prueba no paramétrica de Corrado (1989) y la técnica *bootstrap* no paramétrica.

### 3. Efecto en la volatilidad

Brown *et al* (1988) afirman que la nueva información, ya sea positiva o negativa, tiende a aumentar o disminuir los rendimientos esperados y la incertidumbre asociada con una acción dada. Por ende, una volatilidad baja significaría que la nueva información reduce la incertidumbre de los inversionistas en cuanto a la evolución de los ingresos de la empresa. Para realizar este análisis se compararon los rendimientos anormales cuadrados de cada acción  $i$  como sustituto de la varianza específica de cada empresa para cada día de la ventana del hecho, lo cual corresponde al promedio de los rendimientos anormales cuadrados que se estimó para el periodo de 145 días anteriores para cada acción bursátil  $i$ .

$$VOLP_{it} = RA_{it}^2 - \frac{\sum_{t=1}^{145} RA_{it}^2}{145} \quad (11)$$

CUADRO 3. *Variables anormales del mercado, Prueba de Corrado (1989)*  
y método bootstrap ( $N = 138$ )

(Efecto de un convenio colectivo de la empresa en las variables del mercado)

Día	RA <sub>t</sub>	CORRADO	BOOTSTRAP	VA <sub>t</sub>	CORRADO	BOOTSTRAP	VOL <sub>t</sub>	CORRADO	BOOTSTRAP
<i>A. Variables de mercado anormales diarias</i>									
-5	-0.0020	-0.339	-1.308	0.3759	0.978	0.306	0.0001	0.646	0.322
-4	0.0009	0.566	0.272	0.5423	2.152**	2.347***	0.0001	1.613	1.625
-3	0.0007	0.085	0.228	0.3921	1.835*	1.530	0.0001	0.246	1.128
-2	0.0016	0.939	1.096	-0.3255	-1.235	0.102	-9.64E-05	-1.756*	-0.902
-1	0.0001	-1.196	-1.009	0.1675	0.895	0.102	-1.25E-05	-0.122	1.264
0	-0.0015	-1.651*	-2.035**	0.4457	2.433***	2.755***	-0.0003	-1.403	-1.466
1	-0.0021	-1.708*	-1.684*	0.0398	0.589	1.530	-0.0002	-3.576***	-1.402
2	-0.0031	-2.221**	-2.153**	-0.1686	0.245	0.918	-0.0001	-2.123***	-1.905*
3	0.0003	0.980	-0.091	0.1245	0.008	1.939*	-8.25E-05	-1.479	-1.601
4	-0.0015	-0.683	-1.672*	-0.3234	-1.125	0.918	-7.78E-05	-0.765	-1.426
5	-0.0000	-0.512	-0.285	-0.0685	-1.255	0.102	0.0001	1.475	0.686
<i>Intervalo</i>									
	CAR(t <sub>1</sub> , t <sub>2</sub> )	CORRADO	BOOTSTRAP	CAV(t <sub>1</sub> , t <sub>2</sub> )	CORRADO	BOOTSTRAP	CAVOL(t <sub>1</sub> , t <sub>2</sub> )	CORRADO	BOOTSTRAP
<i>B. Variables anormales acumuladas del mercado</i>									
(-5, +5)	-0.0063	-2.223**	-2.204**	1.2426	0.978	0.714	-0.0003	-0.182	-0.896
(-2, +2)	-0.0050	-2.733***	-2.695***	0.2908	-0.825	0.714	-0.0006	-1.976**	-2.317**
(-1, +1)	-0.0035	-2.730***	-2.730***	0.7873	1.305	1.122	-0.0003	-1.962**	-1.252
(-5, -1)	0.0014	0.501	0.363	1.2435	2.239***	2.576***	0.0001	1.978**	1.671*
(+1, +5)	-0.0077	-2.733***	-2.658***	-0.3375	-0.361	1.349	-0.0003	-0.607	-1.056

\* Significativamente diferente de 10 por ciento.

\*\* Significativamente diferente de 5 por ciento.

\*\*\* Significativamente diferente de 1 por ciento.

$VOLP_{it}$  es un promedio transversal de cada día de la ventana del evento que se calcula a fin de obtener el promedio diario de la volatilidad anormal

$$VOLP_t = N^{-1} \sum_{t=1}^N VOLP_{it}$$

Para que el análisis fuera más extenso, calculamos las volatilidades anormales acumuladas durante el periodo  $(t_1, t_2)$ ,

$$VOLPA(t_1, t_2) = \sum_{t=t_1}^{t_2} VOLP_t \quad (12)$$

Al igual que en la subsección anterior, se emplean la prueba de Corrado (1989) y la técnica *bootstrap* no paramétrica para comprobar si el hecho afecta la volatilidad de las acciones en análisis.

#### 4. Resultados

Ahora procedemos a analizar los resultados de las variables de mercado que se obtuvieron mediante la metodología descrita líneas arriba. El cuadro 3 muestra los resultados de las pruebas de significación para rendimientos anormales, volúmenes anormales de contratación y volatilidad anormal. La parte A muestra el promedio diario de los rendimientos anormales,  $RA_t$ , durante la ventana del hecho  $(-5, +5)$ . Los cambios más significativos ocurren el día en que se firma el convenio. El valor de  $RA_t$  es  $-0.15\%$  el día del evento y la prueba de Corrado y la prueba *bootstrap* arrojan valores significativos de  $-1.65$  y  $-2.03$ , respectivamente. El valor de  $RA_t$  un día después del anuncio es  $-0.21\%$ , lo cual también es negativo y significativo según las pruebas de Corrado y *bootstrap*. La reducción más acusada en las cotizaciones bursátiles sucede el día  $+2$ , cuando se obtiene un valor de  $-0.31\%$ , lo que es significativo según ambas pruebas. Este resultado concuerda con lo sugerido por nuestras predicciones teóricas de rendimientos anormales negativos.

Respecto a las pruebas de significación para volúmenes anormales de contratación diarios,  $VA_t$ , los cambios más significativos se observan los días  $-4, 0$  y  $3$  según la técnica *bootstrap*. Según Beaver (1968a), Karpoff (1986) y Bamber y Cheon (1995), la presencia de volúmenes de contrata-

ción grandes antes del hecho indica que existe asimetría en la información y heterogeneidad en las expectativas de los inversionistas individuales. Esta heterogeneidad proviene de las diferencias en términos de preferencias y del tipo de información que se obtiene antes de que el anuncio llegue al mercado. A diferencia de nuestro modelo, el que se supone que existe homogeneidad en las expectativas de los inversionistas, nuestras predicciones también indican volúmenes de contratación positivos. Las expectativas de heterogeneidad hacen que el modelo sea analíticamente intratable aunque las conclusiones cualitativas son las mismas. Observamos que los resultados empíricos se adecuan a nuestra hipótesis de manera muy precisa el día del evento: los rendimientos anormales negativos y los volúmenes anormales de contratación positivos en el momento 0 indican que las reducciones en la cotización bursátil provienen de la presión a la venta en las acciones, ya que el hecho se interpreta como una mala noticia. Argumentamos que esto se debe al perfil de los inversionistas con aversión al riesgo.

La presencia de volúmenes de contratación anormales y positivos el día 3 de la ventana se explica porque la información no les llega a todos los inversionistas al mismo tiempo, por lo que éstos ajustan sus carteras de manera asimétrica (como sugieren Morse, 1981; Karpoff, 1986, y Bamber, 1987). Otra explicación es que los inversionistas actúan estratégicamente al vender o comprar acciones para maximizar sus utilidades a corto plazo.

Otra manera de analizar si el hecho tiene contenido informativo es medir los cambios en la volatilidad anormal,  $VOLA_t$ . Nuestros resultados sugieren que ha habido un cambio en el signo de la volatilidad. En particular, entre los días -2 y 2 se presenta una reducción de -0.0097 a -0.01%, lo que indica una reducción en la incertidumbre en los días cercanos al evento.

En la parte B continuamos con las variables anormales acumuladas del mercado. Los rendimientos anormales acumulados promedio,  $RAA(t_1, t_2)$ , en la ventana del hecho (-5, +5) son de -0.63%, una cifra altamente significativa según todas las pruebas que se aplicaron. Se observa el mismo resultado para las ventanas (-2, +2) y (-1, +1). También observamos rendimientos anormales negativos y significativos en las ventanas posteriores al evento, por ejemplo (+1, +5) con un valor  $p$  de -2.73 y -2.65, lo cual es significativo según ambas pruebas. La disminución más fuerte ocurre en la ventana (+1, +5), que representa -0.77%. Además, todas las ventanas son significativas según la prueba *bootstrap*. Nuestros resultados coinciden con la investigación anterior de Ruback y Zimmerman (1984) acerca del merca-

do de los Estados Unidos y la de Inurrieta (1997b) de la Bolsa de Madrid. El estudio se amplió para abarcar una ventana del hecho más extensa (-30, +30) días, aunque no se detectó ningún cambio significativo. Los criterios para la definición de la ventana son de suma importancia ya que la mayoría de los rendimientos anormales negativos son significativamente diferentes de 0 durante dicha ventana. Este resultado permite la admisión de una eficiencia semifuerte en la bolsa española.

Si consideramos el valor promedio acumulado del volumen anormal de contratación,  $VAA(t_1, t_2)$ , vemos que el valor más bajo (es decir, el periodo en el que las cotizaciones bursátiles experimentan las caídas más acusadas) es el periodo comprendido entre los días (-2, +2). Para el intervalo (-5, -1), existen cambios positivos y significativos en los volúmenes acumulados promedio, mismos que representan 345% de las pruebas que se aplicaron. Se observa que los valores de  $VAA(t_1, t_2)$  más altos se presentan antes de la fecha en que se firma el convenio. Cabe la posibilidad de que esto sea provocado por un desacuerdo en la interpretación de la información cuando ésta se da a conocer en el mercado, o bien, por la presencia de inversionistas con expectativas heterogéneas preexistentes. Después del momento 0, las ventanas posteriores al hecho no son significativas. Los volúmenes de contratación más grandes siguen presentándose hasta el momento de la firma del convenio colectivo. De ahí en adelante, se observa una reducción significativa.

En cuanto a la volatilidad anormal acumulada,  $VOLAA(t_1, t_2)$ , hay un signo negativo significativo en la volatilidad anormal en las ventanas (-2, +2) y (-1, +1), con una menor reducción de la volatilidad en (-2, +2), como lo indica su valor: -0.06%, significativo a 5% según tanto la prueba de Corrado como la prueba *bootstrap*. Cabe destacar que en las ventanas previas al hecho anteriores al día -1, la volatilidad tiene un signo significativo positivo según tanto la prueba de Corrado como la prueba *bootstrap*, de conformidad con los mayores volúmenes de contratación de las acciones afectadas por la firma de un convenio colectivo de la empresa. Estos resultados concuerdan con el comportamiento de la bolsa española cuando se examina una serie de volúmenes y volatilidades a largo plazo con una correlación positiva entre ambas variables. A medida que se acerca la fecha del evento, tanto la volatilidad como los volúmenes de contratación se reducen. Por tanto, cuando la bolsa de valores española recibe nueva información de relaciones laborales, se producen dos efectos positivamente correlacionados: una reducción de los rendimientos y una reducción de la volatilidad específica.

Los resultados obtenidos para las variables acumuladas siguen la misma línea que los de los promedios de las variables para los distintos días de la ventana del eventos. Por ende, los hallazgos del modelo teórico también son aplicables en el caso de las variables acumuladas.

En general, nuestros resultados indican nuevamente que los volúmenes excedentes de contratación en los días anteriores a la firma del convenio colectivo reflejan que el hecho tiene contenido informativo para los inversores. Sin embargo, el mercado interpreta la información de otra manera, lo que genera volúmenes de contratación anormales y positivos, así como una ausencia de cambios en la cotización bursátil. Por ende, a partir del día del hecho y debido a la interpretación negativa del mercado, el excedente de capitales contratados junto con la reducción de la cotización bursátil indican una mayor presión a la venta en las acciones que son afectadas por la firma del convenio.

## V. LA CORRESPONDENCIA ENTRE LAS CARACTERÍSTICAS DE UNA EMPRESA Y LOS RENDIMIENTOS ANORMALES ACUMULADOS

Deseamos explicar los cambios en los rendimientos anormales acumulados por industria,  $RAA_i(t_1, t_2)$ , en la ventana de estudio por medio de las características y el entorno de mercado de la empresa. Como afirma el modelo teórico, se espera que las características de las empresas influyan en el comportamiento del inversionista debido a la aversión al riesgo. En particular, si algún hecho (por ejemplo, la firma de un convenio colectivo) afecta el flujo de efectivo de una empresa, la reacción de los inversionistas es vender una parte de la cartera de valores afectada. El valor de  $RAA_i(t_1, t_2)$  se analiza en términos del tamaño, los resultados obtenidos el año anterior a la firma del convenio, el incremento laboral, el choque, la productividad, la sindicalización y el sector al que pertenece la empresa.<sup>23</sup>

$$\begin{aligned}
 RAA_i(t_1, t_2) = & \sum_{k=1}^{11} \beta_k INDUSTRIA_i + \beta_{12} TAMAÑO_i + \beta_{13} INGRESOS_i + \\
 & + \beta_{14} DERIVALABORAL_i + \beta_{15} CHOQUE_i + \beta_{16} PRODUC.C_i + \\
 & + \beta_{17} TASADECOBERTURA_i + \mu_i
 \end{aligned} \tag{13}$$

<sup>23</sup> Se ha verificado empíricamente que la probabilidad de que las empresas españolas grandes participen en la negociación de un convenio colectivo con la empresa es muy alta (Jimeno y Rodríguez, 1996).

La variable *INDUSTRIA* se incluye como una variable ficticia por industria. El criterio que se usa para la clasificación de las empresas se basa en la clasificación de la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV) como se ilustra en el cuadro 1. La variable *TAMAÑO* es el tamaño de la empresa (expresado en logaritmos). El signo del coeficiente debería ser positivo cuanto más grande sea la empresa, ya que es menos castigada por el mercado debido a la mayor cantidad y calidad de la información que la empresa de que se trate divulga en el mercado (Lang y Lundholm, 1993). La variable *INGRESOS* mide el aumento en los rendimientos por empresa (expresado en logaritmos). También se incluyen ciertas variables explicativas con el propósito de explicar las consecuencias más inmediatas que resultan del convenio. Se toma la variable *DERIVALABORAL* como el cambio esperado en los costos de la mano de obra por empleado y la variable *CHOQUE* mide el efecto de la parte inesperada del aumento salarial en el costo de la mano de obra (ambas variables se definen en la sección III). Según Abowd (1989), se debería esperar una relación negativa entre los rendimientos anormales y la variable *CHOQUE*. Incluimos las cláusulas de productividad como *PRODUC.C*, que es una variable dicotómica (*dummy*) que toma un valor de 1 si la empresa incluye una cláusula de productividad (como incentivos o bonos) o de 0 en caso contrario. Por último, se emplea la variable *TASADECUBERTURA* para cuantificar el número de trabajadores que están sujetos a algún convenio colectivo.

Si los inversionistas actúan de acuerdo con términos del convenio, las empresas que tienen grandes aumentos salariales, un gran número de empleados y una importante sindicación (medido según la *TASADECUBERTURA*) serán las que más se penalizan por el mercado. Por otra parte, las empresas que pactan cláusulas de productividad serán menos penalizadas porque se supone que los aumentos salariales se compensan con una alta productividad marginal.

Un análisis preliminar de la matriz de correlación de variables muestra multicolinealidad. El problema se resuelve al seleccionar dimensiones no colineales independientes. Por ende, acomodamos cuatro tipos de ecuaciones que conforman distintas combinaciones de las variables de las empresas elaboradas para que en conjunto superen el problema de la multicolinealidad.

Se realizó la prueba de White para poder verificar la homoscedasticidad y aceptar la hipótesis 0 de igualdad de las varianzas de los residuos. La prueba de Jarque-Bera confirma la normalidad de los residuos y demuestra la presencia de homoscedasticidad. Sin embargo, la prueba de Durbin-Watson

CUADRO 4. *Determinantes de los rendimientos anormales. Ventana (-5, +5)*

Variable	REG1	REG2	REG3	REG4
OIM	-0.016	-0.014*		
MM	-0.014*	-0.014*		
QUI	-0.010**	-0.009**		
SP	-0.012	-0.013		
CT	-0.015**	-0.010*		
MB	-0.014	-0.009		
NT	-0.012**	-0.010*		
VMC	-0.009	-0.009		
COS	-0.008***	-0.0010**		
BR	-0.010	-0.012		
FINAN	-0.017	-0.019		
TAMAÑO	+0.005***			+0.005***
INGRESOS		+0.003**	+0.006***	
DERIVALABORAL	-0.047		-0.035	
CHOQUE		-0.001**		-0.002***
PRODUCTIVIDAD	+0.003	+0.005	+0.005	+0.001
TASADECOBERTURA	-0.0004	-0.0003	-0.0002	-0.0002
R <sup>2</sup>	0.29	0.25	0.33	0.27
Pr(F)	0.00	0.00	0.00	0.00

<sup>a</sup> Resultados del análisis de regresión enfocado a detectar qué factores pueden tomarse en cuenta para explicar los cambios en los rendimientos anormales durante la ventana (-5, +5).

\* Significativo a 10 por ciento.

\*\* Significativo a 5 por ciento.

\*\*\* Significativo a 1 por ciento.

acepta la presencia de autocorrelación de los residuos de orden 1. Por consiguiente, la estimación se realiza mediante mínimos cuadrados (MC), ya que la significación de los cocientes se determinaron con base en la matriz de varianza-covarianza sólida a formas generales de autocorrelación de Newey-West.<sup>24</sup> El cuadro 4 resume los resultados de las regresiones transversales. El cociente de  $R^2$  es más de 25%, así que las variables independientes explican un porcentaje relativamente aceptable de la inestabilidad de la variable endógena. En cuanto a las variables explicativas, las pruebas concluyen que se obtiene información significativa cuando se introducen las características de las empresas.

Cuando se incluyen las variables ficticias para diferenciar por industria, los sectores en los que los rendimientos se ven afectados significativamente de manera negativa por el convenio colectivo son los de QUI, MM, CT, NT y

<sup>24</sup> Según Karafath (1994) el procedimiento de MC parece ser más eficiente que otros métodos más complejos cuando los rendimientos anormales son las variables dependientes; este es el caso incluso en situaciones en las que existe heteroscedasticidad residual correlacionada con las variables independientes.

cos. Además, el efecto del convenio de los rendimientos es negativo y no significativo en los demás sectores. El signo de la relación entre las variables *TAMAÑO* e *INGRESOS* anuales y  $RAA_i(t_1, t_2)$  es positivo, como era de esperarse. Esto significa que los inversionistas penalizan las empresas más grandes que obtienen utilidades más altas.

El cuadro 4 también muestra que las demás variables (salvo *INDUSTRIA*, *TAMAÑO* e *INGRESOS*) afectan significativamente las magnitudes anormales. A medida que el la deriva salarial que resulta de los convenios produce un aumento en los costos de la mano de obra (que quizá reduzca los flujos de efectivo futuros y lleve a una reducción de la cartera de inversión), argumentamos que las empresas que negocian salarios más altos deberían ser penalizadas por el mercado. La variable *CHOQUE* tiene un efecto negativo y significativo en los rendimientos anormales. Como argumenta Abowd (1989), durante la negociación del nuevo convenio colectivo, los inversionistas racionales ajustarán el valor de la riqueza de los inversionistas para reflejar toda la información del costo futuro y esperado de la mano de obra. En cuanto a la variable *PRODUCTIVIDAD* se puede observar que el efecto de la productividad de los rendimientos anormales es positivo mas no significativo. Argumentamos que las empresas que pactan una alta productividad en su convenio colectivo no compensan el efecto negativo del alza salarial. Entonces, los inversionistas no esperan recuperar el costo adicional de la mano de obra en forma de una mayor productividad, ya que esperan cargar con la responsabilidad financiera de todo aumento inesperado en el costo de la mano de obra. Por último, la variable *TASADECOBERTURA* señala una relación negativa pero no significativa. Por consiguiente, las empresas que tienen una sindicación importante son penalizadas por el mercado de manera moderada.

## CONCLUSIONES

En el presente artículo se investiga si un convenio colectivo con la empresa afecta la valoración de la cotización bursátil de las empresas a criterio de los inversionistas. Nuestra hipótesis es que un convenio colectivo de la empresa se incorpora como información negativa cuando los inversionistas tienen aversión al riesgo. Con este supuesto, este artículo analiza las consecuencias que tiene un evento de esta índole para tres variables: rendimientos anormales, volúmenes anormales de contratación y volatilidad anormal en los días cercanos a la fecha en que se firma el convenio.

Primero, se introduce un modelo teórico para motivar nuestro estudio empírico. Suponemos que los inversionistas tienen aversión al riesgo. Descubrimos que las carteras de inversión que incluyen acciones en empresas afectadas por un convenio colectivo con la empresa se modifican; si se espera una disminución en las utilidades de la empresa, los inversionistas modifican la composición de su cartera de valores. Cuando se firma un convenio colectivo con la empresa, los inversionistas que tienen aversión al riesgo pueden negociar acciones en la empresa mediante el desempeño bajista de sus acciones para evitar posibles pérdidas provocadas por una reducción de las utilidades de la empresa. Un aumento en los salarios que no es compensado con aumentos en la productividad puede reducir el valor presente de las utilidades de la empresa y, por consiguiente, la cotización bursátil de la empresa baja. Los principales hallazgos teóricos son que con un convenio colectivo de la empresa se presentan rendimientos anormales negativos y un aumento en los volúmenes de contratación.

En segundo lugar, realizamos el estudio empírico. La muestra abarca empresas que cotizaron en la Bolsa de Madrid y firmaron un convenio colectivo de la empresa entre el 2 de enero de 1995 y el 31 de diciembre de 2006. Un análisis de los movimientos en las cotizaciones bursátiles, los volúmenes de contratación y la volatilidad durante una ventana de cinco días en torno del día del evento muestra que el anuncio de un convenio colectivo de la empresa contiene información relevante. Por una parte, encontramos rendimientos anormales negativos y volúmenes de contratación anormales positivos en la ventana del evento. Por otra parte, la volatilidad específica de las acciones bursátiles disminuye. Esto tal vez indique que la información transmitida cuando se firma un convenio no se percibe como un choque sino más bien como una reducción de la incertidumbre de los inversionistas en cuanto al flujo de efectivo futuro, ya que algunas de las magnitudes que determinarán este último se establecen claramente en el convenio. En general, los resultados empíricos coinciden con nuestros resultados dentro de la ventana del hecho.

Concluimos nuestro estudio con la realización de un análisis de corte transversal a fin de estudiar los rendimientos anormales acumulados en función de distintas industrias y variables. Se observa que las reacciones negativas varían según la industria en la que opera una empresa dada. Asimismo, se encontró una relación significativa entre la reacción del mercado y las características específicas del convenio. En particular, el mercado penaliza

más a las empresas que experimentan aumentos salariales cuantiosos e inesperados.

### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abowd, J. M. (1989), "The Effect of Wage Bargains on the Stock Market Value of the Firm", *American Economic Review*, 79(4), pp. 774-800.
- Atiase, R., y L. Bamber (1994), "Trading Volume Reactions to Annual Accounting Earnings Announcements", *Journal of Accounting and Economics*, 17, pp. 309-329.
- Bailey, W., G. A. Karoly y C. Salva (2002), "The Economic Consequences of Increased Disclosure: Evidence from International Cross-Listings", Artículo de Trabajo, Universidad de Cornell.
- Bamber, L. S. (1987), "Unexpected Earnings, Firm Size, and Trading Volume Around Quarterly Earnings Announcements", *Accounting Review*, 62, pp. 510-532.
- \_\_\_\_\_, y Y. Cheon (1995), "Differential Price and Volume Reactions to Accounting Earnings Announcements", *Accounting Review*, 70, pp. 417-441.
- Bárcena, J. C., y A. Inurrieta (1997), "La negociación colectiva en la Europa Continental: Aproximación al caso Español", Documentos de Trabajo, Biltoki.
- Beaver, W. H. (1968a), *Financial Reporting: An Accounting Revolution*, Nueva Jersey, Englewood Cliffs, Prentice Hall.
- \_\_\_\_\_, (1968b), "Market Prices, Financial Ratios, and the Prediction of Failure", *Journal of Accounting Research*, 6(2), pp. 179-192.
- Bronars, S., y R. Deere (1994), "Unionization and Profitability: Evidence of Spillover Effects", *Journal of Political Economy*, 106(6), pp. 1281-1287.
- Brown, C., W. W. Harlow y S. Tinic (1988), "Risk Aversion, Uncertain Information and Market Efficiency", *Journal of Financial Economics*, 22, pp. 355-385.
- Campbell, J. Y., A. W. Lo y A. C. MacKinlay (1997), "Event-Study Analysis", *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press.
- Chae, J. (2002), "Timing Information, Information Asymmetry, and Trading Volume", Artículo de Trabajo, Escuela de Administración Sloan del ITM.
- Clark, K. (1980), "The Impact of Unionization on Productivity: A Case Study", *Industrial and Labor Relations*, 33, pp. 451-469.
- \_\_\_\_\_, (1984), "Unionization and Firm Performance: The Impact on Profits, Growth and Productivity", *American Economic Review*, 74, pp. 893-919.
- Connolly, R., B. Hirsch y M. Hirschey (1986), "Union Rent Seeking, Intangible Capital, and Market Value of the Firm", *Review of Economics and Statistics*, 68, pp. 567-577.
- Corrado, C. (1989), "A Nonparametric Test for Abnormal Security-Price Performance in Event Studies", *Journal of Financial Economics*, 23, pp. 385-395.

- Corrado, C., y T. Zivney (1992), "The Specification and Power of the Sign Test in Event Study Hypothesis Tests Using Daily Stock Returns", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27(3), pp. 465-478.
- Fama, E.F. (1998), "Market Efficiency, Long-Term Returns, and Behavioural Finance", *Journal of Financial Economics*, 49, pp. 283-306.
- García, C. J., B. Herrero y A. M. Ibáñez (2010), "El papel de la liquidez en el efecto de la nueva información. El caso del Latibex", *EL TRIMESTRE ECONÓMICO*, vol. LXXVII (3), núm. 307, pp. 651-682.
- Inurrieta, A. (1997b), "Internaliza el mercado bursátil español las relaciones laborales: Evidencia empírica a partir de un Event-Day Study", mimeografiado.
- Jimeno, J. F., y D. Rodríguez (1996), "Wage Drift in Collective Bargaining at Firm Level", *Annales d'Economie et de Statistique*, 41/42, pp. 188-205.
- Karafiat, I. (1994), "On the Efficiency of Least Squares Regression with Security Abnormal Returns as the Dependent Variable", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29, pp. 279-300.
- Karpoff, J. M. (1986), "A Theory of Trading Volume", *The Journal of Finance*, 41(5), pp 1069-1087.
- Kothari, S.P., y J.B. Warner (2007), "Econometrics of Event Studies", B. E. Eckbo (comps.), *Handbook of Corporate Finance*, Ámsterdam, Elsevier/North-Holland.
- Kross, W. G. Ha y F. Heflin (1994), "A Test of Risk Clientele Effects via an Examination of Trading Volume Response to Earnings Announcements", *Journal of Accounting and Economics*, 18, pp. 67-88.
- Lang, M. H., y R. J. Lundholm (1993), "Cross-Sectional Determinants of Analyst Ratings of Corporate Disclosures", *Journal of Accounting Research*, 31(2), pp. 247-271.
- Liberty, S., y J. Zimmerman (1986), "Labor Union Contract Negotiations and Accounting Choice", *Accounting Review*, 61(4), pp. 692-712.
- Marcus, A. J. (1982), "Risk Sharing and the Theory of the Firm", *Bell Journal of Economics*, 13(2), pp. 369-378.
- Mas Colell, A., J. Green y M. D. Whinston (1995), *Microeconomic Theory*, Nueva York, Oxford University Press.
- Modigliani, F., y M. Miller (1958), "The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment", *American Economic Review*, 48(3), pp. 261-297.
- Mora, A., y A. Sabater (2008), "Evidence of Income-Decreasing Earnings Management before Labour Negotiations within Firms", *Investigaciones Económicas*, 32(2), páginas 201-230.
- Morse, D. (1981), "Price and Trading Volume Reaction Surrounding Earnings Announcements: A Closer Examination", *Journal of Accounting Research*, 19(2), pp. 374-383.
- Ross, S. A., (1977), "The Determination of Financial Structure: The Incentive-Signaling Approach", *Bell Journal of Economics*, 8(1), pp. 23-40.

- Ruback, R., y M.B. Zimmerman (1984), "Unionization and Profitability: Evidence from the Capital Market", *Journal of Political Economy*, 92(6), pp. 1134-1155.
- Rubinstein, A. (1982), "Perfect Equilibrium in a Bargaining Model", *Econometrica*, 50, pp. 207-211.
- Ryan, P., y R. J. Taffler (2004), "Are Economically Significant Stock Returns and Trading Volumes Driven by Firm-Specific News Releases?", *Journal of Business Finance and Accounting*, 31(1), pp. 49-82.
- Sabater, A.M., y J. Laffarga (2006), "¿Observa el mercado español las relaciones laborales entre empresarios y sindicatos?: Un análisis empírico para el mercado continuo", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 128, pp. 57-86.
- Salinger, M. (1984), "Tobin's q, Unionization, and the Concentration-Profits Relationship", *Journal of Economics*, 15, pp. 159-170.
- White, L. (2008), "Prudence in Bargaining: The Effect of Uncertainty on Bargaining Outcomes", *Games and Economical Behaviour*, 62, pp. 211-231.