

Martínez, Raúl Gómez; Vianes, Jessica Paule; Martínez Navalón, Juan Gabriel

Article

Eficacia de las prohibiciones de las ventas en corto en España

Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa

Provided in Cooperation with:

Universidad Pablo de Olavide, Sevilla

Suggested Citation: Martínez, Raúl Gómez; Vianes, Jessica Paule; Martínez Navalón, Juan Gabriel (2018) : Eficacia de las prohibiciones de las ventas en corto en España, Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa, ISSN 1886-516X, Universidad Pablo de Olavide, Sevilla, Vol. 26, pp. 250-268,
<https://doi.org/10.46661/revmetodoscuanteconempresa.2776>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/286148>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.



<https://creativecommons.org/licenses/by-sa/4.0/>



Eficacia de las prohibiciones de las ventas en corto en España

GÓMEZ MARTÍNEZ, RAÚL

Departamento de Economía de la Empresa
Universidad Rey Juan Carlos (España)

Correo electrónico: raul.gomez.martinez@urjc.es

PAULE VIANES, JESSICA

Departamento de Economía de la Empresa
Universidad Rey Juan Carlos (España)

Correo electrónico: jessica.paule@urjc.es

MARTÍNEZ NAVALÓN, JUAN GABRIEL

Departamento de Economía de la Empresa
Universidad Rey Juan Carlos (España)

Correo electrónico: juangabriel.martinez@urjc.es

RESUMEN

Este trabajo estudia la influencia que han tenido en España las prohibiciones de ventas en corto en su mercado bursátil, siendo su objetivo conocer si dicha medida correctiva verdaderamente ha presentado efectos positivos en el mercado. Para determinar dicha influencia, hemos estudiado la rentabilidad, el riesgo y la liquidez del Ibex 35 en el periodo comprendido entre el 11 de noviembre de 2008 y el 31 de mayo de 2013, diferenciando en este periodo las dos restricciones establecidas en España durante la crisis. Para medir el impacto de estas prohibiciones, se han diseñado modelos econométricos de regresión lineal entre el volumen de préstamo de valores y rentabilidad del Ibex 35, llegándose a la conclusión de que las prohibiciones de las ventas en corto implantadas no han corregido las caídas en las cotizaciones y la volatilidad. Se observa, sin embargo, un significativo descenso en el volumen de negociación durante los periodos en los que la prohibición estaba vigente.

Palabras claves: mercados financieros; ventas en corto; Ibex 35; rentabilidad; volatilidad; volumen de negociación.

Clasificación JEL: G14; G28.

MSC2010: 62P20; 62J05; 62J10; 91G70; 91B24.

Effectiveness of Short Sales Bans in Spain

ABSTRACT

This paper studies the influence of short sales bans on the Spanish stock market, and its objective is to know if this corrective measure has had positive effects on the market. To determine this influence, we have studied the profitability, risk and liquidity of Ibex 35 in the period between November 11, 2008 and May 31, 2013, distinguishing in this period between the two restrictions established in Spain during the crisis. To measure the impact of these bans, econometric linear regression models have been designed between securities lending volume and profitability of Ibex 35, concluding that the bans on short sales implemented have not corrected the falls in quotations or the volatility. However, there is a significant decrease in the volume of trading during the ban periods.

Keywords: Stock markets; short selling; Ibex 35; profitability; volatility; trading volume.

JEL classification: G14; G28.

MSC2010: 62P20; 62J05; 62J10; 91G70; 91B24.



1. INTRODUCCIÓN

Las restricciones a la operativa en corto en el mercado de valores es un tema que ha suscitado opiniones dispares en cuanto a la idoneidad o no de dicha medida como solución a diversos problemas bursátiles.

Encontramos la creciente regulación de las ventas en corto en Estados Unidos, concretamente en la caída de Lehman Brothers el 15 de septiembre de 2008, situación que incrementó el riesgo de crédito y la volatilidad de las acciones, además de reducir el rendimiento general de las inversiones financieras. Esta situación afectó especialmente al mercado inmobiliario estadounidense, motivando entre otras medidas, que la Comisión de Mercados y Valores de Estados Unidos (USSEC) tomara como medida de emergencia la prohibición de las ventas en corto el 19 de septiembre de 2008 (USSEC, 2008) para proteger la integridad y calidad del mercado de valores y fortalecer la confianza del inversionista. Este control de las ventas en corto fue seguido por la Autoridad de Servicios Financieros de Reino Unido (FSA), que impuso una medida similar debido a la turbulencia sufrida en las acciones de las principales entidades financieras en los mercados (Financial Services Authority, 2009). Desde ese momento, distintos países implementaron diversas medidas, temporales o permanentes, prohibiendo la práctica de las ventas en corto, entre los que podemos destacar Bélgica, Francia, Italia y España, quienes se sumaron a dicha iniciativa el 11 de agosto de 2011 prohibiendo las ventas en corto con el objetivo principal de reducir la volatilidad en los mercados financieros.

Esta restricción de la operativa en corto se introdujo en España mediante la Comunicación de la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV) el 11 de agosto de 2011 (CNMV, 2011a), restricción encuadrada en el ámbito de la Autoridad Europea de Valores y Mercados (ESMA), que fue creada por el Reglamento de la UE nº 1095/2010, del Parlamento Europeo y del Consejo. La implantación de esta medida se produjo con el objetivo de reducir la volatilidad de los mercados financieros, especialmente de las acciones de las principales entidades financieras, prohibiendo de forma cautelara las posiciones cortas sobre acciones o cuotas participativas del sector financiero. Sin embargo, dicha restricción se prorrogó hasta que se levantó la prohibición el 15 de febrero de 2012 mediante el consiguiente comunicado (CNMV, 2012a). El levantamiento de la prohibición de las ventas en corto sobre las acciones del sector financiero fue debido a la reducción que se produjo en la volatilidad de las acciones, asociada dicha reducción a las medidas adoptadas por la Unión Europea para la contención de la inestabilidad en los mercados de deuda pública y el reforzamiento fiscal, las nuevas subastas de liquidez a largo plazo del Banco Central Europeo y, concretamente en España, la aprobación por el Consejo de Ministros del Real Decreto-Ley 2/2012 de saneamiento del sector financiero el 3 de febrero de 2012. Además, el mismo comunicado cuestiona la efectividad de la prohibición de las ventas en corto en el periodo en el que se aplicó. No obstante, el 23 de julio de 2012, la CNMV emite de nuevo otra prohibición de las ventas en corto (CNMV, 2012b), esta vez para la totalidad de las acciones, debido a la preocupación de nuevo por la extrema volatilidad, permaneciendo dicha medida hasta que la CNMV decidió no volver a prorrogar su aplicación el 31 de enero de 2013 motivada de nuevo por la reducción de la volatilidad (CNMV, 2013).

La efectividad de estas medidas ha sido cuestionada por diversos autores, incluyéndose la misma CNMV como puede observarse en sus informes anuales (CNMV, 2011b, 2012c), de ahí la importancia de nuestro estudio.

Para evaluar la efectividad o no de las prohibiciones de las ventas en corto, estudiamos la influencia de estas medidas sobre la rentabilidad, la volatilidad y el volumen de negociación del Ibex 35. Para ello, estructuramos el artículo revisando en primer lugar las investigaciones realizadas por diversos autores respecto a la influencia de las ventas en corto en la economía, para posteriormente realizar la prueba empírica con el objetivo de poder comprobar la efectividad de las restricciones en cuanto a la rentabilidad, riesgo y liquidez del mercado.

2. MARCO CONCEPTUAL

El préstamo de valores como medio para obtener rentabilidad cuando el precio de las acciones está cayendo comenzó a principios del siglo XVII en Ámsterdam (Angel y McCabe, 2009). Esta operativa consiste básicamente en el traspaso temporal de títulos entre un prestamista y un prestatario a cambio de un pago previo por dicho traspaso (intereses sobre el nominal o una comisión), obligándose el prestatario a devolver dichos títulos en el momento acordado (Faulkner, 2006).

El préstamo de valores resulta útil tanto para la obtención de una rentabilidad cuando los precios están cayendo (estrategia de posición corta) como para cubrir un descubierto de títulos cuando un custodio debe entregar títulos y no dispone de saldo suficiente para ello. La venta en corto, objeto de nuestro estudio, se produce cuando un inversor con expectativas bajistas pide títulos prestados para posteriormente venderlos en el mercado continuo y comprarlos nuevamente en un plazo de tiempo para devolverlos al prestamista, cerrando así su posición corta (Gómez, 2012).

Las ventas en corto han sido estudiadas por diversos autores, siendo una de las líneas dentro de esta temática la influencia de las ventas en corto sobre los mercados de valores. Pionero en esta temática, Fields (1933) estudió los desequilibrios entre las fuerzas de oferta y demanda para el establecimiento del punto de equilibrio en los mercados de valores, apuntando como causante de dicho desequilibrio al desarrollo de facilidades técnicas que incentivan la especulación, destacando las ventas en corto. Sin embargo, Seneca (1967) fue quien realizó la primera propuesta de modelo para medir la relación entre las ventas en corto y la evolución de los precios, estableciendo que las variaciones en las posiciones cortas de un activo se interpretan como cambios negativos en las expectativas sobre el mismo, incidiendo en las futuras caídas en el precio del mismo. Hanna (1968) encontró varias inconsistencias en el estudio de Seneca (1967) y planteó en 1976 (Hanna, 1976) un estudio atendiendo únicamente al efecto de saltos grandes en los saldos de posiciones cortas llegando a la conclusión de que las posiciones cortas sí inciden en el precio de los títulos en el mercado de valores. Mayor (1968), no obstante, fue el primero en plantear un modelo econométrico para determinar la relación entre las cotizaciones y las ventas en corto, concluyendo que no existe una relación significativa entre los volúmenes de posiciones cortas y los precios de las acciones, llegando Smith (1968) a conclusiones similares. Gup (1973) utiliza un análisis de regresión múltiple para estudiar la relación entre tres indicadores de mercado, entre los que se encuentra la posición corta, y los precios de las acciones determinando que existe una relación significativa entre los indicadores técnicos y los precios de las acciones, siendo la relación existente entre la ratio de posiciones cortas y el precio de las acciones positiva; sin embargo, a pesar de esto, el autor considera limitada la capacidad predictiva del modelo. McDonald y Baron (1973), siguiendo esta línea, determinaron la existencia de una relación positiva entre posiciones cortas y los precios de las acciones mediante un modelo de regresión logarítmico, estableciendo que las ventas en corto, de media, generan pérdidas para sus inversores. Bowlin y Rozeff (1987) aplican un modelo de regresión estudiando las posiciones cortas en tres plazos diferentes, determinando que todos ellos presentan una relación negativa frente al precio de

las acciones; sin embargo, el coeficiente de determinación del modelo es inferior al 10%, reduciendo consistencia a los resultados.

Ya en la década de los 90, Brent *et al.* (1990) tratan de explicar el incremento producido en la utilización de préstamos de títulos para las ventas en corto y el porqué no ha afectado a todos los valores por igual, determinando mediante el modelo de regresión que las compañías con altas betas y la existencia de opciones y valores convertibles (debido a las estrategias de arbitraje) inciden en la toma de posiciones cortas.

La relación entre las posiciones cortas y las operaciones de arbitraje es estudiada en profundidad por Kot (2007), quien determina que los mayores volúmenes de ventas en corto se realizan sobre acciones que son subyacentes de opciones o entregables en bonos convertibles. Woolridge y Dickinson (1994), motivados por el incremento de regulaciones respecto a las ventas en corto y las percepciones populares de su relación con la volatilidad en el mercado, se centraron en determinar el efecto de las ventas en corto sobre el precio de los valores cotizados en el mercado estadounidense mediante un modelo de regresión. Entre sus conclusiones, obtuvieron que la venta en corto incide positivamente, aunque con una baja significatividad, en el rendimiento de los valores y que un volumen elevado de posiciones cortas no es un determinante de una tendencia alcista o bajista. Otros autores que trataron de explicar la relación entre las posiciones cortas y los precios de las acciones fueron Ko y Lim (2006), realizando su estudio tomando como referencia el mercado japonés. Para llevar a cabo su estudio, obtienen dos submuestras, una en un contexto alcista y otra en un contexto bajista, sobre las que aplica el modelo. Llegan a la conclusión de que el aumento del volumen de posiciones cortas incide positivamente sobre los precios de las acciones independientemente de si se sitúan en un contexto alcista o bajista.

Los efectos de la regulación sobre las ventas en corto han sido estudiados también por diversos autores como Diamond y Verreschia (1987), quienes construyen un modelo teórico para estudiar la rapidez con la que los precios en el mercado se ajustan ante nueva información dependiendo de la posibilidad de operar en corto o no, determinando entre otras cuestiones, que las restricciones a la venta en corto provocan que los precios se ajusten más lentamente a las noticias negativas que aparecen sobre los valores y que un incremento inesperado en la ratio de posiciones cortas incide negativamente sobre los precios de cotización; lo cual fue confirmado por el estudio de Aitken *et al.* (1998), quienes estudiaron las reacciones de los precios de mercado ante las ventas en corto intradía, determinando que la ausencia de ventas cortas transparentes puede reducir la capacidad de que los precios contengan información relevante, reduciendo así la eficiencia del mercado. El modelo teórico planteado por Diamond y Verreschia (1987) fue también validado por Senchack y Starks (1993) y Arnold *et al.* (2005), quienes ratificaron que el incremento de la ratio de posiciones cortas afecta negativamente a los precios de cotización, siendo esta relación mayor en los valores que pueden ser negociados como opciones. Albert *et al.* (1997) estudiaron las ventas en corto en el Nasdaq en un periodo sin restricciones a dicha operativa, llegando a concluir que las ventas en corto no inciden en la caída de los precios de los mercados. Determinan que, aunque los vendedores a corto obtienen retornos positivos, el resto de inversores también podía obtener rentabilidad, agregando dicha operativa además liquidez al mercado vendiendo en los mercados al alza. Por tanto, Albert *et al.* (1997) ponen en duda la idoneidad de las reformas establecidas para el Nasdaq y la preocupación pública por las ventas en corto.

Diversos autores han analizado también los efectos de las restricciones a la venta en corto en distintos mercados, como Bris *et al.* (2004) quienes estudian dicho efecto en 59 países determinando que existen diferencias entre que la ley permita la operativa en corto y que ésta sea practicada habitualmente. Dichos autores llegaron en su estudio a que la reducción de las

restricciones a la toma de posiciones cortas reducía la salida de capitales, frente a la imposición de restricciones que reducían la entrada de capitales del exterior. Por tanto, puede establecerse que los inversores internacionales prefieren situar sus capitales en países que permiten el préstamo de valores, permitiéndoles mayores opciones en la gestión de sus carteras, lo que supone una difusión de la información más eficiente. Estos mismos autores estudiaron además la eficiencia de los mercados ligada a las restricciones sobre la posición corta (Bris *et al.*, 2007), relacionando la venta en corto con el desarrollo de los mercados financieros. Para ello, se basan en que cuanto más eficiente es un mercado, mayor es el peso que aporta el riesgo específico de un valor para explicar la evolución del mismo, por lo que un mercado muy poco eficiente se caracterizaría porque su valor podría explicarse casi en su totalidad por la evolución de un índice de mercado de referencia y, por contra, un mercado altamente eficiente se caracteriza porque la evolución del índice de referencia para el mercado tendría poca capacidad explicativa sobre los valores contenidos por el mismo debido a una mayor existencia de información privada y específica del mismo. Bajo esta premisa, mediante el análisis realizado, estos autores determinan que los mercados menos eficientes serían aquellos en los que las ventas en corto están restringidas. Nagel (2005), siguiendo esta línea, identifica que las restricciones a la venta en corto afectan al precio de cotización, provocando ineficiencias en el mercado y errores en el establecimiento de los precios debido a que se sobrevaloran los valores ante noticias positivas y se infravaloran ante noticias negativas. Chen y Zheng (2009) estudiaron la relación entre posiciones cortas y la volatilidad y liquidez del mercado en Hong Kong, llegando a la conclusión de que las ventas en corto no solo no incrementan la volatilidad, sino que además presentan una relación bidireccional positiva entre el volumen de ventas en corto y la liquidez del mercado.

Más recientemente, Saffi y Sigurdsson (2011) estudian como la eficiencia de los precios de las acciones y las distribuciones de retorno se ven afectadas por las restricciones de las ventas en corto, obteniendo que la oferta de préstamos de valores tiene un impacto significativo en la eficiencia, debido a que a menor oferta de préstamos de valores, menor será la eficiencia en los precios; y a que la ausencia de restricciones a las ventas en corto no está asociada a un aumento de la inestabilidad de los precios ni a la aparición de rendimientos negativos extremos. Beber y Pagano (2013) siguieron la línea, para lo cual, estudiaron las prohibiciones a la venta en corto en diversos países ante la crisis de 2007, enfocándose en la variación en los regímenes de ventas en corto para identificar sus efectos sobre la liquidez, la formación del precio y el precio de las acciones. Determinaron que las prohibiciones de las ventas en corto perjudicaban la liquidez, incentivaban la desaceleración en la formación de los precios y perjudicaban la estabilización de los precios. Otra aportación en esta línea ha sido la de Boulton y Braga-Alves (2012), quienes se centran en las ventas al descubierto determinando, entre sus diversas conclusiones, que los rendimientos anormales después de anuncios que indican aumento de ventas al descubierto son generalmente positivos, sugiriendo por tanto que las medidas restrictivas establecidas por la USSEC sobre las ventas en corto no son apropiadas. Boulton y Braga-Alves (2012) no encuentran en su estudio que las ventas al descubierto agraven el impulso de los precios a la baja, o que estos sean mal vistos por el mercado; por contra, sus resultados sugieren que las ventas en descubierto promueven la eficiencia de los mercados al proporcionar liquidez tanto en situaciones de elevada demanda de acciones (mercados alcistas) como en mercados bajistas al facilitar la venta de acciones que se consideran demasiado caras. En el caso europeo, Saastamoinen y Suhonen (2013) evaluaron la prohibición europea de ventas en corto de 2011 mediante una estrategia de investigación cuasi-experimental para determinar su efectividad, llegando a la conclusión de que la volatilidad de los rendimientos bursátiles de las acciones financieras europeas aumentó después de la prohibición, llevando a establecer que las prohibiciones de ventas en corto de 2011 fueron ineficaces.

Respecto a la polémica de si la operativa de ventas en corto viene motivada por la posesión de información privilegiada, Blau y Wade (2012) determinan, utilizando datos de panel, que las ventas en corto es más probable que estén motivadas por la especulación que por la información, siendo apoyado dicho resultado por diversas pruebas de robustez y sensibilidad.

3. PRUEBA EMPÍRICA

3.1. Metodología y datos

Para poder comprobar la efectividad de las medidas restrictivas tomadas sobre la operativa en corto, vamos a tratar de dar respuesta a las siguientes cuestiones:

1. ¿La restricción de las ventas en corto incrementa la rentabilidad del Ibex 35?
2. ¿La restricción de las ventas en corto reduce la volatilidad del Ibex 35?
3. ¿La restricción de las ventas en corto incrementa el volumen de negociación del Ibex 35?

Para dar respuesta a las preguntas planteadas en el estudio, vamos a basarnos en los modelos de regresión para poder establecer la relación existente entre las restricciones a las ventas en corto llevadas a cabo en España y la rentabilidad, riesgo y liquidez del Ibex 35.

Los datos utilizados para analizar la incidencia de las restricciones de las ventas en corto sobre estos tres conceptos han sido las cotizaciones y el volumen de negociación diarios del Ibex 35, y los saldos de títulos prestados diarios, estos recopilados de la Bolsa de Madrid, desde el 10 de noviembre de 2008 al 31 de mayo de 2013, encontrándose en dicho periodo las dos restricciones mencionadas.

3.1.1. ¿La restricción de las ventas en corto incrementa la rentabilidad del Ibex 35?

Las posiciones cortas deben ir asociadas a una posición de préstamo de valores, por lo que, en un contexto de prohibición de ventas en corto, el préstamo de valores debe verse afectado.

Por tanto, para determinar si las restricciones a las ventas en corto mejoran la rentabilidad del Ibex 35, proponemos la utilización del modelo lineal simple para analizar si la variación en el volumen de títulos prestados incide en la rentabilidad del índice y en qué sentido se produce dicha incidencia. Formulamos por tanto el siguiente modelo similar al propuesto por Woolridge y Dickinson (1994):

$$RENTABILIDAD_t = \alpha + \beta PV_VAR_t + \varepsilon_t \quad (\text{Modelo 1})$$

donde:

- $RENTABILIDAD_t$ representa la rentabilidad ofrecida por el Ibex 35 en el momento t .
- PV_VAR_t representa la variación en el valor a precios de mercado del saldo total de títulos prestados sobre acciones del Ibex 35 en el momento t .

Si las ventas en corto tuviesen capacidad para inducir un mercado bajista, esperaríamos un parámetro β estimado negativo; sin embargo, un parámetro β positivo indicaría que la operativa en corto impulsa la rentabilidad de las acciones del mercado.

Así las variables utilizadas en el modelo se han obtenido como podemos ver a continuación:

- Rentabilidad del Ibex 35:

$$RENTABILIDAD_t = \frac{IBEX_t - IBEX_{t-1}}{IBEX_{t-1}} \cdot 100$$

donde:

- $IBEX_t$ representa los puntos del Ibex 35 en el momento t .

- Variación del saldo total de los títulos prestados del Ibex 35:

$$PV_VAR_t = \frac{PV_t - PV_{t-1}}{PV_{t-1}} \cdot 100$$

donde:

- PV_t representa el saldo total de títulos prestados en el momento t a precios de mercado de todos los valores del Ibex 35, siendo este:

$$PV_t = \sum_{i=1}^{35} PV_{it} Q_{it}$$

donde:

- PV_{it} es el número de títulos prestados del valor i en la sesión t .
- Q_{it} es la cotización del valor i al cierre de la sesión t .

Además de estudiar la relación existente entre las restricciones en corto y la rentabilidad en el Ibex 35, analizaremos si existen diferencias significativas en la rentabilidad del Ibex 35 en función de si nos encontramos en una etapa con restricciones o en una etapa en la que es posible operar en corto. Para estudiar dichas diferencias, nos basaremos en los modelos ANOVA, concretamente en el ANOVA de un solo factor de efectos fijos.

3.1.2. ¿La restricción de las ventas en corto reduce la volatilidad del Ibex 35?

La cuestión principal que motivó las prohibiciones de las ventas en corto ha sido la volatilidad; por tanto, es clave la comprobación de si estas medidas efectivamente han contribuido a reducir la volatilidad.

Siguiendo el planteamiento utilizado para estudiar la influencia de las restricciones a la operativa en corto en el rendimiento del Ibex 35, estudiaremos la influencia que presenta dicha medida sobre la volatilidad del Ibex 35.

En este caso, si las ventas en corto incrementaran la volatilidad del índice, esperaríamos un parámetro β positivo y, por el contrario, un parámetro β negativo indicaría que las ventas en corto contribuyen a la reducción del riesgo en las acciones.

Formulamos por tanto el siguiente modelo:

$$VOLATILIDAD_t = \alpha + \beta PV_VAR_t + \varepsilon_t \quad (\text{Modelo 2})$$

donde:

- $VOLATILIDAD_t$ representa la volatilidad del Ibex 35 en el momento t .
- PV_VAR_t representa la variación en el valor a precios de mercado del saldo total de títulos prestados sobre acciones del Ibex 35 en el momento t .

La Volatilidad del Ibex 35 ha sido calculada, siguiendo a Chen y Zheng (2009), como:

$$VOLATILIDAD_t = \frac{IBEX_HIGH_t - IBEX_LOW_t}{(IBEX_HIGH_t + IBEX_LOW_t)/2} \cdot 100$$

donde:

- $IBEX_HIGH_t$ representa el punto máximo del Ibex 35 en el momento t .
- $IBEX_LOW_t$ representa el punto mínimo del Ibex 35 en el momento t .

Además, al igual que planteamos para la rentabilidad, estudiaremos si existen diferencias significativas en los niveles de volatilidad del Ibex 35 en función de la etapa en la que nos encontramos utilizando la técnica ANOVA.

3.1.3. ¿La restricción de las ventas en corto incrementa el volumen de negociación del Ibex 35?

Para determinar si el volumen de negociación se ve incrementado con este tipo de medidas vamos a analizar si existen diferencias significativas en cuanto al volumen de negociación en periodos con restricciones a la operativa en corto de las que no, lo cual estudiaremos aplicando la técnica ANOVA.

Así mismo, tratamos de comprobar la afirmación de Bris *et al.* (2004, 2007) quienes determinan que un mercado con restricciones (como puede ser la prohibición de la venta en corto) es un mercado menos eficiente, por lo que la inversión extranjera se dirige a otros mercados, lo que debería observarse con menores volúmenes de negociación en las fechas en las que las ventas en corto estaban prohibidas; por tanto, si ha habido alteraciones en el volumen de negociación de la bolsa española antes, durante y después de la prohibición, para evaluar el efecto real de la prohibición.

3.2. Hipótesis

Según la metodología descrita anteriormente, este estudio pretende validar las siguientes hipótesis relacionadas con los objetivos de la prohibición de las ventas en corto:

H1: La restricción de las ventas en corto tiene un efecto positivo sobre la evolución de la cotización del Ibex 35.

Validaremos esta hipótesis si el parámetro β del Modelo 1 presenta signo negativo.

H2: La restricción de las ventas en corto reduce la volatilidad del Ibex 35.

Validaremos esta hipótesis si el parámetro β del Modelo 2 presenta signo negativo.

H3: La restricción de las ventas en corto incrementa el volumen de negociación del Ibex 35.

Validaremos esta hipótesis si el modelo ANOVA propuesto presenta mayores volúmenes medios durante el período de la prohibición.

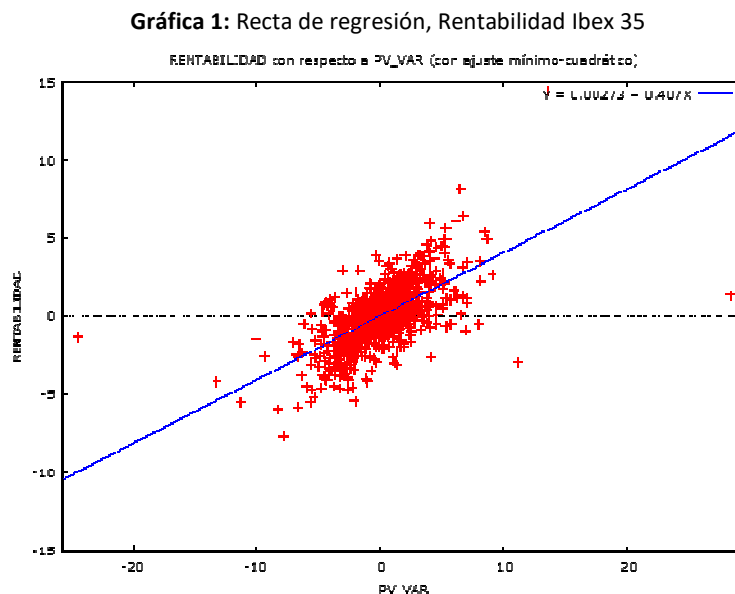
Si se validan estas tres hipótesis, la decisión de la CNMV de prohibir temporalmente las ventas en corto estaría justificada y cubriría los objetivos propuestos.

3.3. Resultados

Analizaremos los resultados obtenidos por cada concepto para estudiar la relación que los mismos presentan con la operativa en corto:

3.3.1. H1: La restricción de las ventas en corto tiene un efecto positivo sobre la evolución de la cotización del Ibex 35.

Podemos ver la incidencia de las ventas en corto sobre la rentabilidad del Ibex 35 en el modelo lineal simple planteado. Gráficamente podemos observar la recta de regresión obtenida con el modelo (véase Gráfica 1), siendo clara la relación positiva entre los préstamos de valores y la rentabilidad del índice.



Centrándonos en los resultados del modelo (véase Tabla 1), observamos como el ajuste obtenido es de un 40,6%, situándose este valor por encima del obtenido por otros estudios (Bowlin y Rozeff, 1987).

Sin embargo, observamos como varias hipótesis del modelo de regresión no se cumplen, como son la autocorrelación, la heterocedasticidad y la normalidad de los residuos; esto nos induce a utilizar los mínimos cuadrados generalizados (véase Tabla 2) para corregir la heterocedasticidad y la autocorrelación del término de error, además de eliminar del modelo el parámetro independiente debido a que el mismo no es significativo.

Así, observamos como la pendiente del modelo aumenta ligeramente, así como su coeficiente de determinación, siendo el ajuste obtenido de un 44,3%.

Tabla 1: MCO, Rentabilidad Ibex 35

| MCO, usando las observaciones 2008-11-11:2013-05-31 (T = 1161) | | | | |
|--|-------------------|---------------------|-----------------------|----------------|
| Variable dependiente: RENTABILIDAD | | | | |
| Desviaciones típicas HAC, con ancho de banda 7 (Kernel de Bartlett) | | | | |
| | <i>Coficiente</i> | <i>Desv. típica</i> | <i>Estadístico t</i> | <i>valor p</i> |
| Const | 0,00272730 | 0,0458205 | 0,05952 | 0,9525 |
| PV_VAR | 0,406532 | 0,0514129 | 7,907 | <0,0001 *** |
| Media de la vble. Dep | 0,004100 | | D.T. de la vble. dep. | 1,758241 |
| Suma de cuad. Residuos | 2.127,629 | | D.T. de la regresión | 1,354897 |
| R-cuadrado | 0,406691 | | R-cuadrado corregido | 0,406179 |
| F(1, 1159) | 62,52366 | | Valor p (de F) | 6,10e-15 |
| Log-verosimilitud | 1.999,012 | | Criterio de Akaike | 4.002,024 |
| Criterio de Schwarz | 4.012,138 | | Crit. de Hannan-Quinn | 4.005,840 |
| Rho | 0,118578 | | Durbin-Watson | 1,758420 |
| Contraste de heterocedasticidad de White - Hipótesis nula: No hay heterocedasticidad Estadístico de contraste: LM = 709,608 con valor p = P(Chi-cuadrado(2) > 709,608) = 8,14001e-155 | | | | |
| Contraste de normalidad de los residuos - Hipótesis nula: el error se distribuye normalmente Estadístico de contraste: Chi-cuadrado(2) = 693,554 con valor p = 2,49217e-151 | | | | |
| Contraste LM de autocorrelación hasta el orden 5 - Hipótesis nula: no hay autocorrelación Estadístico de contraste: LMF = 3,4495 con valor p = P(F(5, 1.154) > 3,4495) = 0,00423801 | | | | |

Nota: MCO: mínimos cuadrados ordinario.

Fuente: elaboración propia.

Tabla 2: MCG, Rentabilidad Ibex 35

| Modelo con corrección de heterocedasticidad, usando las observaciones 2008-11-11:2013-05-31 (T = 1161) | | | | |
|--|-------------------|---------------------|-----------------------|----------------|
| Variable dependiente: RENTABILIDAD | | | | |
| | <i>Coficiente</i> | <i>Desv. típica</i> | <i>Estadístico t</i> | <i>valor p</i> |
| PV_VAR | 0,487720 | 0,0160429 | 30,40 | <0,0001 *** |
| Estadísticos basados en los datos ponderados: | | | | |
| Suma de cuad. Residuos | 4.524,806 | | D.T. de la regresión | 1,975018 |
| R-cuadrado no centrado | 0,442198 | | R-cuadrado centrado | 0,443070 |
| F(1, 1160) | 919,5924 | | Valor p (de F) | 3,2e-149 |
| Log-verosimilitud | 2.437,038 | | Criterio de Akaike | 4.876,075 |
| Criterio de Schwarz | 4.881,132 | | Crit. de Hannan-Quinn | 4.877,984 |
| Rho | 0,141522 | | Durbin-Watson | 1,713234 |
| Estadísticos basados en los datos originales: | | | | |
| Media de la vble. dep. | | | D.T. de la vble. dep. | 1,758241 |
| Suma de cuad. residuos | | | D.T. de la regresión | 1,372702 |

Nota: MCG: mínimos cuadrados generalizado.

Fuente: elaboración propia.

Observamos una tendencia positiva entre la operativa en corto y la rentabilidad del Ibex 35; sin embargo, cabe estudiar si existen diferencias significativas en la rentabilidad de dicho índice entre los periodos en los que se han implantado prohibiciones en dicha operativa de los que no.

En los resultados obtenidos aplicando la técnica ANOVA (véase Tabla 3), observamos cómo no existen diferencias significativas entre ambas etapas; sin embargo, vemos que la significación no es muy elevada al aceptar la hipótesis nula de igualdad de medias.

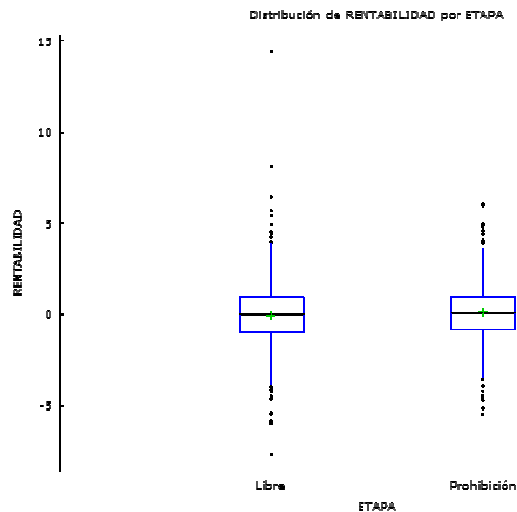
Tabla 3: ANOVA, Rentabilidad Ibex 35

| Análisis de varianza, respuesta = RENTABILIDAD, tratamiento = ETAPA: | | | |
|--|-------------------|------------|--------------------|
| | Suma de cuadrados | Gl | Media de cuadrados |
| Tratamiento | 6,7624 | 1 | 6,7624 |
| Residuo | 3.579,27 | 1.159 | 3,08824 |
| Total | 3.586,04 | 1.160 | 3,09141 |
| F(1, 1159) = 6.7624 / 3.08824 = 2.18972 [valor p 0.1392] | | | |
| Nivel | N | Media | Desv.Típica |
| 1 | 270 | 0,142741 | 1,8635 |
| 2 | 891 | -0,0379125 | 1,7240 |
| Media global = 0,00409991 | | | |

Fuente: elaboración propia.

Si observamos el diagrama de cajas del rendimiento (véase Gráfico 2), observamos como la mediana y la media difieren poco en ambas etapas, existiendo una mayor dispersión en los periodos sin restricciones.

Gráfico 2: Diagrama de cajas, Rentabilidad Ibex 35



Fuente: elaboración propia.

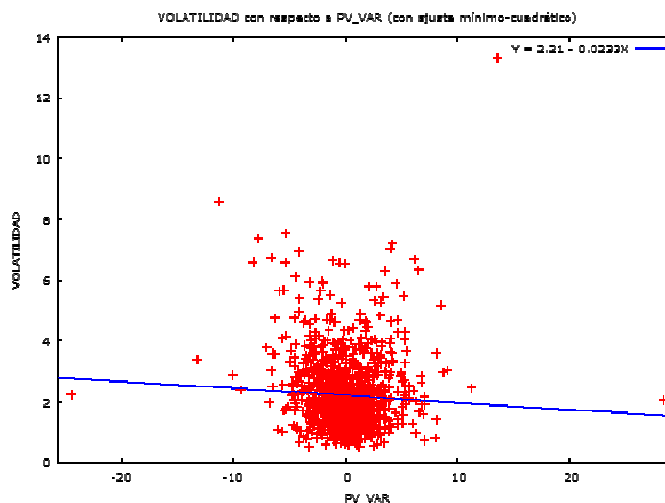
3.3.2. H2: La restricción de las ventas en corto reduce la volatilidad del Ibex 35

Aplicando la regresión lineal (véase Gráfico 3), observamos como la tendencia, en este caso, es mucho menos pronunciada respecto a la obtenida con la rentabilidad, siendo además en este caso dicha tendencia negativa; es decir, a mayores valores prestados, menores niveles de volatilidad.

Analizando los resultados obtenidos (véase Tabla 4), observamos cómo, en este caso, el parámetro dependiente es poco significativo en el modelo frente al parámetro independiente que presenta una significatividad superior al 99,99%.

Si nos fijamos en el coeficiente de determinación, observamos cómo éste no llega ni al 1%; por tanto, no podemos afirmar que exista una relación directa entre el riesgo del Ibex 35 y las ventas en corto.

Gráfica 3: Recta de regresión, Volatilidad Ibx 35



Fuente: elaboración propia.

Tabla 4: MCO, Volatilidad Ibx 35

| MCO, usando las observaciones 2008-11-11:2013-05-31 (T = 1161) | | | | |
|---|---------------------|---------------------|-----------------------|----------------|
| Variable dependiente: VOLATILIDAD | | | | |
| Desviaciones típicas HAC, con ancho de banda 7 (Kernel de Bartlett) | | | | |
| | <i>Coefficiente</i> | <i>Desv. típica</i> | <i>Estadístico t</i> | <i>valor p</i> |
| Const | 2,21309 | 0,0348158 | 63,57 | <0,0001 |
| PV_VAR | 0,0233145 | 0,0126284 | 1,846 | 0,0651 |
| Media de la vble. Dep | 2,213014 | | D.T. de la vble. dep. | 1,187526 |
| Suma de cuad. Residuos | 1.631,056 | | D.T. de la regresión | 1,186295 |
| R-cuadrado | 0,002932 | | R-cuadrado corregido | 0,002072 |
| F(1, 1159) | 3,408461 | | Valor p (de F) | 0,065118 |
| Log-verosimilitud | 1.844,726 | | Criterio de Akaike | 3.693,453 |
| Criterio de Schwarz | 3.703,567 | | Crit. de Hannan-Quinn | 3.697,269 |
| Rho | 0,518939 | | Durbin-Watson | 0,961867 |
| Contraste de heterocedasticidad de White - | | | | |
| Hipótesis nula: No hay heterocedasticidad | | | | |
| Estadístico de contraste: LM = 43,6999 | | | | |
| con valor p = P(Chi-cuadrado(2) > 43,6999) = 3,24114e-010 | | | | |
| Contraste de normalidad de los residuos - | | | | |
| Hipótesis nula: el error se distribuye normalmente | | | | |
| Estadístico de contraste: Chi-cuadrado(2) = 538,378 | | | | |
| con valor p = 1,23823e-117 | | | | |
| Contraste LM de autocorrelación hasta el orden 5 - | | | | |
| Hipótesis nula: no hay autocorrelación | | | | |
| Estadístico de contraste: LMF = 124,236 | | | | |
| con valor p = P(F(5, 1.154) > 124,236) = 2,61425e-105 | | | | |

Nota: MCO: mínimos cuadrados ordinario.

Fuente: elaboración propia.

En el ANOVA (véase Tabla 5), podemos observar si la aplicación de las prohibiciones a las ventas en corto ha producido efectos diferenciales en cuanto a la volatilidad del Ibx 35, observándose cómo claramente no existen diferencias en la volatilidad de las acciones en las etapas con restricciones a la operativa en corto de las que no.

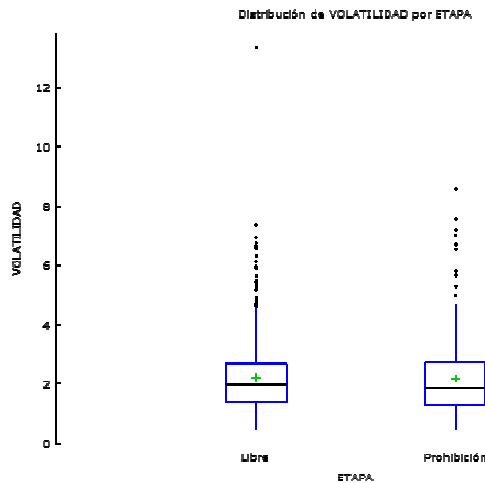
En el diagrama de cajas (véase Gráfica 4), vemos cómo la media de la volatilidad es similar en ambas etapas, existiendo una mayor dispersión en los periodos en los que se ha prohibido la operativa en corto.

Tabla 5: ANOVA, Volatilidad Ibex 35

| Análisis de varianza, respuesta = VOLATILIDAD, tratamiento = ETAPA: | | | |
|---|-------------------|---------|--------------------|
| | Suma de cuadrados | gl | Media de cuadrados |
| Tratamiento | 0,00792269 | 1 | 0,00792269 |
| Residuo | 1.635,85 | 1159 | 1,4143 |
| Total | 1.635,85 | 1.160 | 1,41022 |
| F(1, 1.159) = 0,00792269 / 1,41143 = 0,00561324 [valor p 0,9403] | | | |
| Nivel | n | Media | Desv.Típica |
| 1 | 270 | 2,20827 | 1,2768 |
| 2 | 891 | 2,21445 | 1,1599 |
| Media global = 2,21301 | | | |

Fuente: elaboración propia.

Gráfica 4: Diagrama de cajas, Volatilidad Ibex 35



Fuente: elaboración propia.

3.3.3. H3: La restricción de las ventas en corto incrementa el volumen de negociación del Ibex 35

En cuanto a la afectación de las prohibiciones de las ventas en corto en el volumen de negociación, vemos en la ANOVA (véase Tabla 6) cómo, en este caso, sí que existen diferencias significativas en cuanto al volumen de negociación en los periodos en los que están prohibidas las ventas en corto de los que no con un p valor muy cerca del 0.

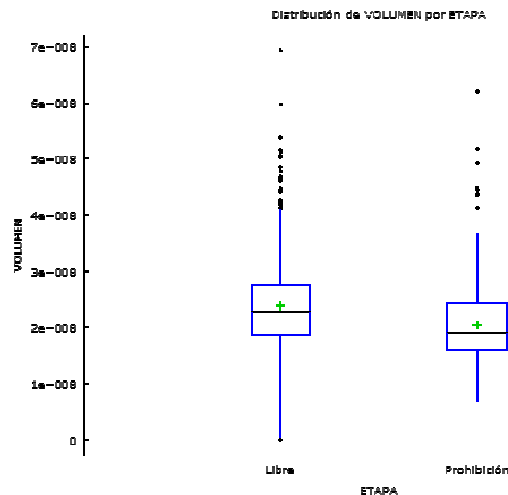
Tabla 6: ANOVA, Volumen de Negociación Ibex 35

| Análisis de varianza, respuesta = VOLUMEN, tratamiento = ETAPA: | | | |
|--|-------------------|--------------|--------------------|
| | Suma de cuadrados | Gl | Media de cuadrados |
| Tratamiento | 2,35783e+017 | 1 | 2,35783e+017 |
| Residuo | 7,01231e+018 | 1.159 | 6,05031e+015 |
| Total | 7,2481e+018 | 1.160 | 6,24836e+015 |
| F(1, 1159) = 2,35783e+017 / 6,05031e+015 = 38,9704 [valor p 6.03e-010] | | | |
| Nivel | n | Media | Desv. típica |
| 1 | 891 | 2,38618e+008 | 7,8093e+007 |
| 2 | 270 | 2,04885e+008 | 7,6750e+007 |
| Media global = 2,30773e+008 | | | |

Fuente: elaboración propia.

Si observamos el diagrama de cajas (véase Gráfica 5), vemos cómo existen diferencias claras respecto a la media además de la dispersión, siendo mayor ambas en los periodos en los que la operativa en corto no ha presentado restricciones.

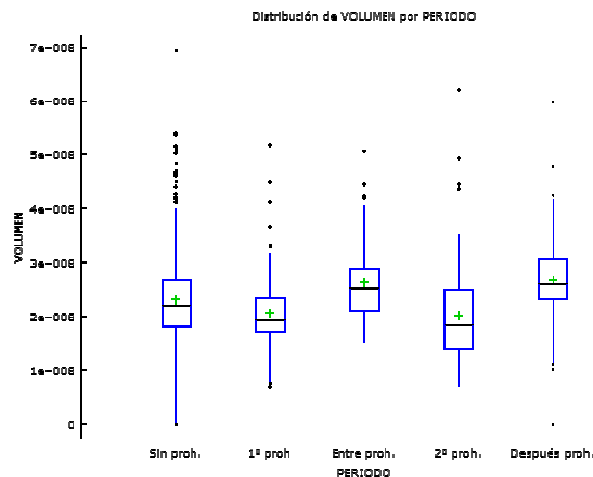
Gráfica 5: Diagrama de cajas, Volumen de Negociación Ibx 35



Fuente: elaboración propia.

Podemos además ver el volumen de negociación por periodo (véase Gráfica 6), observando claramente cómo el volumen de negociación se reduce en los periodos en los que las ventas en corto han estado restringidas.

Gráfica 6: Diagrama de cajas, Volumen de Negociación Ibx 35 por periodo



Fuente: elaboración propia.

4. CONCLUSIONES

Siguiendo los estudios realizados respecto a la incidencia de las restricciones de las ventas en corto y estudiando el mercado español analizando el índice bursátil más representativo, el Ibx 35, hemos podido corroborar cómo las prohibiciones de las ventas en corto no han sido beneficiosas en el mercado ni desde el punto de vista de la rentabilidad, ni del riesgo, ni de la liquidez.

Hemos observado cómo existe una tendencia positiva entre el saldo de los títulos prestados y la rentabilidad del índice, lo cual lleva a que un incremento de la operativa en corto incrementa la rentabilidad del Ibex 35. Sin embargo, hemos visto cómo no existen diferencias significativas en los niveles de rentabilidad en las distintas etapas; por tanto, las prohibiciones establecidas no han incrementado los niveles de rentabilidad, observando indicios de que el efecto podría ser negativo. Estos resultados confirmarían, para el mercado español, los propuestos anteriormente por Woolridge y Dickinson (1994) para el mercado americano o por Ko y Lim (2006) para el mercado japonés. Cuando el enfoque del estudio es empírico y considerando el mercado en su globalidad, encontramos relaciones positivas entre ventas en corto y la evolución del mercado, mientras que estudios teóricos o más reducidos dan como resultado relaciones negativas (Diamond y Verrecchia, 1987).

Respecto a la volatilidad, motivación principal de las restricciones de la operativa en corto, observamos cómo a pesar de que el modelo ha presentado un ajuste reducido, encontramos una tendencia moderada bajista entre el incremento de los títulos prestados y la volatilidad, comprobando mediante el análisis de varianzas cómo no existen diferencias significativas entre periodos con restricciones y los que no; por lo cual, el objetivo esencial de las prohibiciones establecidas no se cumplió, no se consiguió reducir la volatilidad.

Siguiendo a Bris *et al.* (2004, 2007), hemos corroborado cómo, en un mercado con restricciones como son las prohibiciones de las ventas a corto, se reduce el volumen de negociación; comprobado debido a la existencia de diferencias claras entre los distintos periodos de análisis, pudiendo ser debido a la pérdida de atractivo del mercado para los inversores extranjeros imposibilitándoles poder obtener rendimientos cuando los valores se encuentran a la baja. Por tanto, esta medida no solo no ha mejorado los niveles de negociación, sino que podemos afirmar que los ha reducido.

Por tanto, podemos concluir que las prohibiciones a las ventas en corto realizadas durante la crisis económica en España no han mejorado ninguna de las variables esenciales de los mercados (rentabilidad, riesgo y liquidez), existiendo indicios de producir el efecto contrario tanto en la rentabilidad como en la volatilidad y comprobando además cómo dichas medidas han tenido efectos perjudiciales en el volumen negociado y, por consiguiente, en la liquidez del mercado.

El estudio queda limitado a la disponibilidad de la muestra utilizada, con el enfoque del Ibex 35 como estudio agregado, pudiendo ser interesante ampliar el estudio a una muestra mayor y a diferentes acciones de manera individual o agregada por sectores. Así mismo, los datos son obtenidos de la publicación de saldos de títulos prestados en el boletín de la Bolsa de Madrid y, aunque dicho dato es el más fiable que está disponible para el mercado español, sólo refleja saldos finales, pudiendo haber movimientos internos de los cuales este estudio no tiene visibilidad.

REFERENCIAS

- Aitken, M. J.; Frino, A.; McCorry, M. S. y Swan, P. L. (1998). Short sales are almost instantaneously bad news: Evidence from the Australian Stock Exchange. *The Journal of Finance*, 53(6), 2205-2223.
- Albert, R. L.; Smaby, T. R. y Robison, H. D. (1997). Short selling and trading abuses on Nasdaq. *Financial Services Review*, 6(1), 27-39.

- Angel, J. J. y McCabe, D. M. (2009). The business ethics of short selling and naked short selling. *Journal of Business Ethics*, 85 (Suppl 1), 239-249.
- Arnold, T.; Butler, A. W.; Crack, T. F. y Zhang, Y. (2005). The information content of short interest: A natural experiment. *The Journal of Business*, 78(4), 1307-1336.
- Beber, A. y Pagano, M. (2013). Short-selling bans around the world: Evidence from the 2007–09 crisis. *The Journal of Finance*, 68(1), 343-381.
- Blau, B. M. y Wade, C. (2012). Informed or speculative: Short selling analyst recommendations. *Journal of Banking & Finance*, 36(1), 14-25.
- Boulton, T.J. y Braga-Alves, M.V. (2012). Naked short selling and market returns. *The Journal of Portfolio Management*, 38(3), 133-142.
- Bowlin, L. y Rozeff, M. S. (1987). Do specialists' short sales predict returns? *The Journal of Portfolio Management*, 13(3), 59-63.
- Brent, A.; Morse, D. y Stice, E. K. (1990). Short interest: Explanations and tests. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25(2), 273-289.
- Bris, A.; Goetzmann, W.N. y Zhu, N., (2004). Short sales in global perspective. En: F. J. Fabozzi (ed.), *Short Selling: Strategies, Risks and Rewards*, (pp. 323-344), New Jersey: John Wiley & Sons.
- Bris, A.; Goetzmann, W. N. y Zhu, N. (2007). Efficiency and the bear: Short sales and markets around the world. *The Journal of Finance*, 62(3), 1029-1079.
- Chen, M. y Zheng, Z. (2009). The impact of short selling on the volatility and liquidity of stock markets: Evidence from Hong Kong Market. En: F. H. Wen, L. Yu, Y. H. Wang, Z. Ye y S. Y. Wang (eds.), *Advances in Business Intelligence and Financial Engineering* (pp. 252-258), París: Atlantis Press.
- CNMV (2011a). *Acuerdo de la CNMV en relación con las posiciones cortas sobre acciones españolas del sector financiero*. Madrid, 11 de agosto 2011. Recuperado de http://www.cnmv.es/Portal_Documentos/AlDia/short%20ban.pdf.
- CNMV (2011b). *Informe anual sobre los mercados de valores y su actuación 2011*. Madrid: Comisión Nacional del Mercado de Valores. Recuperado de https://www.cnmv.es/DocPortal/Publicaciones/Informes/IA2011_Web.pdf.
- CNMV (2012a). *La CNMV levanta la prohibición cautelar de constituir o incrementar posiciones cortas sobre acciones españolas del sector financiero*. Madrid, 15 de febrero 2012. Recuperado de <https://www.cnmv.es/loultimo/levantamiento%20posiciones%20cortas.pdf>.
- CNMV (2012b). *Acuerdo de la CNMV para la prohibición cautelar de realizar operaciones sobre valores e instrumentos financieros que supongan la constitución o incremento de posiciones cortas netas sobre acciones españolas*. Madrid, 23 de Julio 2012. Recuperado de <https://www.cnmv.es/portal/verDoc.axd?t={f352a913-a788-44de-94b2-4210ffbb93a5}>.
- CNMV (2012c). *Informe anual sobre los mercados de valores y su actuación 2012*. Madrid: Comisión Nacional del Mercado de Valores. Recuperado de https://www.cnmv.es/DocPortal/Publicaciones/Informes/IA2012_Web.pdf.

- CNMV (2013). *Decisión de la CNMV de no prorrogar el acuerdo adoptado en 1 de noviembre de 2012 de imponer restricciones sobre las ventas en corto y operaciones similares al amparo del artículo 85.2J de la LMV y del artículo 20 del reglamento (UE) nº 236/2012*. 31 de enero de 2013. Recuperado de <https://www.cnmv.es/porta/verDoc.axd?t={2f5635c7-bc4f-4c11-a775-90010dccb57}>.
- Diamond, D. W. y Verrecchia, R. E. (1987). Constraints on short-selling and asset price adjustment to private information. *Journal of Financial Economics*, 18(2), 277-311.
- Faulkner, M. C. (2006). *Introducción al préstamo de valores*. Madrid: CIFF y Banco Santander.
- Fields, M. J. (1933). Speculation and the growing instability of stock prices. *The American Economic Review*, 23(4), 650-660.
- Financial Services Authority (2009). Short Selling. *FSA's Discussion Paper 09/1*, 74 pp. Recuperado de http://www.fsa.gov.uk/Pages/Library/Policy/DP/2009/09_01.shtml.
- Gómez, R. (2012). *El préstamo de valores en España: Relevancia de la venta en corto y el estado de ánimo de los inversores en la rentabilidad de la Bolsa Española*. Madrid: Académica Española.
- Gup, B. E. (1973). A note on stock market indicators and stock prices. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 8(4), 673-682.
- Hanna, M. (1968). Short interest: Bullish or bearish? – Comment. *The Journal of Finance*, 23(3), 520-523.
- Hanna, M. (1976). A stock price predictive model based on changes in ratios of short interest to trading volume. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 11(5), 857-872.
- Ko, K. y Lim, T. (2006). Short selling and stock prices with regime switching in the absence of market makers: The case of Japan. *Japan and the World Economy*, 18(4), 528-544.
- Mayor, T. H. (1968). Short trading activities and the price of equities: Some simulation and regression results. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 3(3), 283-298.
- McDonald, J. G. y Baron, D. C., (1973). Risk and return on short positions in common stocks. *The Journal of Finance*, 28(1), 97-107.
- Nagel, S. (2005). Short sales, institutional investors and the cross-section of stock returns. *Journal of Financial Economics*, 78(2), 277-309.
- Real Decreto-Ley 2/2012, de 3 de febrero, de saneamiento del sector financiero. *Boletín Oficial del Estado*. Madrid, núm. 30, de 4 de febrero de 2012, pp. 9889-9913.
- Reglamento (UE) Nº 1095/2010 del Parlamento Europeo y del Consejo, de 24 de noviembre de 2010 por el que se crea una Autoridad Europea de Supervisión (Autoridad Europea de Valores y Mercados), se modifica la Decisión nº 716/2009/CE y se deroga la Decisión 2009/77/CE de la Comisión (Valores). *Diario Oficial de la Unión Europea*, L331, de 15 de diciembre de 2010, pp. 84-119.
- Saastamoinen, J. y Suhonen, N. (2013). Were the European short selling bans of 2011 effective? *Economics Bulletin*, 33(3), 1847-1851.

- Saffi, P.A.C. y Sigurdsson, K., (2011). Price efficiency and short selling. *The Review of Financial Studies*, 24(3), 821-852.
- Senchack, A. J. y Starks, L. T. (1993). Short-sale restrictions and market reaction to short-interest announcements. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28(2), 177-194.
- Seneca, J. J. (1967). Short interest: Bearish or bullish? *The Journal of Finance*, 22(1), 67-70.
- Smith, R. D. (1968). Short interest and stock market prices. *Financial Analysts Journal*, 24(6), 151-154.
- USSEC (2008). *SEC halts short selling of financial stocks to protect investors and markets*. Washington D.C., 19 de septiembre 2008. Recuperado de <https://www.sec.gov/news/press/2008/2008-211.htm>.
- Kot, H. W. (2007). What determines the level of short-selling activity? *Financial Management*, 36(4), 123-141.
- Woolridge, J. R. y Dickinson, A. (1994). Short selling and common stock prices. *Financial Analysts Journal*, 50(1), 20-28.