



Análisis del efecto de las restricciones sobre la operativa en corto sobre acciones españolas entre marzo y mayo de 2020

**Ramiro Losada López
Albert Martínez Pastor**



Análisis del efecto de las restricciones sobre la operativa en corto sobre acciones españolas entre marzo y mayo de 2020

Ramiro Losada López
Albert Martínez Pastor

Departamento de Estudios y Estadísticas

Dirección General de Política Estratégica y Asuntos Internacionales

6 de julio de 2020

Comisión Nacional del Mercado de Valores
Edison, 4
28006 Madrid

Passeig de Gràcia, 19
08007 Barcelona

© Comisión Nacional del Mercado de Valores

Se autoriza la reproducción de los contenidos de esta publicación siempre que se cite su procedencia.
La CNMV difunde sus informes y publicaciones a través de la red Internet en la dirección www.cnmv.es.

ISSB: 978-84-XXXXX-XX-X

Depósito Legal: M-XXXXX-2020

Edición y maquetación: Cálamo y Cran

Índice

1	Introducción	7
2	Base de datos	11
3	Análisis descriptivo	15
4	Análisis econométrico	21
4.1	Efectos de la prohibición sobre los valores más líquidos de los mercados de renta variable españoles	21
4.2	Efecto de la prohibición en el riesgo de crédito de los emisores de los mercados de renta variable españoles	26
5	Conclusiones	29
	Referencias	31

Índice de cuadros

Cuadro 1	Estadísticos descriptivos de la primera base de datos	12
Cuadro 2	Estadísticos descriptivos de la segunda base de datos	13
Cuadro 3	Resultados regresiones	23
Cuadro 4	Resultados regresiones	24
Cuadro 5	Resultados regresiones	25
Cuadro 6	Resultados regresiones	25
Cuadro 7	Resultados regresiones	26
Cuadro 8	Resultados regresiones	28

Índice de gráficos

Gráfico 1	Evolución de los principales índices de renta variable europeos	8
Gráfico 2	Rentabilidades diarias de los mercados español y alemán	15
Gráfico 3	Volatilidades diarias de los mercados español y alemán	16
Gráfico 4.1	<i>Bid-ask</i> diarios de los mercados español y alemán	17
Gráfico 4.2	<i>Bid-ask</i> diarios de los mercados español y alemán	17
Gráfico 5	Contratación en euros de los mercados español y alemán	18
Gráfico 6	Ratio de Amihud de los mercados español y alemán	18
Gráfico 7	Prima de los CDS de los mercados español y alemán	19

1 Introducción

La evolución de los precios de la renta variable durante los últimos meses ha venido marcada, a nivel global, por la expansión del COVID-19 (también conocido como enfermedad por coronavirus o pandemia causada por el SARS-CoV-2). El rápido desarrollo de esta pandemia ha obligado a muchos países a implementar medidas de confinamiento sobre sus poblaciones que han causado una interrupción en su actividad productiva. En este contexto, y ante una ralentización significativa del crecimiento económico, los índices bursátiles más importantes registraron fuertes descensos durante el primer trimestre del año y en especial durante el mes de marzo.

Así, en Estados Unidos el índice Dow Jones cayó un 23,2 %, mientras que en Japón el Nikkei retrocedió un 20 %. Las caídas en las bolsas europeas fueron ligeramente superiores: el Eurostoxx 50, el Dax 30 y el Cac 40 cayeron, respectivamente, un 25,6 %, un 25 % y un 26,5 %, mientras que los descensos más intensos se produjeron en el Mib 30 italiano (27,5 %) y el Ibex 35 (28,9 %). En este escenario dominado por las incertidumbres sobre la futura evolución de la pandemia y sus efectos en la actividad económica, las volatilidades implícitas de dichos índices bursátiles repuntaron, alcanzando valores cercanos al 80 % el 16 de marzo (79,5 % en el caso del VIX, 78,8 % en el Dax 30 y 77 % en el Ibex 35).

El día 12 de marzo de 2020 los índices bursátiles europeos experimentaron caídas extraordinariamente pronunciadas. La del Ibex 35 fue del 14,06 %, la mayor en una sola jornada en sus 28 años de historia. Ante esta situación, la CNMV acordó prohibir, al amparo de lo previsto en el artículo 23 del Reglamento (UE) n.º 236/2012 del Parlamento Europeo y del Consejo, de 14 de marzo de 2012, las ventas en corto durante la jornada del 13 de marzo sobre todas las acciones líquidas admitidas a negociación en las bolsas de valores españolas cuyo precio hubiese caído más de un 10 % en la sesión anterior (12 de marzo) y sobre todas las acciones ilíquidas¹ cuando dicha caída hubiese superado el 20 %. La prohibición afectó a 69 valores en total.

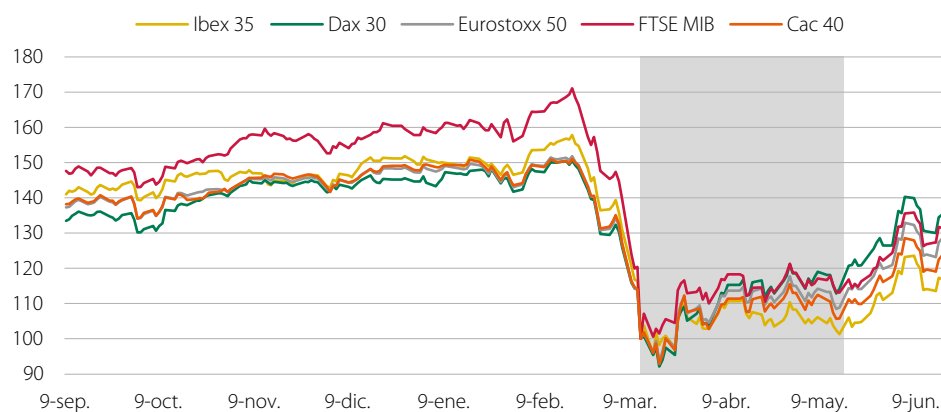
Tras una nueva sesión de fuertes caídas el 16 de marzo, en la que el referido índice cayó un 7,88 % adicional, en atención a la excepcionalidad de la situación y el alto riesgo de movimientos desordenados en el mercado, la CNMV prohibió, conforme al artículo 20 del reglamento citado, de forma temporal (hasta el 17 de abril, prorrogable por periodos adicionales no superiores a tres meses si fuese necesario, si bien la práctica fue establecer periodos y eventuales prórrogas de un mes) la constitución o el incremento de posiciones cortas netas sobre acciones admitidas a cotización en centros de negociación españoles respecto de las que la CNMV es autoridad

1 Según el Reglamento Delegado (UE) n.º 918/2012 de la Comisión, de 5 de julio de 2012, por el que se completa el Reglamento (UE) n.º 236/2012 del Parlamento Europeo y del Consejo, sobre las ventas en corto y determinados aspectos de las permutas de cobertura por impago, en lo que respecta a las definiciones, el cálculo de las posiciones cortas netas, las permutas de cobertura por impago soberano cubiertas, los umbrales de notificación, los umbrales de liquidez para la suspensión de las restricciones, los descensos significativos del valor de instrumentos financieros y los hechos adversos.

competente, de acuerdo con lo que se prevé en el mismo reglamento. Al día siguiente, las autoridades de supervisión equivalentes a la CNMV de Francia, Italia, Bélgica, Austria y Grecia adoptaron una medida similar.

Evolución de los principales índices de renta variable europeos (índice = 100 corresponde a 12/03/2020)

GRÁFICO 1



Fuente: Datastream. El área sombreada indica el periodo en el que la CNMV prohibió la constitución o el incremento de posiciones cortas sobre acciones admitidas a cotización en centros de negociación españoles.

La norma permite adoptar esta medida para preservar la estabilidad financiera y la confianza de los inversores en momentos en los que hay turbulencias que se pueden traducir en movimientos de precios desordenados. Pero esta actuación también puede afectar a la eficiencia de los mercados, es decir, una prohibición de este tipo puede reducir la velocidad a la que se ajustan los precios a la información disponible y deteriorar algunas medidas de liquidez como la horquilla *bid-ask* o el propio volumen de negociación.

A raíz de la crisis financiera, las prohibiciones de ventas en corto que se adoptaron en diversos países fueron objeto de estudio en la literatura financiera. En especial, se analizó cómo estas prohibiciones repercutían en la eficiencia de los mercados de renta variable. Así, Beber y Pagano (2013) utilizaron una base de datos con 30 países para realizar un estudio en torno al periodo en el que se produjo la quiebra de Lehman Brothers. Estos autores encontraron que las prohibiciones habían tenido como resultado una pérdida de liquidez para los mercados de renta variable, medida a través de los diferenciales *bid-ask*. Este resultado está en línea con otros artículos que se centran en los mercados de Estados Unidos y Gran Bretaña, como Boehmer y otros (2011) y Marsh y Mayne (2012).

El mismo artículo de Beber y Pagano (2013) no encontró evidencia de que la prohibición de adoptar posiciones cortas tuviese un efecto positivo en el precio de los valores sujetos a la restricción. Teóricamente existía un debate entre autores que argumentaban que la limitación de la participación de los inversores más pesimistas podía hacer que el precio de los valores fuera superior, mientras que otros mantenían que no tendría influencia en los precios (Diamond y Verrechia, 1987). Los resultados de Beber y Pagano (2013) podrían validar la tesis teórica de que si los creadores de mercado internalizan la información que existe en el mercado de forma adecuada, la prohibición no tendría una influencia relevante sobre los precios de los valores que cotizan en el mercado.

En esta misma línea, el artículo más cercano a este trabajo es el de Mayordomo y Arce (2016). En ese artículo, que describe los efectos de la prohibición de las ventas en corto sobre valores financieros en los mercados de renta variable españoles establecida en 2011, se encontraron resultados similares a los descritos en Beber y Pagano (2013) en cuanto al aumento de los diferenciales *bid-ask*. En este mismo sentido, también encontraron evidencia de que los volúmenes de contratación de los valores financieros se vieron disminuidos debido a la prohibición. Además de esa dimensión estudiaron otras de gran interés. Así, en cuanto a los precios, advirtieron que la prohibición podría haber ayudado a los bancos de mediana capitalización a sostener su cotización. No encontraron, en cambio, dicha evidencia para las entidades de crédito de gran tamaño. Por su parte, tampoco hallaron evidencia para las grandes entidades financieras de que la prohibición hubiera tenido influencia en la volatilidad del precio de las acciones.

Por último, uno de los objetivos principales del trabajo de Mayordomo y Arce (2016) era analizar cómo había podido influir la prohibición en el riesgo de crédito de los emisores de los valores financieros sujetos a la prohibición. En este sentido, sus resultados muestran que la prohibición habría ayudado a las entidades medianas a disfrutar de unas primas de riesgo de crédito más moderadas. En contraste, no encontraron relación entre la prohibición de ventas en corto y el riesgo de crédito de los grandes bancos. Contrariamente a este resultado, Beber y otros (2018) encontraron evidencia de que la prima de riesgo de crédito de los emisores cuyos valores estaban sujetos a prohibición aumentaba.

Uno de los objetivos de este artículo es determinar cuál puede haber sido el coste, en términos de eficiencia de mercado, de la prohibición de constituir o incrementar posiciones cortas netas sobre los valores más líquidos negociados en los mercados españoles, que entró en vigor de forma parcial el 13 de marzo de 2020 y de forma continua desde el 17 de marzo hasta el 18 de mayo. En concreto, se analiza el impacto sobre algunas medidas de liquidez (como la horquilla *bid-ask*, el volumen de contratación o la ratio de Amihud) y también sobre el retorno y la volatilidad intradía de los precios. Otro objetivo consiste en evaluar si la prohibición ha podido tener influencia en el riesgo de crédito de los emisores financieros y no financieros cuyos valores cotizan en los mercados de renta variable. Para ello, se tratará de establecer la relación entre las prohibiciones y la cotización de los CDS (*Credit Default Swaps*) a 5 años de varios emisores españoles.

Para realizar el análisis, se estudian variables relacionadas con las rentabilidades, volatilidades y medidas de liquidez de las acciones cotizadas en las bolsas de valores que integran el índice bursátil Ibex 35 en España y de aquellas que forman parte del Dax 30 alemán entre el 9 de septiembre de 2019 y el 19 de junio de 2020. Con ello, se recogen datos suficientes de sesiones previas y posteriores a la adopción de la prohibición de posiciones cortas netas por parte de la CNMV.

Se ha escogido el selectivo alemán para este análisis, en primer lugar, porque su regulador de los mercados financieros no adoptó la decisión de restringir la operativa en corto y, en segundo lugar, porque la evolución de los precios, volatilidades y medidas de liquidez en el periodo previo a la implantación de la medida en España fue parecida en los mercados financieros de ambos países, como se muestra en el apartado de análisis descriptivo. Estas dos circunstancias son idóneas para estudiar el impacto de la prohibición en las variables de interés y separarlo del originado por factores endógenos o distintos a los de la prohibición.

CNMV

Análisis del efecto de las restricciones sobre la operativa en corto sobre acciones españolas entre marzo y mayo de 2020

El análisis se divide en dos partes: primero, se definen las bases de datos y se realiza una descripción de la evolución de las variables de interés. A continuación se aportan los resultados de un análisis econométrico que mide la incidencia de la prohibición en la evolución de dichas variables. Finalmente, se presentan las conclusiones.

2 Base de datos

Para realizar el análisis posterior se han considerado dos bases de datos. Una principal, que reúne las características de los valores que forman parte de los índices Ibex 35 para España y Dax 30 para Alemania. La segunda base de datos reúne los diferenciales de crédito de varios emisores alemanes y españoles cuyas acciones cotizan en sus respectivos mercados de renta variable, así como algunas características de esos emisores.

El periodo considerado para ambas bases comprende desde el 9 de septiembre de 2019 hasta el 19 de junio de 2020, ambos inclusive. En la primera base, si se considera cada valor/sesión como una observación, la base se compone de 12.675 observaciones, de las cuales 6.825 corresponden a valores españoles que pertenecen al Ibex 35 y 5.850, a valores alemanes que pertenecen al Dax 30. Las fuentes de los datos son Thomson Datastream y Bloomberg. La segunda base se compone de 8.815 observaciones, que corresponden a 6.355 de 31 emisores alemanes y a 2460 de 12 emisores españoles (6 emisores financieros y 6 emisores industriales²). La fuente de datos de esta segunda base es Thomson Datastream.

Como uno de los objetivos de este informe es intentar conocer el impacto que han tenido las dos actuaciones de restricción de la operativa en corto en los valores más líquidos del mercado de acciones español en términos de eficiencia, en la primera base se han tomado en consideración las siguientes variables para cada uno de los valores:

- Diferencial *bid-ask* en tanto por ciento sobre el precio.
- Contratación en euros: En este caso, se ha transformado la media de los últimos 5 días de contratación en euros en números índice, donde 100 corresponde a la contratación obtenida de cada uno de los valores el día 12 de marzo de 2020, fecha del anuncio de la primera prohibición.
- Ratio de Amihud: La ratio se ha calculado para cada valor teniendo en cuenta las cinco sesiones anteriores mediante el promedio de la rentabilidad en valores absolutos dividida por la contratación en euros para cada una de las sesiones. Posteriormente se han convertido los valores a números índices, donde 100 corresponde a la ratio de Amihud de cada valor el día 12 de marzo de 2020.
- Volatilidad: La volatilidad se ha calculado para cada valor y sesión en tanto por ciento mediante la fórmula descrita en Floros (2009), que toma en consideración el precio de apertura, cierre, máximo y mínimo de cada una de las sesiones.

2 Los emisores financieros son: Banco Santander, BBVA, Caixabank, Bankia, Banco Sabadell y Bankinter. En cuanto a los emisores industriales o no financieros, estos son: Endesa, Iberdrola, Naturgy, Red Eléctrica Española, Repsol y Telefónica.

- Exceso de rentabilidad: Se ha calculado para cada valor y sesión como la diferencia entre su rentabilidad diaria y la estimada mediante un modelo CAPM donde el índice de mercado es el IGBM para España y el CDAX para Alemania. Para la estimación de las betas del modelo CAPM se han utilizado datos de las sesiones de los últimos tres meses y se ha asumido que el retorno libre de riesgo es cero.
- Capitalización: Es el valor de la capitalización de cada uno de los valores al cierre de cada sesión expresado en millones de euros.

Adicionalmente, en la sección del análisis econométrico se han considerado variables que capturan el riesgo de carácter global e idiosincrático percibido en los mercados para los dos países:

- Riesgo país: Como aproximación al riesgo de España y Alemania se ha considerado la prima de los CDS sobre deuda soberana a 5 años de cada uno de los países en puntos básicos (p.b.).
- Riesgo global: Como aproximación al riesgo global se ha utilizado el VIX (volatilidad implícita del S& P500) en porcentaje.

En el cuadro 1 se pueden observar los estadísticos descriptivos para cada una de las variables presentes en la primera base de datos.

Estadísticos descriptivos de la primera base de datos

CUADRO 1

	Media	Desviación típica
Diferencial <i>bid-ask</i> (%)	0,2135	0,2623
Contratación (número índice)	53,2579	26,5660
Ratio de Amihud (número índice)	63,1002	43,8525
Volatilidad (%)	1,8483	1,4929
Exceso de rentabilidad (%)	-0,0254	2,2740
Capitalización (millones de euros)	25.593	27.265
CDS España 5 años (p.b.)	63,2426	34,6668
CDS Alemania 5 años (p.b.)	13,7244	6,3923
VIX (%)	25,1771	16,0106
Número de observaciones		12.675

Fuente: Thomson Datastream, Bloomberg y elaboración propia.

El uso de la segunda base de datos tiene como finalidad intentar medir cuál ha podido ser la influencia de la prohibición de las ventas en corto sobre acciones en el riesgo de crédito de los emisores de renta variable. Para este análisis se han considerado las siguientes variables para cada uno de los valores:

- Diferencial del CDS a 5 años: Se ha recogido para cada uno de los emisores la prima en puntos básicos cotizados al cierre para todas las sesiones del periodo analizado.
- Capitalización: Es el valor de la capitalización de cada uno de los emisores al cierre de cada sesión en sus respectivos mercados de renta variable expresada en millones de euros.

Al igual que en la primera base de datos, también se han utilizado los CDS soberanos de España y Alemania para medir el riesgo país al que se ven expuestos y el valor del VIX como factor de riesgo global.

En el cuadro 2 se pueden observar los estadísticos descriptivos para cada una de las variables presentes en esta base de datos.

Estadísticos descriptivos de la segunda base de datos

CUADRO 2

	Media	Desviación típica
CDS emisores (p.b.)	78,1165	67,2150
Capitalización (millones de euros)	24.711	22.824
CDS España 5 años (p.b.)	63,2426	34,6668
CDS Alemania 5 años (p.b.)	13,7244	6,3923
VIX (%)	25,1771	16,0106
Número de observaciones		8.815

Fuente: Thomson Datastream.

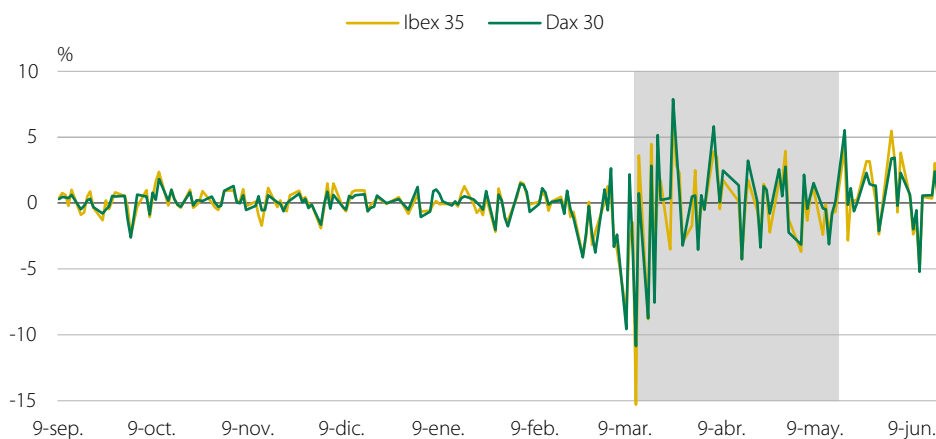
Como se puede observar, aunque no se incluyen exactamente los mismos valores en ambas bases de datos, su tamaño en términos de capitalización se puede considerar similar.

3 Análisis descriptivo

En el gráfico 2 se describe la evolución de las rentabilidades diarias de las acciones que conforman los índices bursátiles Ibex 35 español y Dax 30 alemán. Como se puede observar, es muy similar, con un coeficiente de correlación del 88 % en el periodo analizado. Los precios de ambos índices se mantuvieron estables entre septiembre de 2019 y enero de 2020. Pero a partir de la segunda mitad de febrero, a raíz de la expansión del COVID-19, comenzaron a registrarse movimientos extremos, que se intensificaron durante las tres primeras semanas de marzo. El día 12 de marzo, un día antes de que la CNMV acordase la primera restricción de ventas en corto, ambos índices tuvieron el descenso más importante de todo el periodo estudiado (11 % en el caso del Dax 30 y 15 % en el Ibex 35). Aunque en los últimos días de marzo se registraron rentabilidades positivas, los precios de ambos índices han continuado oscilando de forma mucho más pronunciada tras el estallido de la pandemia.

Rentabilidades diarias de los mercados español y alemán

GRÁFICO 2

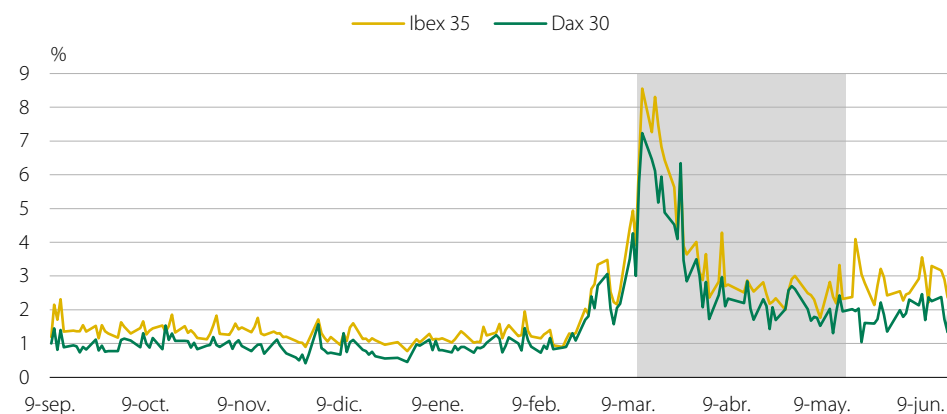


Fuente: Datastream. El área sombreada indica el periodo en el que la CNMV prohibió la constitución o el incremento de posiciones cortas sobre acciones admitidas a cotización en centros de negociación españoles.

El gráfico 3 muestra la evolución de la volatilidad intradía de ambos índices calculada a partir de Floros (2009) y basada en una ponderación de las diferencias logarítmicas entre los precios máximo y mínimo y los precios de apertura y cierre registrados en un mismo día. En línea con el gráfico 2, se muestra que la volatilidad aumentó de forma significativa en ambos países en marzo y alcanzó valores máximos entre los días 12 y 17 de ese mes (coincidiendo con el periodo en el que se observaron las mayores pérdidas). Si bien se redujo gradualmente en las sesiones posteriores, nunca llegó a descender hasta los niveles observados antes del inicio de la crisis generada por el COVID-19.

Volatilidades diarias de los mercados español y alemán¹

GRÁFICO 3



Fuente: Datastream y elaboración propia. El área sombreada indica el periodo en el que la CNMV prohibió la constitución o el incremento de posiciones cortas sobre acciones admitidas a cotización en centros de negociación españoles.

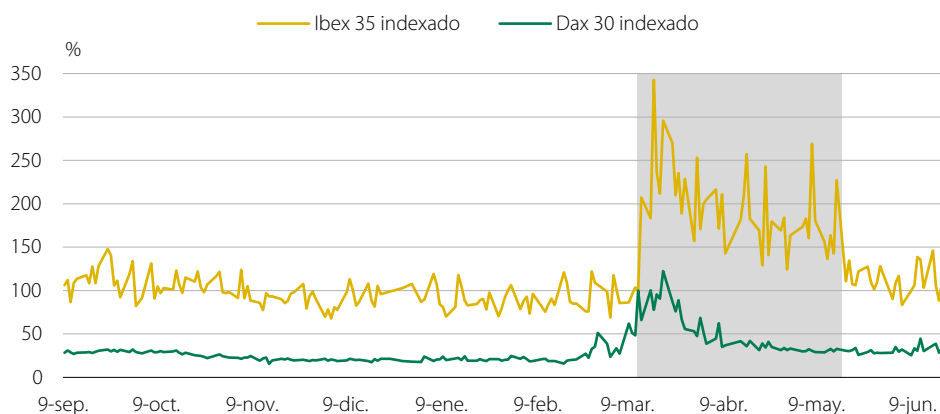
¹ Las volatilidades diarias se han calculado siguiendo la metodología descrita en Floros, C. (2009). «Modelling volatility using high, low, open and closing prices: Evidence from four S&P indices». *International Research Journal of Finance and Economics*, Vol. 287, pp. 198-206.

Los gráficos 4.1 y 4.2 muestran la evolución de la horquilla *bid-ask* para ambos países: el primero está expresado en tanto por ciento y el segundo presenta la horquilla indexada al valor del 12 de marzo. Se observa que los diferenciales *bid-ask* de las acciones del Ibex 35 y del Dax 30 tuvieron un comportamiento similar. Ambos se incrementaron en los días posteriores al establecimiento de la prohibición y tendieron a reducirse después. Sin embargo, la horquilla *bid-ask* del Ibex 35 tuvo un menor aumento en términos de tanto por ciento que en el caso del Dax 30 (gráfico 4.1). Así, comparado con el periodo comprendido entre el 9 de septiembre de 2019 y el 11 de marzo de 2020, la horquilla *bid-ask* del Dax 30 aumentó un 107 % durante el plazo en el que se prohibieron las posiciones cortas sobre valores españoles (98 % en el Ibex 35). En el periodo posterior al cese de la prohibición de posiciones cortas, la horquilla estuvo, en promedio, un 29 % por encima de los niveles observados antes del inicio de la prohibición (15 % en el Ibex 35). Este comportamiento es opuesto al que observamos en los diferenciales *bid-ask* indexados para los dos índices (gráfico 4.2). En este caso se puede comprobar cómo el aumento del diferencial es muy superior para los componentes del Ibex 35³.

³ Es conveniente señalar que el *bid-ask* de los componentes del DAX 30 aumentó de forma notable unas sesiones antes del 12 de marzo. Si la serie se hubiese indexado con respecto a alguna de las sesiones anteriores a esa fecha, la subida del *bid-ask* de los componentes del DAX 30 habría sido más parecida o incluso mayor que la de los componentes del IBEX 35.

Bid-ask diarios de los mercados español y alemán

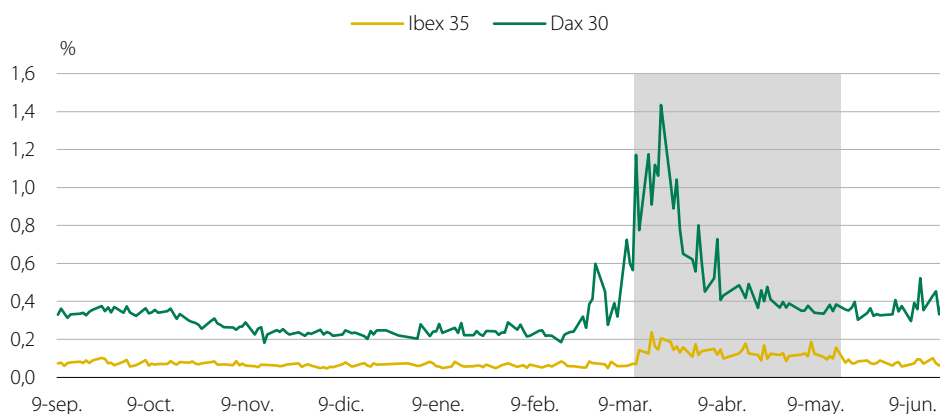
GRÁFICO 4.1



Fuente: Datastream y elaboración propia. El área sombreada indica el periodo en el que la CNMV prohibió la constitución o el incremento de posiciones cortas sobre acciones admitidas a cotización en centros de negociación españoles.

**Bid-ask diarios de los mercados español y alemán
(índice = 100 corresponde a 12/03/2020)**

GRÁFICO 4.2

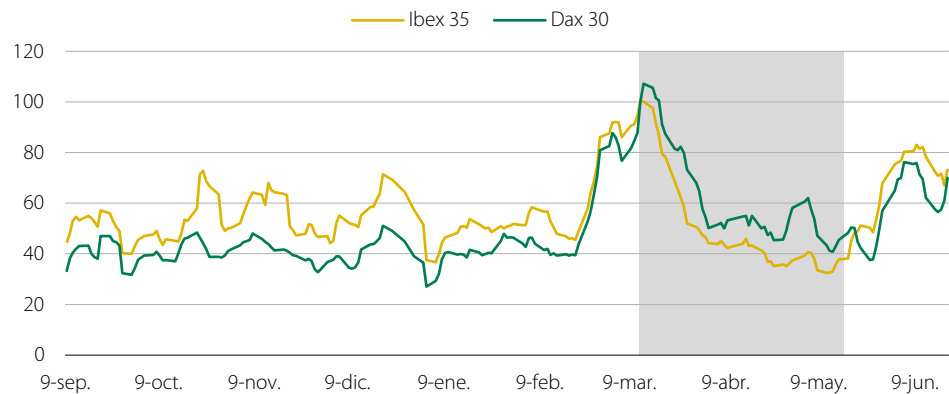


Fuente: Datastream y elaboración propia. El área sombreada indica el periodo en el que la CNMV prohibió la constitución o el incremento de posiciones cortas sobre acciones admitidas a cotización en centros de negociación españoles.

La evolución de la contratación en euros indexada al día 12 de marzo para ambos índices (véase gráfico 5) fue similar durante todo el periodo analizado y registró un aumento considerable durante el mes de marzo, coincidiendo con el aumento de la volatilidad (gráfico 3). En las semanas siguientes, los niveles de contratación se normalizaron y fueron similares a los observados en los meses previos a marzo. No obstante, tras el levantamiento de la prohibición de posiciones cortas en valores españoles, la contratación volvió a aumentar hasta cotas cercanas a las alcanzadas en marzo.

Contratación en euros de los mercados español y alemán¹
(índice = 100 corresponde a 12/03/2020)

GRÁFICO 5



Fuente: Bloomberg y elaboración propia. El área sombreada indica el periodo en el que la CNMV prohibió la constitución o el incremento de posiciones cortas sobre acciones admitidas a contratación en centros de negociación españoles.

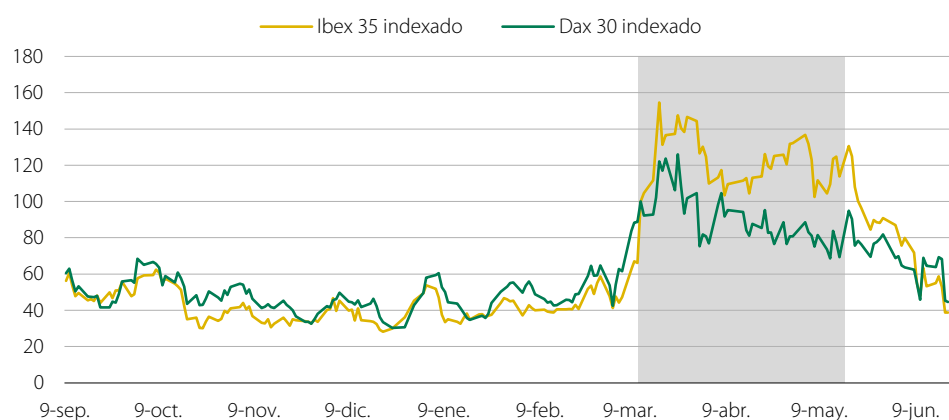
1 Para la construcción del índice se ha utilizado la media de la contratación de las cinco sesiones anteriores para cada uno de los valores en cada mercado.

El gráfico 6 muestra la evolución para ambos índices de la ratio de Amihud, una medida de iliquidez que indica el impacto en los precios dado un volumen de contratación (una mayor ratio de Amihud sugiere, por tanto, un grado más elevado de iliquidez).

En torno a la fecha del anuncio de la prohibición de posiciones cortas sobre valores españoles, la ratio de Amihud aumentó tanto para los valores del Dax 30 como para los del Ibex 35. En el caso del índice español, dicho incremento fue más pronunciado y sostenido durante todo el periodo en el que se mantuvo la prohibición. Tras el cese de esta, los valores de la ratio de Amihud indexada de ambos índices disminuyeron y convergieron a niveles observados antes del inicio de la pandemia.

Ratio de Amihud de los mercados español y alemán¹
(índice = 100 corresponde a 12/03/2020)

GRÁFICO 6



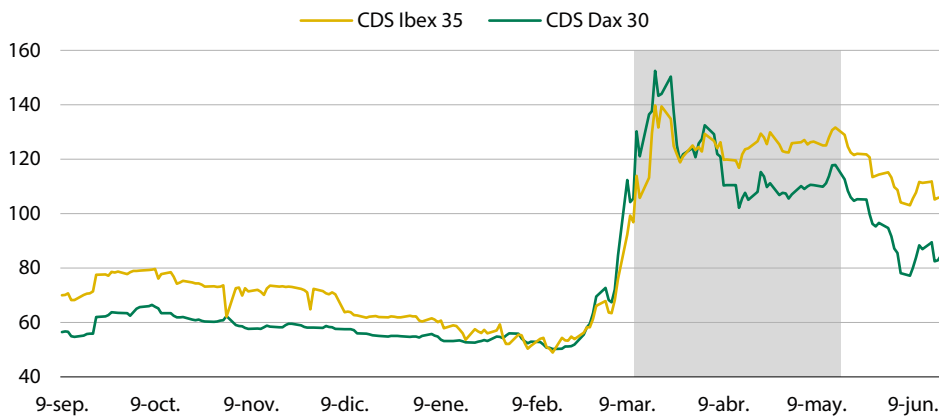
Fuente: Datastream, Bloomberg y elaboración propia. El área sombreada indica el periodo en el que la CNMV prohibió la constitución o el incremento de posiciones cortas sobre acciones admitidas a cotización en centros de negociación españoles.

1 Para la construcción del índice se han utilizado las rentabilidades y la contratación de las cinco sesiones anteriores para cada uno de los valores en cada mercado.

En el caso de la evolución del promedio de las primas de los CDS de las empresas que constituyen el Dax 30 y el Ibex 35, esta fue similar (véase gráfico 7). Las primas de los CDS aumentaron abruptamente en marzo, coincidiendo con el repunte de las volatilidades que se dieron de forma generalizada en las bolsas internacionales. A partir de mediados de mayo descendieron considerablemente, sobre todo en el mes de junio, aunque continuaron siendo mayores que los niveles observados al inicio de la serie temporal. El promedio de las primas de los CDS del Ibex 35 se situó entre 10 p.b. y 20 p.b. por encima del promedio del Dax 30 durante casi todo el periodo analizado, con la excepción de los meses de febrero y marzo.

Prima de los CDS de los mercados español y alemán¹

GRÁFICO 7



Fuente: Datastream y elaboración propia. El área sombreada indica el periodo en el que la CNMV prohibió la constitución o el incremento de posiciones cortas sobre acciones admitidas a contratación en centros de negociación españoles.

4 Análisis econométrico

A través de las dos bases de datos que se han descrito anteriormente se han realizado sendos análisis econométricos: el primero está centrado en la influencia que ha podido tener la prohibición de constitución o incremento de las posiciones en corto sobre los valores más líquidos de los mercados de renta variable españoles. El segundo recoge cuál ha sido el impacto que dicha prohibición ha podido tener en el riesgo de crédito de emisores de renta variable españoles, diferenciando entre financieros y no financieros.

4.1 Efectos de la prohibición sobre los valores más líquidos de los mercados de renta variable españoles

Para ver cuál ha sido el efecto que ha podido tener la prohibición de las ventas en corto en las diferentes variables de interés, se ha procedido a estimar la siguiente ecuación, que está inspirada en gran medida en la metodología seguida en Mayordomo y Arce (2016):

$$\begin{aligned}\Delta_t VarDep_{i,m,t} = & \alpha + \beta_1 \text{valores_prohibicion}_i + \beta_2 \text{prohibicion}_t + \\ & + \beta_3 \text{valores_prohibicion}_i \times \text{prohibicion}_t + \beta_4 \text{levantamiento}_t + \\ & + \beta_5 \text{valores_prohibicion}_i \times \text{levantamiento}_t + \beta_6 \text{riesgo_pais}_{m,t} \\ & + \beta_7 \text{capit_valor}_{i,t} + \beta_8 \text{vix}_t + \gamma_t + \varepsilon_{m,i,t}\end{aligned}$$

Donde $\Delta_t VarDep_{i,m,t}$ es la variable dependiente considerada para cada uno de los valores que forman parte del Ibex 35 y del Dax 30. En concreto, se han considerado como variables de interés: el diferencial *bid-ask*, la contratación (indexada), la ratio de Amihud (indexada), la volatilidad y el exceso de rentabilidad sobre los índices generales de mercado (CDAX e IGBM). Las variables *valores_prohibicion_i* y *prohibicion_t* son variables *dummy*. La primera toma el valor 1 si las acciones están sujetas a prohibición en algún momento, en este caso para los valores del Ibex 35, y 0 en caso contrario, en este caso para las acciones del Dax 30. Por su parte, la segunda variable toma el valor 1 en los momentos en los que existe prohibición de ventas en corto y 0 en caso contrario. La variable *valores_prohibicion_i x prohibicion_t* es también una variable *dummy* que toma el valor 1 para los valores sujetos a prohibición (los valores españoles) en los días que la prohibición está en vigor y 0 en caso contrario. De forma similar, *levantamiento_t* es una variable *dummy* que toma el valor 1 desde la sesión en que se levantó la prohibición de las ventas en corto y 0 en todas las sesiones anteriores. La variable *valores_prohibicion_i x levantamiento_t* es también una variable *dummy* que es igual a 1 para los valores que estuvieron sujetos a prohibición después de que dicha prohibición se levantara y 0 en caso contrario.

Respecto al resto de variables, *riesgo_pais_{m,t}* es el diferencial del CDS a 5 años sobre deuda soberana de España y Alemania. La variable *capit_valor_{i,t}* recoge la

capitalización de cada empresa. Por último, vix_t es la cotización del índice VIX para cada uno de los días considerados.

Las estimaciones del modelo de referencia se han realizado por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) corregidos mediante el método denominado Panel Corrected Standard Errors de Beck y Katz (1995) y teniendo en cuenta la posible heterocedasticidad que pudieran tener los datos. El modelo incluye *dummies* de tiempo para cada una de las sesiones en el periodo de análisis considerado. Se ha utilizado este método de estimación debido a que el panel tiene un número de empresas sensiblemente menor que el número de sesiones que se consideran ($N=65$ y $T=195$).

Además, como análisis de robustez, se han considerado dos especificaciones alternativas cuyos modelos son parecidos al descrito. En la primera de ellas, no se ha tenido en cuenta la *dummy valores prohibición_t*, pero sí la posibilidad de la existencia de efectos fijos para los valores analizados. La segunda especificación estima la misma ecuación que el modelo de referencia. Ambos modelos se calculan mediante MCO corregidos por heterocedasticidad. En el primer modelo además se tienen en cuenta las posibles correlaciones contemporáneas entre los valores. En el segundo modelo, el método MCO se aplica agrupado por valores.

Los datos utilizados para estimar los diferentes modelos son los que se presentaron en la sección de este documento en la que se describe la primera base de datos utilizada en este trabajo. Es importante señalar que para medir los efectos de la prohibición en las diferentes dimensiones de liquidez (*bid-ask*, contratación o ratio de Amihud), la volatilidad y el exceso de rentabilidad, las variables clave son *valores prohibición_t x prohibición_t* y *valores prohibición_t x levantamiento_t*. Esto se debe a que estas variables miden, en el primer caso, el impacto de la prohibición sobre los valores españoles en las sesiones en que está en vigor, en comparación con lo que sucede con dichos valores cuando no están sujetos a prohibición y con los valores alemanes, para los que no existe prohibición a lo largo de la muestra. De manera similar, la variable *valores prohibición_t x levantamiento_t* mide el posible efecto de la prohibición en los valores españoles una vez que esta ya no está en vigor.

4.1.1 Diferencial *bid-ask*

Como se observa en el cuadro 2, la prohibición de las ventas en corto ha tenido un impacto negativo en el diferencial *bid-ask* de los valores españoles; es decir, el coeficiente es positivo, por tanto la prohibición de ventas en corto habría aumentado dicho diferencial durante la prohibición. Este resultado está en línea con los obtenidos en Mayodormo y Arce (2016) y Beber y Pagano (2013). Además, aunque de forma menos intensa, el aumento de los diferenciales *bid-ask* persiste una vez se decide levantar la prohibición.

Resultados regresiones

CUADRO 3

Variable dependiente: $\Delta_{i,m,t} \text{bid_ask}$

Constante	0,4678*	-0,0762**	-0,0762**
valores_sujetos_prohibición	--	0,0872***	0,0872***
Prohibición	-0,3983***	-0,3985***	-0,3985***
valores_sujetos_prohibición x prohibición	0,2263***	0,2265***	0,2265***
Levantamiento	0,5032*	0,0104	-0,0585
valores_sujetos_prohibición x levantamiento	0,1062***	0,1066***	0,1066***
riesgo_país	-0,0030*	-0,0030	-0,0030***
ln(capitalización_valor)	-0,0024	$1,6 \times 10^{-5}$	$1,6 \times 10^{-5}$
VIX	-0,0248*	0,0061***	0,0061***
dummies_tiempo (1 por día)	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos	Sí	No¹	No²
Número de observaciones			12.650

Fuente: Elaboración propia.

1 La ecuación se ha estimado mediante el método MCO agrupado por valores.

2 La ecuación se ha estimado mediante el método MCO y los errores se han corregido por el método Panel Corrected Standard Errors.

*** Significatividad al 1 %. ** Significatividad al 5 %. * Significatividad al 10 %.

Un resultado que merece comentario es el hecho de que la variable riesgo_país obtenga un signo negativo y significativo. Esto podría deberse a que los valores más afectados por la variabilidad de su riesgo país son los valores españoles, ya que su CDS soberano tiene más variaciones. Al mismo tiempo, los componentes del Ibex 35 disfrutaron de horquillas más estrechas que los del Dax 30. La conjunción de ambos factores puede explicar este signo negativo.

4.1.2 Contratación

El potencial impacto de la prohibición en la contratación de los valores españoles aparece en este caso como no significativa. Por tanto, se puede interpretar que la prohibición no ha tenido efectos significativos en la contratación. En este caso este resultado no está en línea con Mayodormo y Arce (2016), que sí encontraron evidencia de que los valores sujetos a prohibición experimentaban un descenso de su volumen de contratación.

Resultados regresiones

CUADRO 4

Variable dependiente: Δ_i contratación _{i,m,t}			
Constante	-55,0038***	4,0743***	4,0743***
valores_sujetos_prohibición	--	0,4617	0,4617
Prohibición	-0,5077	-0,5193	-0,5193
valores_sujetos_prohibición x prohibición	0,9987	1,0113	1,0113
Levantamiento	-72,4091***	-3,8107***	-3,8107***
valores_sujetos_prohibición x prohibición	1,2402**	1,2684**	1,2684
riesgo_país	-0,0179	-0,0178	-0,0178
ln(capitalización_valor)	-0,1846	-0,0054	0,0054
VIX	3,9018***	-0,0966***	-0,0966**
dummies_tiempo (1 por día)	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos	Sí	No¹	No²
Número de observaciones			12.675

Fuente: Elaboración propia.

1 La ecuación se han estimado mediante el método MCO agrupado por valores.

2 La ecuación se ha estimado mediante el método MCO y los errores se han corregido por el método Panel Corrected Standard Errors.

*** Significatividad al 1 %. ** Significatividad al 5 %. * Significatividad al 10 %.

4.1.3 Ratio de Amihud

Los resultados de las regresiones evidencian que los valores sujetos a la prohibición experimentan un incremento de la profundidad durante esta, medida a través de la ratio de Amihud, con respecto a una situación en la que dicha prohibición no se hubiera producido. Además dicho efecto sobre el aumento de la profundidad se mantiene una vez la prohibición ya no está en vigor. Es importante señalar que debido a la construcción de la ratio de Amihud, cuanto menor es, más profundo se considera que es ese mercado.

Este resultado no implica que la ratio de Amihud para los componentes del Ibex 35 fuese menor que la de los componentes del Dax 30 en la época de la prohibición. Como se pudo observar en la parte descriptiva, la ratio de Amihud es menor para los componentes del Dax 30. La mayor ratio del Ibex 35 se podría atribuir al riesgo país. En este caso una primas más altas, como las españolas, tienen como consecuencia unos mercados, *ceteris paribus*, menos profundos.

Resultados regresiones

CUADRO 5

Variable dependiente: $\Delta \text{ratio_amihud}_{i,m,t}$

Constante	-123,4968***	-5,1311	-5,1311***
valores_sujetos_prohibición	--	-1,5562*	-1,5562
Prohibición	3,6625	3,5633	3,5633
valores_sujetos_prohibición x prohibición	-4,4216**	-4,3278**	-4,3278**
Levantamiento	-161,4981***	-4,9090**	16,2076***
valores_sujetos_prohibición x levantamiento	-3,7196***	-3,6331***	-3,6331***
riesgo_país	0,0574**	0,0581**	0,0581*
ln(capitalización_valor)	-0,3067	0,1998***	0,1998**
VIX	8,1661***	0,1465	0,1465**
dummies_tiempo	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos	Sí	No¹	No²
Número de observaciones			12.505

Fuente: Elaboración propia.

1 La ecuación se ha estimado mediante el método MCO agrupado por valores.

2 La ecuación se ha estimado mediante el método MCO y los errores se han corregido por el método Panel Corrected Standard Errors.

*** Significatividad al 1 %. ** Significatividad al 5 %. * Significatividad al 10 %.

4.1.4 Volatilidad

Al igual que en el caso de la contratación, de los resultados econométricos se deduce que la prohibición no ha tenido una repercusión significativa en la volatilidad de los valores españoles. Este resultado está, en general, en línea con lo descrito en la literatura.

Resultados regresiones

CUADRO 6

Variable dependiente: $\Delta \text{volatilidad}_{i,m,t}$

Constante	4,7339	0,4478	0,4478
valores_sujetos_prohibición	--	-0,6244	-0,6244
Prohibición	1,5859	-1,5926	-1,5926
valores_sujetos_prohibición x prohibición	-0,6759	-0,6562	-0,6562
Levantamiento	2,6646*	-0,4421	-0,8453
valores_sujetos_prohibición x levantamiento	-0,6414	-0,6033	-0,6033
riesgo_país	0,0174	0,0174	0,0174
ln(capitalización_valor)	-0,2891	-0,0704	-0,0704
VIX	-0,1557*	0,0087	0,0087
dummies_tiempo (1 por día)	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos	Sí	No¹	No²
Número de observaciones			12.597

Fuente: Elaboración propia.

1 La ecuación se ha estimado mediante el método MCO agrupado por valores.

2 La ecuación se ha estimado mediante el método MCO y los errores se han corregido por el método Panel Corrected Standard Errors.

*** Significatividad al 1 %. ** Significatividad al 5 %. * Significatividad al 10 %.

4.1.5 Exceso de rentabilidad sobre el índice de referencia del mercado

De los resultados de las regresiones se deduce que la prohibición no ha repercutido en el rendimiento, una vez descontada la tendencia del mercado. Este resultado está en línea con lo obtenido en el artículo de Beber y Pagano (2013) y los resultados de Mayordomo y Arce (2016) referidos a las entidades de crédito de gran capitalización.

Resultados regresiones

CUADRO 7

Variable dependiente: $\Delta_{i,m,t} \text{exceso_rent}_{i,m,t}$			
Constante	7,0566	0,4801	0,4801
valores_sujetos_prohibición	--	0,2290**	0,2290
Prohibición	2,9595**	2,9605**	2,9605*
valores_sujetos_prohibición x prohibición	0,4497**	0,4484**	0,4484
Levantamiento	7,9430*	0,2864	-0,5278
valores_sujetos_prohibición x levantamiento	0,2973***	0,2945***	0,2945
riesgo_país	-0,0076**	-0,0076**	-0,0076
ln(capitalización_valor)	0,0174	0,0005	0,0005
VIX	-0,4474*	-0,0141	-0,0141
dummies_tiempo (1 por día)	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos	Sí	No¹	No²
Número de observaciones			12.552

Fuente: Elaboración propia.

1 Las ecuaciones se han estimado mediante el método MCO agrupado por valores.

2 La ecuación se ha estimado mediante el método MCO y los errores se han corregido por el método Panel Corrected Standard Errors.

*** Significatividad al 1 %. ** Significatividad al 5 %. * Significatividad al 10 %.

4.2 Efecto de la prohibición en el riesgo de crédito de los emisores de los mercados de renta variable españoles

Un aspecto relevante de las decisiones relacionadas con la prohibición de las ventas en corto en los mercados de renta variable es cómo podrían influir en el riesgo de crédito de los emisores cuyos valores están sujetos a dicha restricción. Para analizar esta posible relación se ha estimado la siguiente ecuación, de nuevo inspirada en Mayordomo y Arce (2016):

$$\begin{aligned} \Delta_t CDS_{i,m,t} = & \alpha + \beta_1 \text{valores_prohibicion_finan}_i + \\ & + \beta_2 \text{valores_prohibicion_ind}_i + \beta_3 \text{prohibicion}_t + \\ & + \beta_4 \text{valores_prohibicion_finan}_i \times \text{prohibicion}_t + \\ & + \beta_5 \text{valores_prohibicion_ind}_i \times \text{prohibicion}_t + \beta_6 \text{levantamiento}_t + \\ & + \beta_7 \text{valores_prohibicion_finan}_i \times \text{levantamiento}_t + \\ & + \beta_8 \text{valores_prohibicion_ind}_i \times \text{levantamiento}_t + \beta_9 \text{riesgo_pais}_{m,t} \\ & + \beta_{10} \text{capit_valor}_{i,t} + \beta_{11} \text{vix}_t + \gamma_t + \varepsilon_{m,i,t} \end{aligned}$$

Las variables $\text{valores_prohibicion_finan}_i$, $\text{valores_prohibicion_ind}_i$ y prohibicion_t son variables *dummy*. La primera toma el valor 1 para los valores que están sujetos

a prohibición en algún momento y que pertenecen al sector financiero, en este caso valores españoles que son entidades de crédito. La segunda toma el valor 1 para los valores españoles que pertenecen a sectores no financieros y 0 en caso contrario. Por su parte, la tercera variable toma el valor 1 en los momentos en los que existe prohibición de ventas en corto y 0 en caso contrario. La variable $\text{valores_prohibicion_finan}_i \times \text{prohibicion}_t$ también es una variable *dummy* que toma el valor 1 para los valores españoles que son del sector financiero en los días que la prohibición está en vigor y 0 en caso contrario. De la misma manera, $\text{valores_prohibicion_ind}_i \times \text{prohibicion}_t$ toma el valor 1 para los valores españoles que no son financieros en las sesiones en las que está en vigor la prohibición. Análogamente, levantamiento_t es una variable *dummy* que toma el valor 1 desde la sesión en que se levantó la prohibición de las ventas en corto y 0 en todas las sesiones anteriores. Las variables $\text{valores_prohibicion_finan}_i \times \text{levantamiento}_t$ y $\text{valores_prohibicion_ind}_i \times \text{levantamiento}_t$ son iguales a 1 para los valores españoles financieros y no financieros que estuvieron sujetos a prohibición en las sesiones posteriores a su levantamiento y 0 en caso contrario.

Respecto al resto de variables, el $\text{riesgo_pais}_{m,t}$ es el diferencial del CDS a 5 años sobre deuda soberana de España y Alemania. La variable $\text{capit_valor}_{i,t}$ recoge la capitalización de cada empresa. Por último, vix_t es la cotización del VIX para cada uno de los días considerados.

Al igual que en el modelo anterior, las estimaciones del modelo de referencia se han realizado por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) corregidos mediante el método denominado Panel Corrected Standard Errors de Beck y Katz (1995) y teniendo en cuenta la posible heterocedasticidad que pudieran tener los datos. El modelo incluye *dummies* de tiempo para cada una de las sesiones del periodo considerado en el análisis. De nuevo, se ha utilizado este método de estimación debido a que el panel tiene un número de empresas que es notablemente menor que el número de sesiones que se consideran ($N=43$ y $T=205$). De forma alternativa y como análisis de robustez se han considerado las dos especificaciones que incluyen efectos fijos y la estimación del modelo propuesto por MCO agrupado por valores.

Los datos utilizados para estimar los diferentes modelos son los que se presentaron en la sección de este documento que describe la segunda base de datos utilizada en este trabajo. Para medir el impacto que la prohibición haya podido tener en los diferenciales de crédito de las empresas españolas financieras y no financieras, las variables clave que tener en cuenta son: $\text{valores_prohibicion_finan}_i \times \text{prohibicion}_t$, $\text{valores_prohibicion_ind}_i \times \text{prohibicion}_t$, $\text{valores_prohibicion_finan}_i \times \text{levantamiento}_t$ y $\text{valores_prohibicion_ind}_i \times \text{levantamiento}_t$. Esto se debe a que estas variables miden, en los primeros casos, los efectos de la prohibición en los valores españoles en las sesiones que en está vigor en comparación con lo que sucede con dichos valores cuando no están sujetos a prohibición y con los valores alemanes, sobre los que no existe prohibición a lo largo de la muestra. Por su parte las variable $\text{valores_prohibicion_finan}_i \times \text{levantamiento}_t$ y $\text{valores_prohibicion_ind}_i \times \text{levantamiento}_t$ miden el impacto de la prohibición en el riesgo de crédito de los valores españoles una vez dicha prohibición ya no está en vigor.

En el cuadro 8 se pueden observar los resultados del modelo estimado. De ellos se puede deducir que, en este caso, la prohibición de las ventas en corto no ha tenido ninguna influencia en los diferenciales de crédito de las empresas españolas ni durante la prohibición ni una vez que esta se levantó.

Resultados regresiones

CUADRO 8

Variable dependiente: $\Delta_{i,m,t} cds$

Constante	15,1531***	-1,6086*	-1,6086
empresas_financieras_españolas	--	-0,2977	-0,2977
empresas_industriales_españolas	--	-0,0759	0,0759
Prohibición	-5,5099	-5,5154	-5,5154***
empresas_financieras_españolas x prohibición	0,6683	0,6971	0,6971
empresas_industriales_españolas x prohibición	-0,3898	-0,4041	-0,4041
Levantamiento	1,7027***	-1,8445***	-1,8445***
empresas_financieras_españolas x levantamiento	0,3438	0,3872	0,3872
empresas_industriales_españolas x levantamiento	0,4514	0,4414	0,4414
riesgo_país	0,0023	0,0025	0,0025
ln(capitalización_valor)	-0,2114**	-0,0678	-0,0678
VIX	-0,8758***	0,1314	0,1314***
dummies_tiempo (1 por día)	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos	Sí	No¹	No²
Número de observaciones			8.686

Fuente: Elaboración propia.

1 Las ecuaciones se han estimado mediante el método MCO agrupado por valores.

2 La ecuación se ha estimado mediante el método MCO y los errores se han corregido por el método Panel Corrected Standard Errors.

*** Significatividad al 1 %. ** Significatividad al 5 %. * Significatividad al 10 %.

Esta relación ya fue estudiada en la literatura con resultados mixtos. Mayordomo y Arce (2016) encontraron que la prohibición de ventas en corto sobre valores financieros que se estableció en España en 2011 tuvo una influencia positiva para las empresas financieras de mediana capitalización. En cambio, no encontraron ninguna relación entre la prohibición y el riesgo de crédito de las empresas financieras de gran capitalización. Por su parte, Beber y otros (2018), utilizando datos de varios países, concluyeron que esta relación podría ser negativa y que la prima de riesgo de crédito de los emisores de los valores sujetos a prohibición podría aumentar. Los resultados de este trabajo estarían más en línea con Mayordomo y Arce (2016). Además, en este sentido, es importante señalar que en España desde 2011, momento en que se puso en práctica la prohibición analizada por ellos, hasta la actualidad, el número de entidades de crédito ha disminuido y el tamaño medio de dichas entidades es mayor.

5 Conclusiones

En este artículo se analizan las consecuencias que han podido tener las restricciones sobre la operativa en corto anunciadas por la CNMV el 12 de marzo de 2020 y el 16 de marzo de 2020 sobre las acciones que cotizan en los mercados españoles. Para ello se ha establecido una comparativa entre lo sucedido con los componentes del Ibex 35 y con los componentes de otro índice en un mercado sin prohibición, en este caso el Dax 30 alemán. También se ha analizado cómo han podido influir estas restricciones en el riesgo de crédito de los emisores de los valores sujetos a ellas. De los análisis tanto descriptivos como econométricos se obtienen las siguientes conclusiones:

- La liquidez, medida a través de los diferenciales *bid-ask* se vio afectada. Dichos diferenciales se incrementaron tanto en el caso de las acciones del Ibex 35 como del Dax 30 en los primeros días posteriores al establecimiento de la prohibición y después tendieron a reducirse. El incremento inicial en términos relativos fue más intenso en el caso de los valores españoles, por lo que, a pesar de la disminución posterior, solo se alcanzaron los valores precrisis una vez se levantó la prohibición. En cambio, en los valores alemanes la recuperación fue más rápida. El análisis econométrico revela que los valores sujetos a la prohibición habrían experimentado un deterioro de la liquidez en relación con la situación de no prohibición, efecto que, aunque atenuado, persiste una vez levantada la prohibición.
- La contratación de las acciones del Ibex 35 disminuyó una vez se aprobó la prohibición, hasta alcanzar cotas inferiores a la de la contratación registrada en el periodo anterior a la crisis, si bien una vez la prohibición concluyó se produjo un nuevo aumento. Por su parte, la contratación de los componentes del Dax 30 durante la prohibición disminuyó de forma notable tras dicho anuncio y su tendencia fue similar a la de los valores del Ibex 35. Una vez levantada la prohibición, la contratación de ambos mercados siguió comportándose de manera similar. En este caso, del análisis econométrico se concluye que la prohibición no tuvo un impacto significativo en la contratación de los valores sujetos a ella.
- La media de la ratio de Amihud aumentó durante el periodo de prohibición tanto para los integrantes del Ibex 35 como del Dax 30. Esto sugiere que ambos mercados perdieron profundidad durante el periodo, lo que cabría atribuir al entorno generalizado de grandes turbulencias. Si se atiende a la evolución temporal durante la prohibición, se observa que los componentes del Ibex 35 perdieron más profundidad que los del Dax 30. Sin embargo, una vez la prohibición dejó de estar en vigor, ambos mercados ganaron en profundidad y alcanzaron cotas similares a las registradas antes de esta. Por su parte, el análisis econométrico no encuentra evidencia de que la prohibición tuviera un efecto negativo en la ratio de Amihud de los valores sujetos a ella. La mayor pérdida de profundidad de los valores españoles podría explicarse más por el mayor riesgo país de estos valores que por la prohibición en sí.

- Para ambos índices, durante la prohibición la volatilidad es mayor cuando se compara con el periodo anterior. Solo en las últimas sesiones, una vez la prohibición ya no está en vigor, los niveles de volatilidad son cercanos a los valores previos a las turbulencias. No se observa que la volatilidad haya tenido un comportamiento diferente durante la prohibición con respecto al que hubiera tenido sin ella.
- Tampoco se encuentra evidencia de que la prohibición tuviera ningún efecto diferencial en la evolución de los precios de las acciones que componen el Ibex 35 en relación con la evolución de los precios de las acciones del Dax 30 y con respecto a la situación anterior a ella.
- Finalmente, se puede comprobar como los diferenciales de crédito aumentaron de forma notable en torno a los días previos a la puesta en marcha de la prohibición. Estos diferenciales se han ido reduciendo a medida que la pandemia en Europa se ha ido moderando, si bien se encuentran todavía por encima de su nivel precrisis. En este sentido, los valores alemanes se han recuperado en mayor medida que los españoles. En cuanto al análisis econométrico, no se encuentra evidencia de que la prohibición haya tenido ningún tipo de influencia en los diferenciales de riesgo de crédito de los emisores de renta variable españoles ni durante su vigencia ni después de que se levantara.

En definitiva, se ha observado en los valores afectados por la prohibición un aumento mayor en los diferenciales *bid-ask* que después persiste en alguna medida. Sin embargo, el análisis realizado no ha encontrado evidencia reseñable de efectos imputables a la prohibición en otras variables relevantes como los volúmenes de contratación, la evolución de los precios, la volatilidad, la profundidad del mercado o los diferenciales de crédito de los emisores.

Referencias

- Beber A., Fabbri, D. y Simonelli, S. (2018). «Short-selling bans and bank stability». Disponible en SSRN.
- Beber A. y Pagano M. (2013). «Short-selling bans around the world: Evidence from 2007-09 crisis». *The Journal of Finance*, Vol. 68, pp. 343-381.
- Boehmer, E., Jones, C.M. y Zhang, X. (2011). «Shackling short sellers: the 2008 shorting ban». Documento de trabajo disponible en SSRN.
- Beck, N. y Katz, J.N. (1995). «What to do (and not to do) with times-series-cross-section data in comparative politics». *American Political Science Review*, Vol. 89, n.º 3, pp. 634-647.
- Diamond, D. y Verrechia, R. (1987). «Constraint on short-selling and asset price adjustment to private information». *Journal of Financial Economics*, Vol. 10, pp. 277-311.
- Floros, C. (2009). «Modelling volatility using, high, low, open and closing prices: Evidence from four S&P indices». *International Research Journal of Finance and Economics*, Vol. 28, pp. 198-206.
- Marsh, I.W. y Payne, R. (2012). «Banning short sales and market quality: The UK's experience». *Journal of Banking and Finance*, Vol. 36, pp. 1.975-1.986.
- Mayordomo, S. y Arce, O. (2016). «The impact of the 2011 short-sale ban on financial stability: Evidence from the Spanish Stock Market». *European Financial Management*, Vol. 22, pp. 1.001-1.022.

