

PROBABILIDAD DE DETECCIÓN DE CÁRTELES EN ESPAÑA: UNA ESTIMACIÓN

Cartel detection probability in Spain: an estimate

Javier GARCÍA-VERDUGO

*Asesor Económico del Presidente, CNMC
Profesor Titular de Economía Aplicada*

Carlos MERINO TRONCOSO

*Asesoría Económica
CNMC*

Ane Miren MARTÍN

*Asesoría Económica
CNMC*

Resumen

La probabilidad de detección de los cárteles es fundamental con vistas a la fijación de sanciones disuasorias. Bryant y Eckard (1991) la estimaron para Estados Unidos entre el 13% y el 17%, y con el mismo planteamiento, Combe et al. (2008) la estimaron para Europa entre el 12,9% y el 13,3%. Este artículo utiliza el mismo modelo para estimar la probabilidad de detección de los cárteles en España, mediante el método de máxima verosimilitud, en un 10,7%. Esta probabilidad supone un límite superior para la probabilidad de detección real, ya que el modelo empleado solo permitiría calcular la probabilidad de que un cártel se destruya, sin poder diferenciar si ha sido por la labor de las autoridades de competencia o por otras razones.

Abstract

The probability of detecting cartels is fundamental with a view to setting deterrent sanctions. Bryant and Eckard (1991) estimated it for the United States between 13% and 17%, and with the same approach, Combe et al. (2008) they estimated it for Europe between 12.9% and 13.3%. This article uses the same model to estimate the probability of detection of cartels in Spain, using the maximum likelihood method, at 10.7%. This probability supposes an upper limit for the probability of real detection, since the model used would only allow to calculate the probability of a cartel being destroyed, without being able to differentiate whether it was due to the work of the competition authorities or for other reasons.

Palabras clave: Cártel | Multa | Autoridades de defensa de la competencia | Clemencia |

Keywords: Cartel | Fine | Competition authorities | Leniency |

I. INTRODUCCIÓN

Los cárteles son una de las prácticas anticompetitivas que más daños causa a la sociedad. Los cárteles incrementan los precios, reducen la calidad de los productos y del servicio que prestan las empresas, y con frecuencia va asociado a una disminución de las opciones que los consumidores tienen a su alcance. Por ello, las autoridades de competencia procuran detectar y dismantelar el mayor número de cárteles posible, e imponerles sanciones disuasorias. El objetivo de estas sanciones es disuadir tanto a las propias infractoras (disuasión específica) como al resto de las empresas (disuasión general) de participar en conductas anticompetitivas.

Para que las sanciones cumplan su propósito disuasorio, el beneficio que esperan obtener las empresas que se plantean incorporarse a un cártel —o ya forman parte de uno— debería ser menor que la cuantía de la sanción que esperan recibir. Es decir, la multa disuasoria es aquella que hace que la formación o continuidad de un cártel no resulte rentable, porque la conducta generaría más pérdidas que beneficios a las empresas participantes. Además del beneficio ilícito derivado de la conducta anticompetitiva, el otro factor fundamental que debe tenerse en cuenta para determinar la cuantía de las sanciones disuasorias es la probabilidad de detección y sanción, es decir, la probabilidad de que las autoridades de competencia encuentren el cartel y de que impongan a las entidades implicadas las sanciones correspondientes. Cuanto mayor sea la probabilidad de que las autoridades de competencia detecten y sancionen un cártel, mayor tendrá que ser el beneficio esperado para que las empresas decidan participar en el acuerdo anticompetitivo, y por tanto mayor será el poder disuasorio de una misma sanción. O de forma equivalente, para un mismo beneficio ilícito esperado, una probabilidad de detección menor exige imponer una sanción más elevada para alcanzar el mismo objetivo de disuasión.

Allain et al. (2013) analizaron la estabilidad interna de los cárteles desde una perspectiva dinámica, considerando la estabilidad de un cártel en un sector hipotético en el que la probabilidad anual de detección era λ , y en el que, si el cártel es detectado, será disuelto y se le impondrá una sanción F^1 . Para introducir cierta inestabilidad en el cártel, el modelo asume que el beneficio de no cumplir los acuerdos es ligeramente superior al beneficio de cumplirlos. Además, se asume que el beneficio de pertenecer a un cártel es mayor que el asociado a una situación de competencia. Finalmente, se asume que basta que una sola empresa del sector decida no participar o abandonar el cártel para que las demás adopten una estrategia competitiva a partir de ese momento. A partir de este modelo los autores concluyen que la condición suficiente para que la multa F tenga efecto disuasorio desde una perspectiva dinámica (*"dynamic deterrence fine"*, DDF) es la siguiente:

$$F \geq \frac{\Delta\pi}{\lambda} \equiv DDF$$

donde $\Delta\pi$ es el beneficio ilícito anual derivado de la pertenencia al cártel.

Por lo tanto, una sanción igual o superior a DDF será suficiente para que al menos alguna de las empresas del sector decida dejar de participar en los acuerdos del cártel, dismantelando así el acuerdo anticompetitivo. Según la expresión anterior, una sanción será disuasoria si fuera al menos igual al beneficio ilícito anual multiplicado por la inversa de la probabilidad anual de detección. Por ejemplo, para una probabilidad anual de detección del 20% ($\lambda = 0,2$) la multa tendría que ser al menos cinco veces ($1/\lambda =$

¹ Tanto la probabilidad de detección como la sanción se asumen constantes a lo largo del tiempo.

$1/0,2 = 5$) el beneficio ilícito anual para ser disuasoria; para una probabilidad del 50% ($\lambda = 0,5$) la multa tendría que ser al menos el doble del beneficio ilícito anual.

Los párrafos anteriores reflejan la importancia que tiene la probabilidad de detección para la imposición de multas óptimas o disuasorias, por lo que se trata de un parámetro de gran interés para las autoridades de competencia. Por ello, este artículo trata de estimar la probabilidad de detectar cárteles en España. El objetivo es ofrecer a las autoridades de competencia españolas —tanto a la CNMC como a las autoridades autonómicas con facultad de resolución— una referencia numérica que pueda ser de utilidad con vistas a la fijación de sanciones disuasorias. Nuestro estudio también será de utilidad para cualquiera que trate de valorar el carácter disuasorio o no de las sanciones de competencia impuestas en España.

A pesar de la importancia que el cálculo de la probabilidad de detección tiene para las autoridades de competencia, los trabajos que han tratado de estimar este parámetro son relativamente escasos. El primer artículo relacionado con la probabilidad de detección fue realizado por Bryant y Eckard (1991). Estos autores estimaron, con datos de 1961 a 1988, que la probabilidad de que las autoridades de competencia de los Estados Unidos detectaran un acuerdo de fijación de precios en un año determinado se situaba entre un 13% y un 17%. Su artículo se basaba en la idea de que, si la distribución de las duraciones de los cárteles ya conocidos se caracterizaba por la presencia de muchos cárteles de corta duración y pocos cárteles de larga duración, la probabilidad de detección debía ser elevada y el número de cárteles activos reducido, y viceversa. El artículo propone un modelo estadístico que describe la creación, la destrucción/detección y la duración de los acuerdos de fijación de precios, y utiliza un método de máxima verosimilitud para estimar los parámetros del modelo. Estos parámetros son los que se utilizan a su vez para obtener una estimación del número de cárteles activos y de la probabilidad de que estos sean detectados en cada momento.

Combe et al. (2008) siguieron el modelo propuesto por Bryant y Eckard. Utilizando datos para cárteles detectados entre 1969 y 2007 en la Unión Europea, Combe et al. (2008) estimaron que la probabilidad de detección de un cártel en un año concreto se situaba entre el 12,9% y el 13,2%. Sin embargo, estos autores se preocuparon de señalar que la probabilidad de detección estimada según este método era, en realidad, la probabilidad de detección condicionada a que los cárteles son detectados; es decir, se trata de la probabilidad de detección estimada a partir de aquellos cárteles que habían sido detectados previamente. Por tanto, aquella estimación debía ser interpretada como el límite superior de la probabilidad de detección para el conjunto de las empresas cartelizadas. Además, concluyeron que existe una relación positiva entre la probabilidad de detección a partir de los cárteles detectados, y la probabilidad de detección del conjunto de cárteles, es decir, cuando la probabilidad de detección basada en los cárteles detectados aumenta, también lo hace la probabilidad de detección de todos los cárteles.

Ormosi (2014) propuso un modelo alternativo para estimar la probabilidad de detección. Dado que los artículos anteriores ofrecían probabilidades de detección constantes, y por lo tanto no se podían utilizar para estimar su variación a lo largo de un período, este autor se propuso estimar cuál había sido la evolución de la probabilidad de detección a lo largo del tiempo. Para ello, propuso utilizar un método basado en los análisis de captura-recaptura, utilizados con frecuencia en los estudios de ecología y epidemiología. El planteamiento más sencillo de este tipo de análisis estima el tamaño poblacional de una especie tomando dos muestras aleatorias de la misma población. Los ejemplares capturados en la primera muestra se marcan y se vuelven a mezclar con el resto de la población. Si la población no cambia entre las dos muestras, y la

probabilidad de capturar a un individuo cualquiera de la población es constante, entonces el cociente entre los elementos marcados y el total de elementos presentes en la segunda muestra sería un estimador insesgado del cociente entre la población marcada y la población total. Además, la proporción de animales recapturados puede utilizarse para realizar inferencias sobre parámetros de la población, como el tamaño de la misma y la probabilidad de captura y/o supervivencia.

Existen dos tipos de modelos de captura-recaptura: unos que asumen que la población no varía, es decir, que el número de sujetos no cambia con el nacimiento, la muerte o la migración; y otros que asumen que la población varía. Estos últimos modelos presentan una restricción relevante, ya que las estimaciones se basan únicamente en sujetos recapturados, es decir, en ejemplares que ya han sido marcados con anterioridad y han sido capturados de nuevo. Los modelos que asumen que la población varía utilizan métodos de máxima verosimilitud para estimar las probabilidades de captura y de supervivencia, pero no pueden ser utilizados para estimar el tamaño de la población.

Pues bien, Ormosi propone utilizar modelos de captura-recaptura en los que se asume que la población varía para calcular la probabilidad de detección de un cártel. Este autor señala que algo similar a lo que sucede con los animales es aplicable también a las empresas. Las autoridades de competencia recogen muestras de la población de empresas, señalan cuáles son las compañías que participan en un cartel, y las firmas "vuelven" al mercado (siguen operando en él) cuando la investigación ha terminado. Posteriormente se vuelve a obtener una nueva muestra de empresas en la que algunas empresas son nuevas y otras ya han sido "capturadas" en ocasiones anteriores. Así, la probabilidad de detección de un cártel será igual a la probabilidad de que sea recapturado, ya sea gracias a una inspección, una solicitud de clemencia o una denuncia. La probabilidad de sobrevivir es una probabilidad de supervivencia aparente, ya que los investigadores no son capaces de diferenciar si una empresa que solo ha sido capturada una vez no vuelve a ser capturada porque ha desaparecido, porque no vuelve a formar un cártel o porque pasa a formar parte de la población de cárteles que no son capturados. El modelo de Ormosi, a diferencia de los anteriores modelos, se basa en un análisis por empresas y no por cárteles.

Como el número de supuestos en los que se basa este método es reducido, se trata de un modelo relativamente simple de utilizar y que requiere pocos datos. A pesar de sus ventajas, sigue padeciendo una de las limitaciones que aquejaba al modelo de Bryant y Eckard, ya que la probabilidad obtenida a partir de los cárteles detectados solo puede interpretarse como un límite superior de la probabilidad de detección total. Como resultado de aplicar este modelo a los cárteles detectados por la Comisión Europea, Ormosi concluye que en el período 1985-2009 la probabilidad de detección habría oscilado de manera habitual entre el 10% y el 20%, con valores fuera de ese intervalo en momentos puntuales. Otra de sus conclusiones es que la colaboración entre las autoridades europeas y americanas habría incrementado la probabilidad de detección más que la introducción de los programas de clemencia.

A diferencia de los trabajos anteriores, Park et al. (2018) estiman la probabilidad de sanción, entendida como la probabilidad de detección y sanción, a la que se enfrentan las compañías que participan en un cartel. El artículo considera que asumir que cualquier cartel detectado será sancionado, como hacen tanto Bryant y Eckard (1991) como Combe et al. (2008), no es realista, ya que algunas de las empresas cartelizadas no recibirán sanción (por ejemplo, porque se les aplica la clemencia). Además, considera que Bryant y Eckard no tienen en cuenta la población no observable de cárteles y critica, igual que Ormosi (2014), que las probabilidades anuales estimadas

en dichos artículos son constantes. En relación a este último artículo, Park et al. (2018) consideran que utiliza dos supuestos que no son razonables. Por un lado, los modelos de captura y recaptura asumen que las migraciones temporales entre dos estados (colusión-competencia) no existen. Por otro lado, como los resultados del artículo se basan en medias móviles de tres o cinco años, la estimación de la probabilidad anual obtendría resultados que podrían no ser precisos por falta de datos. Dado que según estos autores el mercado reaccionaría de forma inmediata a los cambios en las políticas de competencia, sería necesario estimar la probabilidad de detección y sanción con referencia al periodo temporal más breve posible.

Partiendo de las consideraciones anteriores, Park et al. (2018) estiman la probabilidad de sanción utilizando un modelo bayesiano. Evalúan además el impacto de los programas de clemencia como instrumento de las políticas de competencia. Establecen un modelo de probabilidad bayesiana cuya probabilidad media será la probabilidad de sanción, y esta probabilidad variaría con el tiempo. Utilizando datos del Departamento de Justicia americano, concluyen que la probabilidad de sanción en el periodo 1970-2009 se situó entre el 9% y el 23%, y muestran que esta probabilidad habría ido en aumento a lo largo del periodo temporal analizado. Concluyen también que los programas de clemencia incrementan la probabilidad de detección.

Finalmente, merece la pena mencionar el artículo de Harrington y Wei (2017). Aunque estos autores no tenían como objetivo la estimación de la probabilidad de detección, analizaron si la probabilidad de detección y la duración de los cárteles, estimadas a partir de los cárteles detectados, se podrían considerar una aproximación fidedigna a la probabilidad de detección y duración para todo el conjunto de cárteles. Por lo tanto, su análisis es relevante para una correcta interpretación de los resultados obtenidos. Una de las puntualizaciones más importantes que hacen estos autores es destacar que las probabilidades de detección calculadas hasta el momento en otros trabajos no permitirían distinguir entre la probabilidad de detección del cártel y la probabilidad de que un cartel se deshaga sin la intervención de las autoridades de competencia. Por este motivo, no sería posible inferir cuantos cárteles evitan ser detectados, porque no todos los que han evitado la detección continuarían operativos.

El artículo señala en primer lugar que, si todos los cárteles se crearan y se destruyeran siguiendo el mismo proceso, entonces la muestra de cárteles detectados sería una muestra representativa de la población de cárteles. Esto último implicaría que la duración media de los cárteles detectados sería una medida insesgada de la duración media de todos los cárteles, y la probabilidad de destrucción (por detección o porque se deshacen sin intervención externa) de los cárteles detectados también es una medida no sesgada de la probabilidad de destrucción de todos los cárteles. También destacan que, como no se puede discernir entre la probabilidad de detección de los cárteles y la probabilidad de que se deshagan solos, la estimación de la probabilidad de destrucción de un cártel basada en su duración debe entenderse como un límite superior de la probabilidad de que un cártel sea detectado y sancionado.

Dado que no es realista asumir que todos los cárteles siguen el mismo proceso de creación y destrucción, los autores analizan cuál es el efecto de asumir que estos procesos varían entre unos cárteles y otros. La conclusión que obtienen es que existe un sesgo cuando se utiliza la estimación de la probabilidad de destrucción a partir de los cárteles detectados para aproximar la probabilidad de destrucción de toda la población de cárteles. Este sesgo está ligado a la relación entre la variación de la probabilidad de que se deshagan solos y la variación de la probabilidad de detección, ambas variaciones referidas a la que existe entre los distintos cárteles. Así, si la variación entre cárteles de la probabilidad de que se deshagan solos es grande en comparación con la variación de

la probabilidad de detección, entonces la estimación de la duración de los carteles a partir de los detectados estaría sesgada al alza. En cambio, si la variación entre carteles de la probabilidad de que se deshagan sin intervención ajena es pequeña en relación a la variación de la probabilidad de detección, entonces, la estimación de la duración media de los carteles a partir de los detectados está sesgada hacia abajo.

Según el modelo teórico construido, Harrigton y Wei (2017) estimaron que la duración media de los carteles detectados podría llegar a sobreestimar la duración media de todos los carteles hasta un 10%, o podría subestimarla hasta un 15%. Finalmente, y aunque no fuera el objetivo fundamental del artículo, calcularon que un cartel creado entre 1960 y 1985 tendría una probabilidad del 17% de ser destruido en un año determinado, ya fuera por detección o sin intervención externa.

Este artículo se estructura como sigue: la segunda sección detalla el modelo y los datos utilizados para estimar la probabilidad de detección; la tercera sección detalla cómo se ha estimado la probabilidad de detección en España y muestra los resultados obtenidos; finalmente, la sección cuarta concluye destacando las ideas principales y planteando líneas de investigación futuras.

II. MODELO Y DATOS

El objetivo de este trabajo es obtener una primera estimación de la probabilidad de detección en España. Para ello se aplicará el mismo modelo planteado por Bryant y Eckard. Como se ha explicado, se trata del primer modelo que se utilizó para estimar la probabilidad anual de detección, aunque presenta algunas debilidades puestas de manifiesto por la literatura posterior. Una de ellas es que la probabilidad que se obtiene es una probabilidad constante, por lo que no se puede analizar su evolución temporal. Además, la probabilidad de detección estimada a partir de los carteles detectados no debería utilizarse como aproximación de la probabilidad de detección global sin tener en cuenta el sesgo que eso implica. Finalmente, en línea con los comentarios de la sección anterior, la probabilidad estimada con el modelo de Bryant y Eckard es la probabilidad de destrucción, sin que se pueda distinguir entre la probabilidad de detección y la de que los carteles se deshagan por sí solos. Por lo tanto, las probabilidades de detección obtenidas deben entenderse más bien como un límite superior de la probabilidad de detección real.

A pesar de sus carencias, hemos decidido utilizar el modelo de Bryant y Eckard porque su trabajo sobre este tema es el que ha tenido una mayor repercusión hasta la fecha. Utilizar el mismo modelo nos permitirá comparar nuestros resultados con los publicados en varios trabajos relevantes, lo que proporciona una referencia muy útil. En cualquier caso, dado que nuestro objetivo se limita a ofrecer una primera estimación de la probabilidad de detección de los carteles en España, una evolución natural de nuestro trabajo sería tratar de mejorar las estimaciones realizadas utilizando modelos que no tengan esas limitaciones. A continuación, se detalla el modelo planteado, así como los datos que se han utilizado para realizar las estimaciones.

III. DESCRIPCIÓN DEL MODELO

Como se ha dicho, el modelo que hemos utilizado es el propuesto por Bryant y Eckard (1991). Estos autores plantearon un modelo de "nacimiento y muerte" para explicar las dinámicas por las cuales en un momento determinado del tiempo t hay un número determinado de carteles vivos $N(t)$. Se consideran dos procesos que determinan $N(t)$: un proceso que describe la formación de carteles, donde la probabilidad de que se

forme un cártel en un momento del tiempo es θ , y un proceso que describe su desaparición, donde la probabilidad de que un cártel desaparezca en un momento temporal es λ . El modelo asume que la desaparición de un cártel se produce con su detección y desmantelamiento: cuando un cártel es detectado, se le impone una sanción y desaparece.

Es necesario destacar que, en este modelo, λ es igual a la probabilidad de detección condicionada a que el cártel sea detectado. Según Combe et al. (2008), la probabilidad global de detección sería necesariamente inferior a λ . Si esto fuera cierto, la probabilidad de detección condicionada a que el cártel sea detectado supondría el límite superior de la probabilidad de detección de la población total de cárteles. A pesar de ello, parece lógico asumir que las empresas tendrán en cuenta λ (la probabilidad de detección condicionada a la detección del cártel), que pueden estimar, en lugar de la probabilidad de detección global, que desconocen. Por tanto, estimar λ sigue siendo de utilidad para las autoridades de competencia, aunque es necesario interpretar el resultado de manera adecuada.

En el proceso que describe la aparición de los cárteles, se asume que estos se forman aleatoriamente de manera sucesiva. El periodo entre el nacimiento de un cartel $i - 1$ y la aparición del siguiente cártel i se denomina A_i . Se asume que los tiempos que transcurren hasta la aparición de un nuevo cártel están distribuidos de forma exponencial con media $1/\theta$, que es el tiempo medio que pasa hasta la creación de un nuevo cártel.

En el proceso que describe la desaparición de los cárteles, ya se ha indicado que el modelo asume que la detección es la única causa de desaparición de los cárteles, por lo que la duración del cártel y el tiempo necesario para su detección se identifican. Se asume que la duración de un cártel L_i también se distribuye de forma exponencial con media $1/\lambda$, que es la duración media de los cárteles, o de forma equivalente en este modelo, el tiempo medio que se tarda en detectarlos.

Además, se asume que las distribuciones de los tiempos de aparición y de detección de los cárteles son independientes. Considerar que la formación y duración de los cárteles siguen distribuciones independientes supone asumir que, por un lado, la detección de un cártel no implica que haya una mayor o menor probabilidad de que aparezca otro, y que la aparición de un nuevo cártel no tendrá implicaciones para la mayor o menor probabilidad de detección de los ya existentes. Este supuesto parece razonable, dado que los cárteles se crean por motivos diversos que no están necesariamente relacionados con los factores que determinan su duración.

La independencia de las distribuciones también implica que la probabilidad de detección de un cártel en un determinado momento, asumiendo que no haya sido detectado en el periodo anterior, es independiente de su duración hasta ese momento. Sin embargo, conviene aclarar que la probabilidad acumulada de que un cártel sea detectado aumenta a lo largo del tiempo, puesto que es igual a la probabilidad de que no haya sido detectado en ninguno de los periodos anteriores.

Según el modelo utilizado, en el momento t habrá $N(t)$ cárteles activos que podrán ser detectados, aunque como las autoridades de competencia tienen recursos limitados, solo N_{\max} cárteles podrán ser investigados de forma simultánea. El modelo asume que el proceso de creación y destrucción de los cárteles ha alcanzado un estado estacionario, por lo que las condiciones iniciales (el momento T_0 en el que comenzó el proceso de creación de cárteles) no afectan a los resultados. En estas condiciones, partiendo de los procesos de "nacimiento y muerte" descritos anteriormente, y aplicando el método de máxima verosimilitud, se deduce que el número de cárteles

activos en un determinado momento $N(t)$ sigue una distribución de Poisson con media θ/λ . Como se asume que se ha alcanzado el estado estacionario, estos dos parámetros no varían con el tiempo.

Si el modelo se ajusta a los datos disponibles, la estimación de sus dos parámetros fundamentales nos permitirá obtener un valor aproximado de la probabilidad de aparición y, sobre todo, de la probabilidad de detección de cárteles en un determinado momento.

Para las estimaciones basadas en el modelo que se ha detallado en la sección anterior se van a utilizar datos de expedientes de cárteles instruidos y resueltos por la CNC o la CNMC entre los años 2011 y 2018. En este periodo se han instruido y resuelto 145 expedientes. Se han recopilado para estos expedientes los datos necesarios para su identificación. Estas variables serían (i) el año de resolución del expediente, (ii) el nombre del expediente, (iii) el código de referencia que las autoridades asignaron a cada expediente, (iv) el tipo de infracción que se investiga en el expediente, y (v) si se trata de un cártel o no.

La mayoría de estos expedientes incluyen bien investigaciones relativas a infracciones de artículo 1 de la Ley 15/2007, de Defensa de la Competencia (LDC), bien infracciones del artículo 2 de la LDC; solo en tres expedientes se instruyen de forma simultánea infracciones del artículo 1 y 2 de la LDC. Dado que el modelo se plantea para analizar la probabilidad de detección de cárteles, se han descartado todos aquellos expedientes relacionados solo con infracciones del artículo 2 de la LDC.

Una vez descartados estos expedientes, contamos con 122 observaciones relacionadas con infracciones del artículo 1 de la LDC. Sin embargo, estos expedientes incluyen tanto cárteles como otros acuerdos horizontales entre competidores, así como acuerdos verticales anticompetitivos. Como nuestro objetivo es estimar la probabilidad de detección de cárteles, se han excluido también todos aquellos expedientes no relacionados con cárteles. Desde el año 2011 hasta el año 2018 en España se han instruido y resuelto 70 expedientes relativos a cárteles.

Para cada uno de los 70 expedientes utilizados se han obtenido los datos necesarios para estimar el modelo presentado en el apartado anterior, que se concretan en las fechas de inicio y fin de los cárteles sancionados. Estas fechas son las variables fundamentales para el cálculo de la probabilidad de detección, ya que esta se estimará, fundamentalmente, a partir de la distribución de las duraciones de los cárteles detectados. Los expedientes y los datos relacionados utilizados para estimar el modelo se han recogido en el Anexo 1.

La duración de los cárteles se ha obtenido como la diferencia en días desde el inicio del cártel hasta su desmantelamiento. La fecha de inicio del cártel corresponde a la fecha que durante la investigación se ha constatado como fecha de inicio del cártel. Cuando el cártel está formado por más de una empresa, puede que la fecha de inicio no sea igual para todas, ya que algunas han podido unirse al cártel cuando este ya se había formado. En estos casos se ha considerado como fecha de inicio la fecha más lejana presente en el expediente. Es decir, se ha utilizado la duración global del cártel y no la duración específica de cada una de las empresas involucradas en el mismo.

En algunos expedientes la fecha de inicio se presenta como una fecha exacta (incluye día, mes y año), pero cuando no es así se ha estimado que la fecha de inicio corresponde al primer día del mes, si se conoce el mes, o el primer día del año, si solo se conoce el año en el que se formó el cartel. Finalmente, la fecha de finalización del cártel es la fecha en la que el expediente sitúa el fin de los acuerdos. Esta fecha se corresponde con aquella en la que se realizaron las primeras inspecciones en las

empresas, ya que se asume que al ser investigadas las empresas dejaron de realizar las actividades delictivas. Puede haber situaciones en las que las empresas sigan participando en el cártel incluso después de ser detectadas por las autoridades de competencia, pero esta posibilidad poco común no se ha tenido en cuenta en el modelo.

La fecha inicial no se conoce con certeza, porque se determina a partir de las pruebas recabadas por las autoridades de competencia, y podría haber casos en los que no hayan sido capaces de recabar las pruebas más antiguas. Por otro lado, los cárteles podrían seguir en funcionamiento, como hemos visto, incluso después de que se iniciaran las investigaciones. Por tanto, las duraciones calculadas pueden ser menores que las duraciones efectivas de las infracciones.

Por último, aunque en otros artículos que utilizan el modelo de Bryant y Eckard (1991) se han calculado dos series de duraciones distintas para los cárteles, en nuestro caso hemos decidido utilizar una única serie de duraciones. En los otros artículos se establecieron dos duraciones para solucionar el problema relacionado con la falta de precisión con la que se conocía la fecha de inicio. Así, cuando en un expediente se señalaba que la infracción había comenzado en un año determinado, calculaban una duración estableciendo como fecha de inicio el 1 de enero, y otra duración que establecía como inicio el 31 de diciembre. En este trabajo hemos decidido utilizar una sola serie de duraciones correspondientes a una única fecha de comienzo para cada cártel. El motivo es que en nuestra base de datos apenas existen casos en los que solo sea conocido el año de comienzo, que sería cuando las diferencias entre las dos series de duraciones serían más significativas. Lo normal es conocer al menos el mes y el año de inicio de la infracción, por lo que la mayor divergencia de duración que podría darse sería la que existe entre el comienzo y el fin de un mes. Por tanto, las dos medidas de duración ofrecerían estimaciones muy similares, y esto se traduciría en estimaciones muy próximas para las probabilidades de detección. De hecho, esto es precisamente lo que ocurre en el trabajo de Combe et al. (2008), donde las dos duraciones que utilizan son tan semejantes que ofrecen estimaciones de la probabilidad de detección muy similares.

En la Tabla 1 se resumen los principales estadísticos descriptivos para las duraciones y el tiempo de aparición en años calculadas para los cárteles españoles detectados: la media, la mediana, la duración mínima y máxima, y la desviación estándar. Junto con esos indicadores se ha elaborado la distribución de frecuencias de las duraciones de los cárteles españoles, que se muestra en el Anexo 2.

Tabla 1: Principales estadísticos descriptivos de la duración y el tiempo de aparición de los cárteles detectados en España (2011-2018)

	Media	Mediana	Mínimo	Máximo	Desviación estándar
Duración (años)	9,4	7,8	0,2	34,0	7,6
Tiempo de aparición (años)	0,52	0,17	0,01	4,84	0,91

Como muestra la tabla anterior, la duración media de los cárteles españoles es de 9,4 años. Si comparamos la duración media de los cárteles nacionales con las duraciones medias de los cárteles americanos e internacionales puede observarse que la duración de los cárteles españoles es significativamente superior. Así, Bryant y Eckard (1991) estimaron que la duración media de los cárteles en los Estados Unidos se situaba entre 5,2 y 7,3 años, mientras que Combe et al. (2008) estimaron que la duración media de los cárteles europeos se situaba entre 7,5 y 7,8 años. Bryant y Eckard (1991) señalaron también que un nuevo cartel se formaba en Estados Unidos cada 54 días, mientras que Combe et al. (2008) estimaron que esto sucedía en Europa cada 50 días, por lo que la aparición de nuevos cárteles sería más lenta en España, ya que aquí pasan 190 días en media hasta que un nuevo cartel aparece.

A pesar de que la duración media de los cárteles es casi dos años mayor que la más alta obtenida en otros trabajos, hay más observaciones por debajo que por encima de la media, lo que se refleja en el hecho de que la mediana es inferior a la media, y es igual de hecho a la mayor duración media de los otros artículos publicados. Por tanto, la duración media se ve influida de manera significativa por algunos valores extremos, lo que se refleja también en la elevada desviación estándar. Finalmente, el cartel más breve presente en el mercado español duró 69 días (los 0,2 años de la tabla), mientras que el cartel más largo estuvo operativo durante 34 años.

IV. ESTIMACIÓN DE LA PROBABILIDAD DE DETECCIÓN

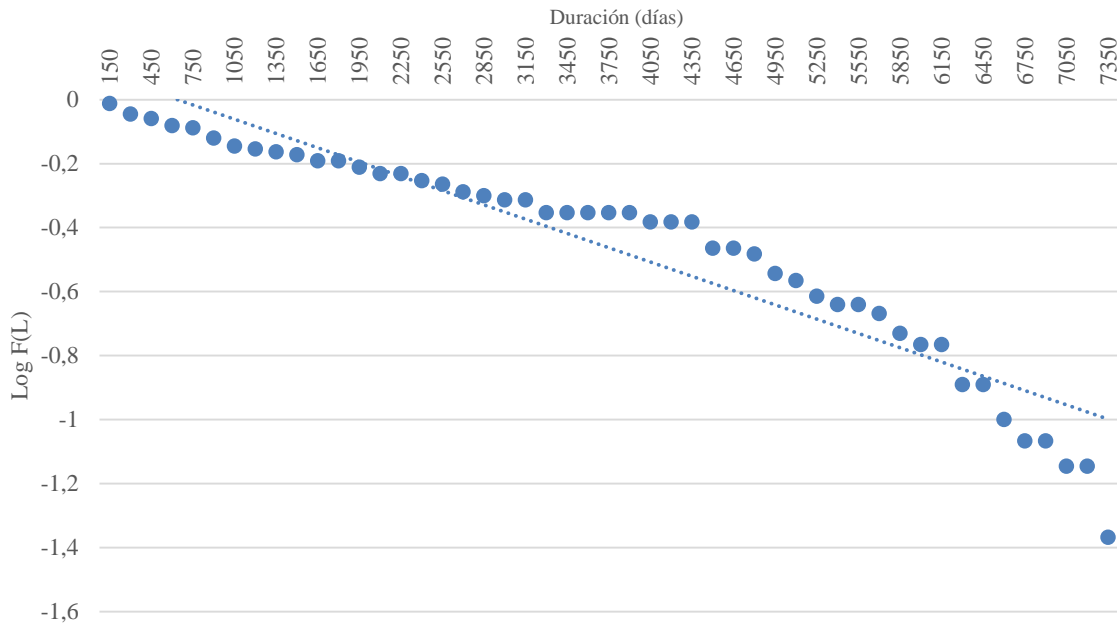
Una vez descritas las principales características de los datos, podemos proceder a estimar la probabilidad anual de detección en España. El primer paso para poder realizar esta estimación exige comprobar que los supuestos en los que se basa el modelo teórico se ajustan a los datos disponibles. Para ello hemos comprobado si las duraciones de los cárteles y sus tiempos de aparición siguen de hecho distribuciones exponenciales. Cuando se haya confirmado que este supuesto es válido, se podrá proceder válidamente a estimar la probabilidad de detección y de aparición de los cárteles en España.

En primer lugar, hemos procedido a comprobar si es válido el supuesto de que las duraciones de los cárteles y sus tiempos de aparición siguen una distribución exponencial. Si las duraciones de los cárteles (variable aleatoria L_i) se distribuyen de manera exponencial con media $1/\lambda$, su función de distribución debería ser $f(L) = 1 - \exp(-\lambda L)$. Utilizando las duraciones de nuestra base de datos es posible estimar la función de distribución acumulada, que es igual a:

$$F(L) = \frac{\text{número de observaciones } \leq L}{\text{número total de observaciones}}$$

Si efectivamente las duraciones siguen una distribución exponencial, al trazar un gráfico en el que se muestre la evolución del logaritmo de la función de distribución acumulada con respecto a las duraciones, la curva resultante debería ser aproximadamente lineal. La Figura 1 muestra gráficamente esa relación, con los valores de las duraciones en días.

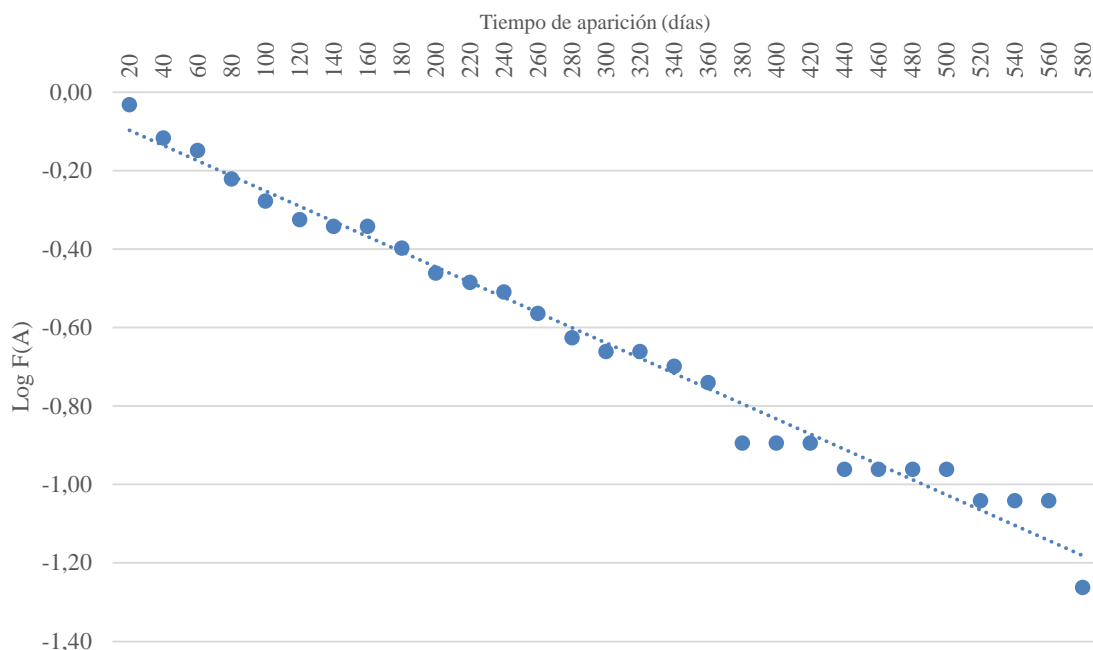
Figura 1: Relación entre la duración de los cárteles y el logaritmo de la función de distribución acumulada de esa variable



Como se puede observar en la figura anterior, los datos disponibles confirman aproximadamente el supuesto relativo a la distribución exponencial de las duraciones de los cárteles.

En el caso de los tiempos de aparición de los cárteles se ha realizado el mismo procedimiento, y la Figura 2 permite verificar gráficamente que esta variable sigue también aproximadamente una distribución exponencial.

Figura 2: Relación entre el tiempo de aparición de los cárteles y el logaritmo de la función de distribución acumulada de esa variable



Aunque ambas gráficas muestran una relación lineal entre las variables (en días) y los logaritmos de la función de distribución acumulada, para mayor seguridad se ha realizado una regresión para la duración y otra para el tiempo de aparición de los cárteles. Así, la regresión del logaritmo de $F(L)$ respecto de la duración de los cárteles tiene un $R^2 = 0,94$; mientras que la regresión del logaritmo de $F(A)$ respecto de los datos del tiempo transcurrido entre la creación de diferentes cárteles muestra un $R^2 = 0,84$. Estos dos indicadores corroboran cuantitativamente las conclusiones extraídas de las figuras anteriores.

El modelo, además de la distribución exponencial de los datos, asume que el proceso de aparición y detección de cárteles comienza en T_0 , que es un momento desconocido. Para estimar el modelo se fija un periodo $[T_1, T_2]$ en el que se va a observar el proceso de aparición y detección de cárteles, siendo $T_2 > T_1 > T_0^2$.

La estimación de la probabilidad de detección dependerá de los valores de T_1 y T_2 , que a su vez dependen de T_0 . Por lo tanto, para poder realizar la estimación de la probabilidad de detección es necesario definir no solo el periodo temporal de la muestra, sino el tiempo que ha transcurrido desde el inicio del proceso. Ni Bryant y Eckard (1991) ni Combe et al. (2008) fijan un T_0 concreto, es decir, no deciden cuando comenzó el proceso. En lugar de determinar la fecha de inicio, analizan a partir de qué momento la elección de una fecha concreta como fecha de inicio deja de influir en la probabilidad de detección estimada. Ambos trabajos señalan que para fechas de inicio anteriores a 1930, la elección de T_0 deja de influir en la probabilidad de detección estimada, y por lo tanto concluyen en cada caso que sus T_1 (1961 y 1969, respectivamente) son suficientemente grandes, y que el proceso ha alcanzado un estado estacionario. Dado que los periodos temporales analizados en estos artículos comienzan en años significativamente anteriores a 2011 (nuestro T_1), a partir de sus conclusiones se puede asumir que con más motivo para el año 2011 el proceso habrá alcanzado también un estado estacionario.

Una vez verificados los supuestos del modelo, se ha procedido a estimar la probabilidad de que un cártel sea detectado (λ) y la probabilidad de que un cártel nuevo aparezca (θ). Estos dos parámetros se estiman utilizando el método de máxima verosimilitud³. La Tabla 2 muestra los resultados de la estimación.

Tabla 2: Estimación de la probabilidad de detección y de aparición de cárteles

	Probabilidad de detección (λ)	Probabilidad de aparición de un cártel (θ)
Días	0,00029	0,01
Años	0,107	1,92

La tabla anterior muestra que la probabilidad de que un cártel sea detectado en España un determinado año es de 10,7%. Como hemos visto anteriormente, Bryant y Eckard (1991) estimaron que la probabilidad anual de detección de los cárteles en

² Como los cárteles que estén activos tanto en el momento T_1 como en T_2 (es decir, los que no desaparezcan en ese intervalo) no van a ser observados, la base de datos que tenemos es una base de datos censurada.

³ La probabilidad de detección y la probabilidad de aparición se estiman aplicando el método de máxima verosimilitud a la siguiente función: $V(L_1, \dots, L_n) = \theta^n \lambda^n \exp[-\theta(T_2 - T_1)] \exp[-\lambda \sum_{i=1}^n L_i] \exp(w)$. Vid. para más detalles el apéndice de Bryant y Eckard (1991).

Estados Unidos se situaba entre el 13% y el 17%, mientras que Combe et al. (2008) estimaron que la probabilidad anual de detección se situaba entre 12,9% y 13,2% para los cárteles europeos. Ormosi (2014) estimó la probabilidad de detección anual para los cárteles europeos, aunque utilizó un modelo diferente, y concluyó que esta probabilidad se situaba habitualmente entre el 10% y el 20%, con valores ocasionalmente fuera de ese intervalo. También con un modelo diferente al que hemos utilizado en este trabajo, Park et al. (2018) estimaron que la probabilidad de que un cártel fuera detectado en Estados Unidos se situaba entre el 9% y el 23%. Finalmente, Harrigton y Wei (2017) estimaron —aunque no era el objetivo de su trabajo— que la probabilidad anual de detección en el país norteamericano era de 17%. Por tanto, según nuestra estimación, la probabilidad de detección anual de los cárteles en España se sitúa en el rango inferior de las estimaciones obtenidas en el resto de artículos, aunque solo las conclusiones de los dos primeros trabajos son estrictamente comparables.

A la hora de interpretar estos resultados hay que tener en cuenta varias de las conclusiones a las que llegaron los trabajos anteriores. En primer lugar, tal y como señalaron Harrigton y Wei (2017), la probabilidad de detección calculada es, en realidad, la probabilidad de que un cártel desaparezca por cualquier motivo. Según esto, el 10,7% de probabilidad de detección anual que hemos estimado sería más bien la probabilidad de que un cártel desaparezca bien por ser descubierto o bien porque se deshace sin intervención externa. Esto quiere decir que se trata de un límite superior de la verdadera probabilidad de detección, que sería en todo caso menor.

En segundo lugar, Combe et al. (2008) señalan en su artículo que la probabilidad de detección calculada es en realidad la probabilidad de detección condicionada a que el cártel sea finalmente detectado, por lo que, según el modelo propuesto por estos autores, también en este caso —aunque por motivos diferentes— la probabilidad del 10,7% sería un límite superior del verdadero valor de esa probabilidad. Es decir, para estos autores la probabilidad de detección para el conjunto de la población de cárteles será inferior a la estimada.

Si se aplicaran los dos comentarios anteriores simultáneamente, debería concluirse que la verdadera probabilidad de detección para el conjunto de la población de cárteles en España sería significativamente inferior al 10,7% estimado. Esta conclusión es de gran relevancia de cara al posible uso que hagan las autoridades de competencia españolas de esta estimación de la probabilidad de detección, puesto que la multa óptima derivada del valor que hemos estimado debería considerarse en cualquier caso como la menor de las posibles sanciones disuasorias.

Finalmente, otra de las conclusiones alcanzadas en el trabajo de Harrigton y Wei (2017) señalaba que la duración media de los cárteles detectados podría llegar a sobreestimar la duración media de todos los cárteles hasta un 10%, o podría subestimarla hasta un 15%. Dado que la probabilidad de detección que hemos estimado depende únicamente de las duraciones de los cárteles, esta conclusión —si se confirmara— implicaría que el valor estimado de la probabilidad media de destrucción de los cárteles detectados subestimaría hasta un 10% la probabilidad de destrucción para toda la población de cárteles, mientras que podría llegar a sobreestimarla hasta un 15%. Por lo tanto, partiendo de una probabilidad de destrucción para España estimada a partir de los cárteles detectados del 10,7%, habría que concluir más bien que la probabilidad de destrucción de un cártel en España se situaría entre el 9,1% y el 11,7%. Esto implicaría que la probabilidad estimada para la muestra de cárteles detectados no sería necesariamente más elevada que la probabilidad inferida para la población total de cárteles, en contra de la conclusión de Combe et al. (2008) mencionada anteriormente.

El cálculo de la probabilidad de detección tiene, como se ha señalado al comienzo del artículo, gran importancia para las autoridades de competencia, porque es necesario tener en cuenta este parámetro para determinar la multa óptima, y también debe ser considerado para valorar *ex post* la capacidad disuasoria las sanciones impuestas. Si se aceptara que en España la probabilidad anual de destrucción de cárteles es del 10,7%, y que se trata de un límite superior para la probabilidad de detección, esto supondría que las multas impuestas por la autoridad de competencia española, para ser disuasorias, deberían ser al menos 9 veces el beneficio ilícito anual obtenido por las empresas que formaban el cártel⁴. Por tanto, estos resultados tienen implicaciones prácticas de mucha relevancia para la defensa de la competencia en España.

V. CONCLUSIONES E IMPLICACIONES PARA LAS AUTORIDADES DE COMPETENCIA

El artículo de Bryant y Eckard (1991) fue el primero en tratar de estimar la probabilidad de detección de cárteles en Estados Unidos. Según sus cálculos un cártel tenía entre un 13% y un 17% de probabilidades de ser detectado por las autoridades de competencia en un determinado año. Siguiendo el modelo planteado por estos autores, Combe et al. (2008) estimaron la probabilidad de que un cártel fuera detectado por las autoridades de competencia europeas. La probabilidad que estimaron es menor a la que estimaron los autores americanos, ya que un cártel europeo tenía entre un 12,9% y 13,2% de probabilidad de ser detectado.

Este artículo aplica el mismo modelo que estos autores plantearon para estimar cual es la probabilidad de que un cártel sea detectado en España. Así, utilizando datos correspondientes a los expedientes sancionadores resueltos desde 2011 hasta 2018 por la autoridad de competencia española, se ha estimado que la probabilidad anual de que un cártel sea detectado en España es de 10,7%. Se trata por lo tanto de una probabilidad de detección que se encuentra en el extremo inferior del intervalo de estimaciones. Esta diferencia podría explicarse en parte por las características de los cárteles analizados en los otros dos artículos, ya que en ellos las estimaciones se basan en cárteles de mayor dimensión, internacionales en muchos casos, mientras que la base de datos que se ha utilizado en este artículo se centra en cárteles nacionales.

De todas formas, teniendo en cuenta lo que Harrigton y Wei (2017) señalan en su artículo, esta estimación no es tanto la probabilidad de detección como la probabilidad de que un cártel desaparezca independientemente de las causas, por lo que supondría un límite superior a la probabilidad real de detección. A pesar de que se trata de un límite superior, dado que la probabilidad real de detección no se conoce, las empresas que se planteen cartelizarse tendrán este porcentaje en cuenta a la hora de tomar las decisiones, por lo que en cualquier caso se trata de una variable relevante. Por otra parte, aplicando a nuestro caso otros resultados alcanzados en el mismo trabajo de Harrigton y Wei (2017), debería concluirse que, si se acepta una probabilidad del 10,7% estimada para España a partir de la muestra de cárteles detectados, la probabilidad de destrucción de un cártel en España —por detección o desaparición por otros motivos— para el conjunto de la población se situaría más bien en el intervalo entre el 9,1% y el 11,7%.

Dada la importancia que esta variable tiene para las autoridades de competencia, resulta necesario continuar esta línea de investigación para mejorar la estimación de la probabilidad de detección. Por un lado, teniendo en cuenta que el número de

⁴ El factor de disuasión es la inversa de la probabilidad de detección, es decir, $1/0,107 = 9,36$.

observaciones incluidas en la base de datos es menor que el número de observaciones utilizadas en otras publicaciones, una manera de aumentar la fiabilidad de las estimaciones sería ampliar el periodo temporal analizado, para incluir resoluciones sancionadoras por cárteles anteriores al año 2011. Por otro lado, convendría utilizar otros métodos de estimación de este parámetro, de modo que puedan compararse los resultados obtenidos y podamos estar en condiciones de valorar si se trata de estimaciones robustas. Por último, habría que reproducir el análisis de Harrington y Wei (2017) para comprobar si sus resultados sobre el sesgo de la extrapolación a toda la población de los resultados obtenidos para la muestra de cárteles son en verdad aplicables al caso de España.

VI. BIBLIOGRAFÍA

- BRYANT, P. y ECKART, W. (1991): "Price fixing: the probability of getting caught", *Review of Economics and Statistics*, n. 73, pp. 531-540.
- COMBE, E.; MONNIER, C. y LEGAL, R. (2008): "Cartels: The Probability of getting caught", Bruges European Economic Research Papers, n. 12.
- HARRINGTON, J. y WEI, Y. (2017): "What can the duration of discovered cartels tell us about the duration of all cartels?", *The Economic Journal*, vol. 127, pp. 1977-2005.
- HYTTINEN, A.; STEEN, F. y TOIVANEN, O. (2010): "Cartels Uncovered", *NHH Dept. of Economics Discussion Paper*, n. 10/2010.
- MILLER, N. (2009): "Strategic leniency and cartel enforcement", *The American Economic Review*, vol. 99, pp. 750-768.
- ORMOSI, P. (2014): "A tip of the iceberg? The probability of catching cartels", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 29, pp. 549-566.
- PARK, J.; LEE, J. y AHN, S. (2018): "Bayesian approach for estimating the probability of cartel penalization under the leniency program", *Sustainability*, vol. 10(6), pp. 1-15.

VII. ANEXOS

Anexo 1: Expedientes utilizados

Año	Código de expediente	Expediente	Mes final	Mes comienzo
2011	S/0060/08	SINTRABI	31/12/2006	01/01/2002
2011	S/0086/08	PELUQUERIA PROFESIONAL	28/02/2008	01/11/1989
2011	S/0107/08	PLATAFORMA DISTRIBICION MEJILLON EN GALICIA	31/12/2008	01/01/1997
2011	S/0154/09	MONTESA HONDA, S.A.	31/12/2009	01/07/2008
2011	S/0159/09	UNESA Y ASOCIADOS	01/06/2009	01/01/2006
2011	S/0167/09	PRODUCTORES UVA Y MOSTO JEREZ	01/03/2009	01/04/1991
2011	S/0185/09	BOMBAS DE FLUIDOS	03/02/2009	01/11/2004
2011	S/0192/09	ASFALTOS	01/10/2009	01/02/2007
2011	S/0224/10	COLOMER	08/02/2006	01/12/2005
2011	S/0226/10	LICITACIONES CARRETERAS	31/12/2009	01/07/2008
2011	S/0241/10	NAVIERAS CEUTA -2-	01/04/2010	01/02/2008
2011	S/0251/10	ENVASES HORTOFRUTÍCOLAS	31/12/2007	01/01/1999

2011	S/0269/10	TRANSITARIOS -2-	18/11/2008	03/10/2000
2012	S/0179/09	HORMIGON Y PRODUCTOS RELACIONADOS	22/09/2009	01/06/2008
2012	S/0237/10	MOTOCICLETAS	31/10/2010	01/01/2008
2012	S/0244/10	NAVIERAS BALEARES	31/12/2011	01/01/1995
2012	S/0287/10	POSTENSADO Y GEOTECNIA	30/06/2010	01/01/1996
2012	S/0309/10	DEVIR IBERIA	30/09/2010	21/06/2010
2012	S/0317/10	MATERIAL DE ARCHIVO	31/12/2010	01/05/2005
2012	S/0318/10	EXPORTACIÓN SOBRES DE PAPEL	30/04/2011	01/11/1981
2012	S/0331/11	NAVIERAS MARRUECOS	31/12/2010	01/01/2002
2013	S/0293/10	TRANSCONT	31/03/2011	01/01/2007
2013	S/0303/10	DISTRIBUIDORES SANEAMIENTO	05/05/2011	13/02/2008
2013	S/0314/10	PUERTO VALENCIA	31/12/2011	01/01/1998
2013	S/0316/10	SOBRES DE PAPEL	31/12/2010	01/01/1977
2013	S/0329/11	ASFALTOS CANTABRIA	30/04/2011	01/03/1998
2013	S/0342/11	ESPUMA DE POLIURETANO	16/02/2011	23/01/1992
2013	S/0343/11	MANIPULADO DE PAPEL	31/12/2011	01/01/1995
2013	S/0376/11	PANADERIAS PAMPLONA	31/01/2012	01/02/2011
2013	S/0378/11	DESMONTADORAS DE ALGODÓN	01/12/2012	01/01/2004
2013	S/0380/11	COCHES DE ALQUILER	31/10/2011	01/05/2005
2013	S/0383/11	TRANSPORTE SANITARIO CONQUENSE	31/12/2012	01/01/2008
2013	S/0385/11	CAMPEZO CONSTRUCCION	31/12/2009	25/06/2009
2013	S/0397/12	TRANSPORTES MADRID	31/05/2011	31/12/2010
2013	S/0424/12	NOTARIA DE CEUTA	31/12/2012	01/04/2002
2014	S/0404/12	SERVICIOS COMERCIALES AENA	05/09/2012	19/04/1996
2014	S/0423/12	MUNTERS	31/12/2011	01/01/2010
2014	S/0428/12	PALÉS	30/11/2011	01/07/1998
2014	S/0430/12	RECOGIDA DE PAPEL	31/12/2013	01/11/2007
2014	S/0453/12	RODAMIENTOS FERROVIARIOS	31/12/2011	24/06/2004
2015	S/0425/12	INDUSTRIAS LACTEAS 2	31/12/2013	02/01/2000
2015	S/0429/12	RESIDUOS	31/12/2013	01/01/1994
2015	S/0454/12	TRANSPORTE FRIGORÍFICO	31/12/2012	01/04/1993
2015	S/0469/13	FABRICANTES DE PAPEL Y DE CARTÓN ONDULADO	31/12/2013	01/01/2002
2015	S/0471/13	CONCESIONARIOS AUDI/SEAT/VW	01/06/2013	01/05/2006
2015	S/0473/13	POSTES DE HORMIGÓN	11/06/2013	01/07/1985
2015	S/0474/13	PRECIOS COMBUSTIBLES AUTOMOCIÓN	31/01/2013	01/01/2011
2015	S/0481/13	CONTRUCCIONES MODULARES	30/06/2013	01/01/2008
2015	S/0482/13	FABRICANTES AUTOMÓVILES	31/08/2013	01/02/2000
2015	S/0484/13	REDES ABANDERADAS	30/06/2013	04/12/2012
2015	S/0486/13	CONCESIONARIOS TOYOTA	01/06/2013	01/11/2012
2015	S/0487/13	CONCESIONARIOS LAND ROVER	01/06/2013	01/01/2011
2015	S/0488/13	CONCESIONARIOS HYUNDAI	01/06/2013	01/09/2012
2015	S/0489/13	CONCESIONARIOS OPEL	30/06/2013	01/01/2011
2015	S/0517/14	BODEGAS JOSÉ ESTÉVEZ	16/07/2008	09/11/2001
2016	S/0455/12	GRUPOS DE GESTIÓN	06/10/2011	19/06/1999
2016	S/DC/0504/14	AIO	01/01/2014	01/12/1996

2016	S/DC/0505/14	CONCESIONARIOS CHEVROLET	01/01/2012	01/01/2011
2016	S/DC/0506/14	CONCESIONARIOS VOLVO	01/12/2011	01/10/2009
2016	S/DC/0519/14	INFRAESTRUCTURAS FERROVIARIAS	07/10/2014	01/07/1999
2016	S/DC/0525/14	CEMENTOS	31/12/2014	01/01/1999
2016	S/DC/0538/14	SERVICIOS FOTOGRÁFICOS	28/02/2015	01/09/2001
2016	S/DC/0544/14	MUDANZAS INTERNACIONALES	06/11/2014	01/01/1997
2016	S/DC/0555/15	PROSEGUR - LOOMIS	02/03/2015	01/01/2008
2017	S/DC/0512/14	TRANSPORTE BALEAR DE VIAJEROS	31/12/2016	01/10/2004
2017	S/DC/0545/15	HORMIGONES DE ASTURIAS	31/12/2014	01/01/1999
2017	S/DC/0562/15	CABLES BT/MT	30/06/2015	01/06/2002
2018	S/DC/0565/15	LICITACIONES INFORMÁTICAS	27/10/2015	01/01/2005
2018	S/DC/0569/15	BATERIAS DE AUTOMOCION	31/01/2012	01/04/2008
2018	S/DC/0578/16	MENSAJERIA Y PAQUETERIA EMPRESARIAL	31/12/2016	04/01/2005

Anexo 2: Distribución de frecuencias de duración de cárteles

Intervalo (años)	Frecuencias
0 a 2	13
2 a 4	10
4 a 6	6
6 a 8	6
8 a 10	4
10 a 12	3
12 a 14	9
14 a 16	4
16 a 18	8
18 a 20	3
> 20 años	4
Tamaño muestra	70

