



PROBABILIDAD DE DETECCIÓN DE CARTELES: UNA APLICACIÓN AL CASO PERUANO

Antonia Claudia Galano y Juan Diego García Oré

PROBABILIDAD DE DETECCIÓN DE CARTELES: UNA APLICACIÓN AL CASO PERUANO^{1,2}

Mayo 2026



Antonia Claudia Galano

Trainee en el Chief Economist Team, DG Competition, Comisión Europea, y anteriormente en la OECD. M.Sc. en Competencia, Regulación y Mercados por la Barcelona School of Economics, y doble M.Sc. en Economía por la Universidad de Nápoles Federico II y la Universidad de Lugano.



Juan Diego García Oré

Consultor económico con más de 10 años de experiencia profesional en el análisis de casos de libre competencia. Economista por la Universidad de Piura (Perú) y M.Sc. en Competencia, Regulación y Mercados por la Barcelona School of Economics.

Resumen: Este artículo ofrece la primera estimación empírica de la probabilidad de detección de cárteles en el Perú, cubriendo así una brecha importante en la aplicación de la normativa contra cárteles. Mediante un modelo de nacimiento-muerte de Markov calibrado mediante máxima verosimilitud usando las decisiones del INDECOPI contra cárteles desde 1992, estimamos una probabilidad de detección anual que oscila entre 18% y 31%, con una estimación central del 25%. Esta cifra se sitúa en el límite superior de la evidencia internacional y ofrece una sólida base empírica para informar la fijación de multas y reforzar la disuasión en materia de política de competencia.

1 Este artículo es una adaptación del manuscrito original de los autores, finalizado en junio de 2025 (en adelante, la fecha de finalización). Incluye aclaraciones y cambios editoriales que no alteran los objetivos, la metodología, los datos ni los resultados originales del estudio. Las opiniones expresadas en este documento son exclusivamente de los autores y no reflejan necesariamente las de sus empleadores anteriores, actuales o futuros. Los autores no se pronuncian sobre la validez de las conclusiones de la autoridad respecto a la existencia de una infracción a las normas de competencia.

2 Primera entrega (versión en inglés o español): 19 de febrero, 2026. Entrega final: 06 de mayo, 2026.

I. INTRODUCCIÓN

Las multas contra cárteles cumplen múltiples objetivos. Entre ellos, la disuasión es destacada sistemáticamente como uno relevante por las principales agencias de competencia³. Para evaluar si una multa disuade cárteles de manera óptima, la teoría económica formalizada por Becker (1968), y perfeccionada por Landes (1983) y Polinsky y Shavell (2000), ofrece un criterio según el cual las multas deberían ser al menos iguales al beneficio adicional esperado de la infracción, el cual se calcula dividiendo el beneficio ilícito entre la probabilidad de detección.

La “fórmula” de disuasión óptima, que introduce la complejidad de incorporar una probabilidad de detección, es la que sigue la Comisión de Defensa de la Libre Competencia de la autoridad peruana (INDECOPI)⁴. En la práctica de esta Comisión, la forma en que se han considerado dicha probabilidad ha evolucionado en el tiempo y ha seguido diferentes criterios, sin una base empírica aparente, más allá de las referencias a estudios de otras jurisdicciones en algunas de sus decisiones⁵.

Si bien el enfoque de disuasión óptima reconoce la importancia de la probabilidad de detección, la ausencia de un referente empírico para el caso peruano, que refleje las características de los cárteles locales, conlleva el riesgo de inconsistencias en la aplicación de la ley: si las sanciones se calculan siguiendo el marco de disuasión óptima, una probabilidad sobreestimada debilita el efecto disuasorio de las multas. Por el contrario, una probabilidad subestimada puede dar lugar a sanciones desproporcionadas.

Este artículo busca cubrir esa brecha empírica al ser, según nuestro entendimiento, el primero en estimar empíricamente la probabilidad de detección de cárteles en el Perú. Para ello, adoptamos el modelo de nacimiento-muerte de Markov introducido por Bryant y Eckard (1991), que se ha aplicado en la literatura para inferir las tasas de detección a partir de la duración observada de cárteles. Al calibrar este modelo utilizando datos de los cárteles sancionados por la Comisión de Defensa de la Libre Competencia del INDECOPI (en adelante, la Comisión), estimamos una probabilidad de detección anual específica para el país, lo que brinda una referencia empírica para el diseño de políticas y la aplicación de la ley.

El resto del artículo se estructura como sigue: la sección 2 presenta la metodología de la Comisión para la graduación de sanciones, así como algunos hitos sobre la aplicación de la ley contra cárteles. La sección 3 revisa las principales contribuciones en la literatura al cálculo de la probabilidad de detección de cárteles. La sección 4 esquematiza el modelo y el proceso de estimación. La sección 5 describe la base de datos. La sección 6 presenta nuestros hallazgos y establece el marco para su interpretación, y la sección 7 concluye.

II. MARCO INSTITUCIONAL

Esta sección ofrece una visión general de los cambios clave en la lucha contra cárteles en el Perú, centrándose en la evolución de las políticas que pueden haber influido en la formación de cárteles y el autorreporte de infracciones (sección 2.1); y una breve descripción de la evolución de las prácticas de la Comisión, inferidas de sus decisiones, para imponer multas contra acuerdos horizontales (sección 2.2).

³ Ver, por ejemplo, Comisión Europea (2011), donde se reconoce los fines punitivo y disuasivo de las multas.

⁴ Esta Comisión es la autoridad principal de primera instancia, responsable de determinar si las conductas investigadas por la Dirección de Libre Competencia (antes Secretaría Técnica) constituyen prácticas anticompetitivas, y de imponer las sanciones correspondientes.

⁵ Ver, por ejemplo, las decisiones 022-2014 (expediente 010-2012), 078-2016 (expediente 008-2010), 099-2017 (expediente 005-2014), entre otros listados en el Anexo.

2.1 Principales cambios en la aplicación de la ley contra cárteles en Perú

El Decreto Legislativo (DL) 701 fue promulgado en noviembre de 1991 y marcó el inicio de una legislación estructurada contra cárteles en el Perú. La norma fue modificada varias veces desde su promulgación. Una reforma relevante se dio en abril de 1996, más de cuatro años después del DL 701, por la cual los agentes investigados podían solicitar la exoneración de responsabilidad a cambio de pruebas que identifiquen y acrediten la existencia de una práctica ilegal⁶. Si bien no se formuló explícitamente como tal, esta reforma estableció la primera figura de clemencia del Perú.

Sin embargo, durante la vigencia del DL 701, no se presentaron solicitudes de clemencia⁷. Una posible razón podría haber sido que, aunque la ley brindase inmunidad en el plano administrativo, el artículo 232 del Código Penal peruano aún permitía sanciones penales por conductas de cártel, lo que disuadía posibles solicitudes.

Este problema se corrigió en 2008 con la nueva ley de competencia, el DL 1034, donde se derogó el artículo 232. Así, las prácticas anticompetitivas dejaron de estar tipificadas como delitos penales⁸. Tras su entrada en vigor⁹, la Comisión comenzó a recibir solicitudes de clemencia, la primera de ellas en 2012¹⁰. Según Calderón (2023), hasta 2022 se presentaron 27 solicitudes en total, aunque la cifra anual se estancó desde 2019.

Aunque diversos factores podrían haber contribuido a este estancamiento, este patrón coincidió con la promulgación de la Ley 31040 en 2020, que restableció el delito penal. Como indican Calderón (2023) y Bonifaz (2023), este cambio pudo comprometer las solicitudes de clemencia, pues la ley no otorgaba inmunidad penal a quienes se acogían a la clemencia. Sin embargo, en 2023 se promulgó la Ley 31775 que exime de responsabilidad penal a las empresas que obtuvieran la exoneración del INDECOPI.

En suma, la lucha contra cárteles en Perú ha alternado entre fases de sanciones administrativas y penales, con posibles repercusiones en herramientas como el programa de clemencia. La evidencia sugiere que, entre otros factores, la eliminación de sanciones penales puede haber facilitado el funcionamiento del programa, ya que la responsabilidad penal parece haber debilitado los incentivos de las empresas para aplicar al programa.

2.2 Prácticas del INDECOPI para la imposición de multas en acuerdos horizontales

Otro aspecto de la ley que ha experimentado cambios marcados es la metodología para el cálculo de multas. En los primeros años del INDECOPI, que fue fundado en noviembre de 1992, la mayoría de las decisiones de la Comisión ofrecían información limitada sobre la determinación de multas (si es que se imponían), sin explicar el marco aplicado.

A mediados de la década del 2000 se produjo un cambio con el que la Comisión comenzó a adoptar los principios de la teoría de disuasión óptima. Este cambio se reforzó luego con cambios legislativos, como la entrada en vigor del DL 1034 en 2008, que adaptó de modo explícito a la probabilidad de detección como un criterio para establecer sanciones.

6 La modificación fue introducida mediante el DL 807.

7 Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE), *Exámenes Inter-pares de la OCDE y el BID sobre el Derecho y Política de Competencia: Perú* (2018), <https://doi.org/10.1787/af0ef152-es>.

8 Para mayores referencias, ver Calderón (2023).

9 Modificaciones adicionales fueron introducidas con el DL 1205, el cual estableció rangos graduales de exoneración según el orden de aplicación a clemencia, siendo el Tipo A el que otorga inmunidad.

10 OCDE, *Exámenes Inter-pares de la OCDE y el BID sobre el Derecho y Política de Competencia: Perú* (2018).

En las primeras aplicaciones de este nuevo enfoque, la probabilidad se proponía caso por caso, sin una metodología estándar, generando variaciones considerables, desde 30% hasta 100%. En respuesta, el INDECOPI publicó lineamientos en 2013, proponiendo un enfoque más estructurado y recomendando probabilidades entre el 41% y el 60% para las prácticas colusorias¹¹. En paralelo, la Comisión comenzó a citar estimaciones elaboradas para otras jurisdicciones (ver sección 3), donde la diferencia entre el rango adoptado y los resultados de la bibliografía era evidente.

Con el tiempo, las decisiones de la Comisión se alinearon con el rango planteado en 2013, divergiendo solo en el cártel de medicamentos (probabilidad del 15%)¹². No obstante, fue recién en el cártel de GLP de Chimbote de diciembre de 2017 cuando la Comisión formalizó explícitamente un nuevo criterio¹³, donde la probabilidad oscilaba entre 15% y 60% según las características de cada caso, como la existencia de solicitudes de clemencia, el tipo de coordinación o el acceso a evidencia (ver Tabla 1). Como se verá en la sección 3, el límite inferior del nuevo rango se asemejó más a la evidencia empírica de otras jurisdicciones.

Tabla 1. Criterios para la asignación de probabilidades de detección, 2017 - 2020

Características	Rango de probabilidades de detección		
	60%	30%	15%
Tipo de investigación	Denuncia o Clemencia Tipo A	Iniciativa de la autoridad	Iniciativa de la autoridad
Acceso a base de datos	Sí (exacta/completa)	Sí (aproximada)	No
Estrategia para ocultar o eliminar pruebas	No	Sí (evidencia fragmentada o dispersa)	Sí (expresamente)
Mecanismo de coordinación	-	-	Intervención de un tercer agente

Fuente: Decisión 099-2017.

El último cambio se produjo en 2021 con el Decreto Supremo 032-2021-PCM, que estableció nuevos criterios para las multas impuestas por el INDECOPI. Esta ley modificó ligeramente los criterios para definir la probabilidad de detección y estableció un rango más estrecho, entre 26% y 54% (ver Tabla 2), indicándose que la elección de la autoridad podría fluctuar en un 4.63% en torno a los valores establecidos por el Decreto Supremo.

11 INDECOPI, Propuesta Metodológica para la Determinación de Multas en el Indecopi (abril 2013), <https://repositorio.indecopi.gob.pe/backend/api/core/bitstreams/1f379c47-cd85-49c4-b3f9-5b2255a274b3/content>.

12 Expediente 008-2010, ver Anexo. Decisión publicada en octubre 2016.

13 Expediente 005-2014, ver Anexo. Decisión publicada en diciembre 2017.

Tabla 2. Criterios para la adopción de probabilidades de detección desde 2021

Características	Rango de probabilidad de detección		
	53.81%	41.38%	26.49%
Inicio de la investigación	Autorreporte y actividades de supervisión programada	Denuncias y reportes de terceros	Actividades de supervisión no programadas
Acceso a base de datos	Sí (exacta/completa)	Sí (fragmentada o dispersa)	No
Estrategia para ocultar o eliminar pruebas	-	-	Sí

Fuente: Adaptada en base a la información del Decreto Supremo 032-2021-PCM.

En resumen, las herramientas de política en Perú en materia de acuerdos horizontales han experimentado cambios sustanciales desde la creación del INDECOPI en lo que respecta al programa de clemencia, la criminalización de cárteles y la adopción de la teoría de disuasión óptima para fijar multas. La Figura 1 resume los principales hitos descritos.

Figura 1. Principales hitos en Perú vinculados a la persecución de cárteles



Fuente: Decisiones de la Comisión, DL 701, 807 y 1034, y Decreto Supremo 032-2021-PCM.

En cuanto al cálculo de multas, pese a los cambios observados, una limitación que persiste es la falta de un enfoque empírico y consistente para asignar probabilidades de detección. Si bien los lineamientos recientes han buscado establecer rangos, no contemplan probabilidades con respaldo empírico que reflejen las características históricas de los cárteles en Perú y, según nuestro entendimiento, ni los lineamientos ni las decisiones de la Comisión explican cómo los rangos o las desviaciones permitidas son determinadas.

III. REVISIÓN DE LITERATURA

La estimación de probabilidades de detección de cárteles ha recibido una atención creciente en la política de competencia. El trabajo de Bryant y Eckard (1991) introdujo un modelo estructural en el que los cárteles nacen y desaparecen siguiendo distribuciones exponenciales, permitiendo inferir una probabilidad de detección constante usando la duración observada de los cárteles mediante un marco de nacimiento-muerte de Markov.

Al aplicar este enfoque a Estados Unidos, los autores hallaron que la probabilidad anual de detectar un acuerdo de fijación de precios se situaba entre 12.8% y 17.4%.

Esta metodología ha sido adoptada en investigaciones posteriores. Combe et al. (2008) la aplica al contexto de la Unión Europea (UE), calculando una tasa de detección anual constante entre 12.9% y 13.2%. Los autores resaltaron que las estimaciones son condicionales a que un cártel sea detectado y, por ende, deben interpretarse como límites superiores. Análogamente, para España, García-Verdugo et al. (2020) estimó una tasa de detección anual constante de 10.7%.

Harrington y Wei (2017) mantuvo el supuesto de probabilidad constante, pero lo adaptó a un marco de tiempo discreto y extendió el enfoque separando la probabilidad de colapso del cártel de la probabilidad de detección. Ellos argumentaron que las estimaciones anteriores mezclaban ambos procesos; y por ello, las estimaciones anuales de detección deberían ser interpretadas como límites superiores. Usando datos de EE. UU., estimaron este límite superior en 17.4%.

La literatura también ha explorado métodos alternativos para relajar el supuesto de una estimación constante. Por ejemplo, Ormosi (2014) aplicó un modelo de captura-recaptura, tratando la detección como un proceso con posibles “capturas” repetidas, ofreciendo una alternativa variante en el tiempo a los modelos estructurales. El autor concluyó que la probabilidad de detección de cárteles en la UE se mantiene entre 10% y 20%. Además, Park et al. (2018) siguió un marco bayesiano para estimar la probabilidad de detección condicional a los resultados observados de la aplicación de la ley, por lo que su estimación se interpreta como una probabilidad de sanción. Utilizando datos de EE. UU., el artículo sugiere estimaciones mayores al 11.4%, convergiendo a un valor cercano al 23.0%.

Estos esfuerzos empíricos tienen una implicancia clave: las estimaciones de la probabilidad de detección de cárteles son relativamente bajas y serían heterogéneas entre jurisdicciones, oscilando entre 10% y 23% a pesar de las diferencias metodológicas (ver Tabla 3). Si bien la literatura reciente reconoce las limitaciones del enfoque de Bryant y Eckard (1991), este sigue siendo un referente fundamental para estimar las probabilidades de detección y continúa sirviendo de base para evaluar algunas de las metodologías recientes. Por esta razón, nuestro estudio considera a Bryant y Eckard (1991) como un enfoque adecuado para estimar la probabilidad de detección de cárteles en Perú.

Tabla 3. Estimaciones de las probabilidades de detección en los artículos revisados

Artículo	País o región	Método	Estimación
Bryant y Eckard (1991)	EE. UU.	Nacimiento-muerte	12.8%-17.4%
Combe et al. (2008)	UE	Nacimiento-muerte	12.9%-13.2%
Ormosi (2014)	UE	Captura-recaptura	10.0%-20.0%
Harrington y Wei (2017)	EE. UU.	Nacimiento-muerte-recuperación	17.4%
Park et al. (2018)	EE. UU.	Bayesiano	11.4%-23.0%
García-Verdugo et al. (2020)	España	Nacimiento-muerte	10.7%

Fuente: Estudios citados en la sección 3.

IV. METODOLOGÍA

Bryant y Eckard (1991) utiliza un proceso de nacimiento-muerte, que asume que los cárteles se forman y se disuelven siguiendo un proceso continuo de Markov, donde la formación de cárteles y sus duraciones siguen distribuciones exponenciales. Este marco de modelización implica que los parámetros de interés dependen solo del estado actual y no de la historia previa; en otras palabras, las probabilidades de pasar de un estado a otro son independientes del tiempo durante el cual el proceso ha estado en funcionamiento (la llamada propiedad de ausencia de memoria —“memoryless property”). Como resultado, el proceso converge a un estado estacionario, lo que permite identificar probabilidades de transición constantes. La sección 4.1 resume el marco del modelo y el método de estimación y la sección 4.2 destaca algunas pautas para interpretar los resultados e identificar el modelo.

4.1 Marco analítico

Supóngase que en el período T_0 no existen cárteles, pero que estos comienzan a formarse en $t > T_0$. Solo se observan los cárteles en el lapso $[T_1, T_2]$, lo que significa que se excluyen los cárteles que dejaron de operar antes de T_1 o los que siguen activos después de T_2 .

Sea $N(T)$ el número de cárteles activos en $T \in [T_1, T_2]$. Los cambios en $N(T)$ se modelan mediante un proceso de nacimiento-muerte, en el que se forman nuevos cárteles con una tasa θ y los cárteles existentes desaparecen a una tasa λ , que es nuestro parámetro de interés. En este marco, la muerte de un cartel se define como el fin de su actividad, aunque este evento solo se observa a posteriori, tras su descubrimiento e investigación. Tal como se discutirá más adelante, esto tiene implicancias sobre la interpretación de las estimaciones como cotas superiores.

El modelo asume que la duración de un cartel (L_i) y su intervalo de formación (A_i) —es decir, el tiempo entre la formación de cárteles sucesivos— se distribuyen de forma independiente y exponencial, con medias λ^{-1} y θ^{-1} , respectivamente. Los parámetros θ y λ se estiman mediante máxima verosimilitud, basándose en las duraciones de los n cárteles detectados dentro del intervalo $[T_1, T_2]$. La función de verosimilitud es:

$$L(\theta, \lambda) = \theta^n \lambda^n \exp[-\theta(T_2 - T_1)] \exp\left[-\lambda \sum_{i=1}^n L_i\right] \exp\left[\frac{\theta}{\lambda} (e^{\lambda T_1})(1 - e^{-\lambda(T_2 - T_1)})\right]$$

El último término exponencial refleja que el proceso solo se observa parcialmente: solo se consideran aquellos cárteles que mueren durante la ventana temporal $[T_1, T_2]$, mientras que aquellos que colapsaron antes de T_1 o después de T_2 no son observables. Si la ventana de observación no está lo suficientemente distante de T_0 , ambos parámetros se estiman maximizando numéricamente la función de verosimilitud completa. Sin embargo, cuando se relaja este supuesto, el proceso alcanza un estado estacionario, el último término se vuelve negligible y los estimadores de máxima verosimilitud se simplifican a:

$$\hat{\lambda} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n L_i} \qquad \hat{\theta} = \frac{n}{T_2 - T_1}$$

Los resultados sugieren que la tasa de detección es inversamente proporcional a la duración promedio de los cárteles, mientras que la tasa de formación es inversamente proporcional al promedio de los intervalos de formación. Intuitivamente, si la mayoría de los cárteles observados son cortos, la probabilidad de detección sería mayor, y viceversa. De modo similar, la formación frecuente de cárteles implicaría una alta tasa de formación.

4.2 Interpretación e identificación

El estimador λ representa la tasa promedio de detección de cárteles, condicional a su detección. Como la duración solo puede ser calculada para los cárteles detectados, los no detectados u operativos se excluyen de la muestra, ya que permanecen inobservables, y, en consecuencia, la estimación constituye un límite superior de la probabilidad real de detección. En otras palabras, si el universo completo de los cárteles pudiese ser observado —incluyendo aquellos que colapsaron sin una investigación de la autoridad de por medio y aquellos que siguen operando—, la probabilidad de detección estimada sería menor. De igual modo, θ solo refleja la tasa de formación de los cárteles detectados.

La identificación del modelo depende de tres supuestos clave:

- **Estacionariedad:** Parámetros λ y θ fijos en el tiempo.
- **Observabilidad:** Información completa de duración de los cárteles detectados.
- **Tasa de riesgo (“hazard rate”) constante:** Implícita de la distribución exponencial.

El supuesto de estacionariedad se cumple si el proceso de formación de cárteles lleva suficiente tiempo en marcha antes de la primera incidencia de los casos detectados; es decir, cuando $T1$ es grande en relación con $T0$. Consideramos razonable que este supuesto se cumpla, ya que habrían existido cárteles en Perú mucho antes de la creación del INDECOPI si se toma en cuenta que, por definición, las actividades ilícitas son las que justifican la introducción de agencias de control. La observabilidad requiere que la duración de los cárteles pueda medirse para toda la muestra, lo cual se aborda con la metodología de construcción de datos detallada en la sección 5.

El supuesto de la tasa de riesgo constante merece un análisis más profundo, pues tiene implicancias sustanciales para la dinámica de detección de cárteles. La tasa de riesgo mide la probabilidad de que un evento falle en un momento específico t , dado que ha sobrevivido hasta ese momento. Un valor constante de esta tasa coincide con la propiedad de ausencia de memoria de la distribución exponencial e implica que la probabilidad de detección del cártel es constante a lo largo de su existencia. Siendo así, la probabilidad de detección es la misma tanto si un cártel se acaba de formar o si lleva operando por años.

Formalmente, y siguiendo a Bryant y Eckard (1991), supónganse que en cualquier instante t existe una función $E(t)$ que recoge la información disponible para la autoridad hasta ese momento, dado que un cártel no se ha detectado antes de t . Si $E(t) \propto t^{p-1}$ para algún parámetro de forma p , la tasa de riesgo no es constante y las variables siguen más bien una distribución de Weibull. El parámetro α determina así la naturaleza de la tasa de riesgo:

- Si $p > 1$, la tasa de riesgo incrementa en el tiempo (la probabilidad de detección aumenta con el tiempo).
- Si $p < 1$, la tasa de riesgo disminuye en el tiempo.
- Si $p = 1$, la distribución de Weibull se simplifica al caso exponencial, consistente con los supuestos base de la sección 4.1.

Para comprobar si el supuesto de distribución se ajusta a los datos observados, en la sección 6 contrastamos, mediante gráficos y pruebas de razones de verosimilitud, la especificación exponencial con una alternativa basada en la distribución de Weibull.

V. DATOS

Nuestra muestra inicial comprende 63 acuerdos horizontales sancionados por la Comisión entre 1992 y 2024. Su identificación proviene de las respuestas del INDECOPÍ a pedidos de información y de sus compendios estadísticos institucionales, a partir de lo cual posteriormente se obtuvo las copias de las decisiones a través del sitio web del INDECOPÍ o solicitudes de información adicionales¹⁴.

La Tabla 4 clasifica estos 63 casos en dos grupos. El primero, denominado “casos procesados”, reúne 52 procedimientos donde la Comisión concluyó que los investigados participaron en prácticas concertadas. A nuestro juicio, esto representaría casi la totalidad de los casos procesados desde 1992. Cualquier caso faltante habría sido resuelto antes de 2006, último año para el que se dispone de los compendios estadísticos del INDECOPÍ ¹⁵⁻¹⁶. El segundo grupo consta de 11 compromisos de cese, que comprende todos los compromisos resueltos por la Comisión a partir de 2005¹⁷, mientras que la muestra de 1992 a 2004 se basa solo en decisiones encontradas en el sitio web del INDECOPÍ¹⁸.

En ambos grupos, las decisiones se clasifican según el tipo de acuerdo. Los cárteles se refieren a infracciones clásicas a las leyes de competencia como la fijación de precios o el reparto del mercado. Por otro lado, las recomendaciones abarcan casos donde individuos o asociaciones fomentan públicamente la coordinación en condiciones comerciales. Estos últimos se excluyen de nuestro análisis, ya que nuestro análisis se centra en cárteles.

Tabla 4. Distribución de casos según granularidad de la duración y tipo de acuerdo

	Imprecisa	A nivel de año	A nivel de mes	A nivel de día	Total
Grupo 1: Procesados					
Cárteles	4	3	11	27	45
Recomendaciones	3	-	1	3	7
Subtotal (A)	7	3	12	30	52
Grupo 2: Compromisos					
Cárteles	-	2	2	3	7
Recomendaciones	4	-	-	-	4
Subtotal (B)	4	2	2	3	11
Total (A + B)	11	5	14	33	63

Fuente: Análisis de los autores de las decisiones de la Comisión.

14 Para este artículo, revisamos sólo las decisiones de la Comisión. No se examinaron informes de la Dirección ni las decisiones del Tribunal, salvo en el caso de pavo entero (ver más adelante).

15 Los compendios estadísticos registran el número oficial de casos resueltos por la Comisión. El sitio web del INDECOPÍ solo ofrece registros completos a partir de 2006, por lo que no existe ninguna referencia que garantice que se incluyan todos los casos de años previos. Para el período 1992-2005, el total de casos se ha medido usando las respuestas del INDECOPÍ a pedidos de información y las decisiones disponibles en su web.

16 Tras la fecha de finalización, se identificaron dos decisiones adicionales: la 050-1996 sobre una fijación de precios en el transporte de pasajeros en Puno (expediente 094-1994), y la 052-2004 sobre una conducta similar en el transporte de pasajeros en Iquitos (034-2003). Ninguno de estos se incluye en la base de datos.

17 Validado a través de pedidos de información y Reyna (2024).

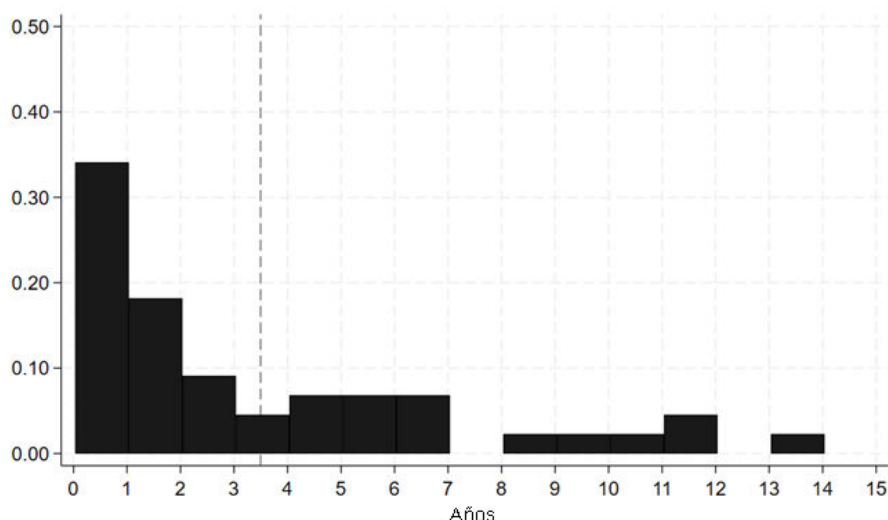
18 Tras la fecha de finalización, se identificó un caso adicional (006-1993) sobre una fijación de precios en combustibles líquidos. El caso no se ha incluido en la base de datos.

El insumo clave de nuestro análisis es la duración de cada cártel. Estas se deducen de las decisiones de la Comisión, donde se proporciona una referencia de las fechas de inicio y fin de cada infracción, basándose en las pruebas económicas y evidencias recabadas¹⁹. En 11 casos, consideramos que el contenido de la decisión era insuficiente para determinar la duración; por lo tanto, estos casos quedan excluidos de nuestro análisis.

Tras excluir los casos indicados anteriormente, se realizó una limpieza adicional que llevó a la exclusión de cuatro casos más²⁰. Por lo tanto, la muestra final consta de 44 cárteles sancionados por la Comisión. Para estos casos, la duración se calculó diariamente como la diferencia entre las fechas de inicio y fin consignadas en las decisiones. Cuando el período de infracción se reportó solo a nivel mensual o anual, la duración se calculó desde el primer día del mes/año de inicio hasta el último día del mes/año de fin.

La Figura 2 muestra la frecuencia relativa de la duración de los 44 cárteles de la muestra. Cerca de la mitad de los casos tuvieron una duración menor a dos años, y la duración media de un cártel detectado por el INDECOPI es de 3.5 años (línea gris en la Figura 2).

Figura 2. Frecuencia relativa de la duración de cárteles (en años)



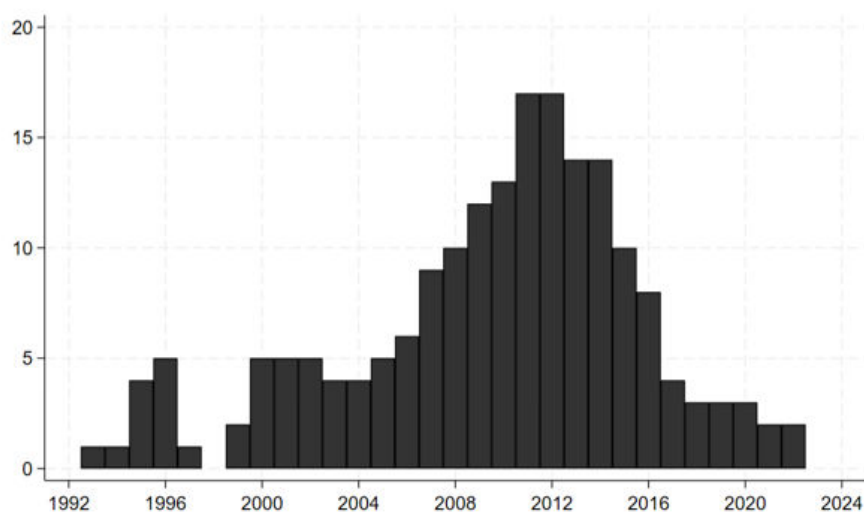
Fuente: Análisis de los autores de las decisiones de la Comisión.

La Figura 3 muestra el número de cárteles activos por año. Los datos revelan un aumento de la actividad de los cárteles tras 2004, alcanzando su punto máximo entre 2011 y 2012, cuando 17 de los 44 cárteles estaban activos. Luego, se produjo un descenso marcado hasta 2017, tras lo cual el número de cárteles activos se estabilizó en torno a 2 o 4 por año. A partir de 2023, ninguno de los cárteles de nuestra muestra seguía activo.

¹⁹ En algunos casos, las fechas de inicio y fin también se aproximaron teniendo en cuenta el análisis de la Comisión sobre los antecedentes y los hechos del caso.

²⁰ Primero, se excluyó el caso de pavo enero (expediente 007-2020) porque el Tribunal de Competencia lo clasificó como una conducta vertical. Segundo, se desestimó uno de los dos casos de practicaje marítimo (expedientes 003-2001 y 008-2001) pues la Comisión determinó que involucraban la misma conducta, partes y período. Los dos últimos casos se excluyeron debido a sus intervalos de formación, ya sea para evitar valores que impidan o distorsionen el análisis, en especial si su fecha de inicio está muy alejada del resto de la muestra.

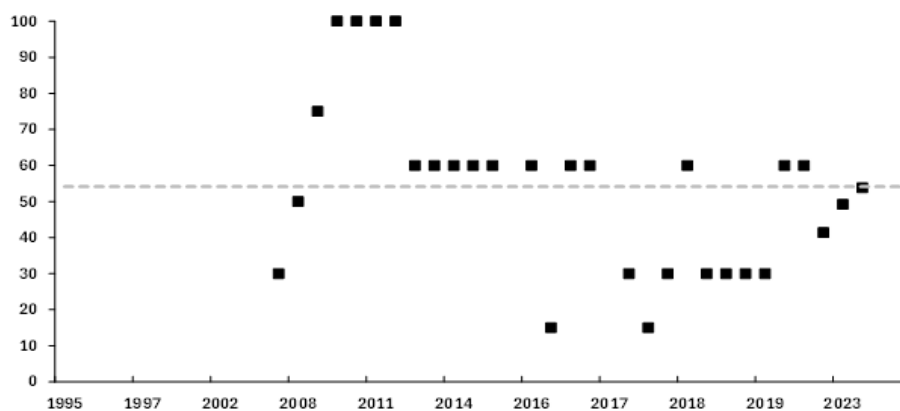
Figura 3. Número de cárteles activos por año



Fuente: Análisis de los autores de las decisiones de la Comisión.

Finalmente, la Figura 4 muestra la evolución de las probabilidades de detección en los 44 casos de la muestra, ordenados cronológicamente según la fecha de publicación de sus respectivas decisiones. La figura incluye 29 casos del total de 44 observaciones; los casos faltantes se resolvieron antes de la adopción del enfoque de disuasión óptima o corresponden a casos para los que no se dispone de la información pertinente. En general, la asignación de probabilidades de detección ha mostrado una volatilidad considerable. En promedio, entre los 29 casos, la probabilidad de detección ha sido fijada en torno al 54%.

Figura 4. Probabilidad de detección (en porcentaje) por cartel



Fuente: Análisis de los autores de las decisiones de la Comisión.

VI. RESULTADOS

Esta sección examina primero la validez de asumir una distribución exponencial para nuestra base de datos (sección 6.1). Luego, presentamos nuestros resultados, haciendo énfasis en la probabilidad de detección (sección 6.2).

6.1 Validación del supuesto de exponencialidad

Según la sección 4, un supuesto clave del método de nacimiento-muerte es que la duración y la formación de cárteles sigan una distribución exponencial. Esto implica que la probabilidad de ser descubierto es constante durante la vida de un cártel; y es igualmente probable que se detecte tanto en su inicio como cuanto más tiempo lleve operando.

Para evaluarlo, realizamos dos pruebas. Primero, una inspección visual de la duración y los intervalos de formación de los cárteles; y luego, se comprueba si los datos se ajustan mejor a una distribución exponencial o de Weibull usando una prueba de razón de verosimilitud.

Inspección gráfica: Tomando la duración como referencia, graficamos la función de supervivencia empírica, definida como $1 - ECDF(t)$, que representa la proporción de cárteles que siguen activos más allá de una duración t , y donde:

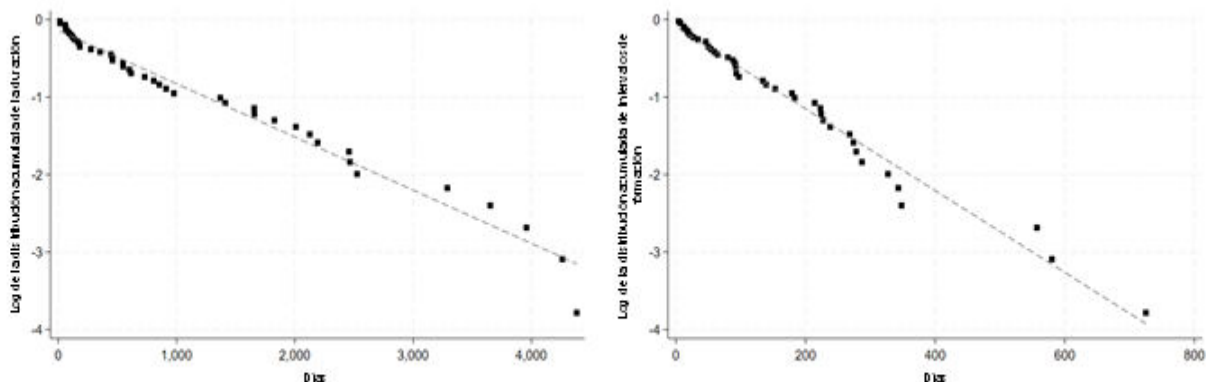
$$ECDF(t) = \frac{\text{Número de observaciones} < t}{\text{Total de observaciones}}$$

Si el supuesto de distribución exponencial se cumple dado un parámetro β , entonces:

$$\log(1 - ECDF(t)) = -\beta t$$

Así, de observarse esta tendencia lineal en la función de supervivencia empírica se respaldaría la hipótesis de exponencialidad. Tal supuesto se comprueba en la Figura 5, que grafica la función de supervivencia para la duración y los intervalos de formación de cárteles, respectivamente, y que sugiere una relación lineal. Este resultado se confirma además al realizar una regresión entre la función de densidad acumulada para cada variable y el tiempo (líneas grises en la Figura 5). Las pendientes de las regresiones son estadísticamente significativas al nivel de confianza del 99% y el R^2 es al menos de 0.97. Por tanto, estos resultados corroboran las conclusiones extraídas de los gráficos.

Figura 5. Ajuste exponencial para la duración e intervalos de formación de cárteles



Fuente: Análisis de los autores de las decisiones de la Comisión.

Prueba de razón de verosimilitud: En este punto evaluamos el supuesto de distribución exponencial para la duración y los intervalos de formación, comparando un modelo Weibull restringido con parámetro de forma $p = 1$ (es decir, exponencial) contra uno no restringido.

Las estimaciones para la duración del cártel se muestran en la Tabla 5. El parámetro de forma se calcula en 0.81. Con ello, evaluamos la hipótesis nula de $p = 1$ mediante una prueba de razón de verosimilitud. El resultado de la prueba no permite rechazar la hipótesis nula al 5% de significancia²¹ —como se puede inferir de los intervalos de confianza que van de 0.64 a 1.03—, por lo que no hay una mejora significativa en el ajuste de la distribución al permitir un parámetro flexible, respaldando el uso de la distribución exponencial.

Tabla 5. Estimación del parámetro de forma para la duración, Weibull no restringido

	Estimación	Error Std.	z	P > z	Intervalo de confianza 95%	
Constante	0.003	0.002	-7.55	0.000	0.001	0.014
$\ln p$	-0.206	0.121	-1.70	0.089	-0.043	0.032
p	0.814	0.099			0.642	1.032
$1/p$	1.228	0.149			0.969	1.558

Fuente: Estimaciones de los autores.

La Tabla 6 muestra que el parámetro de forma para la distribución de Weibull no restringida del intervalo de formación de cárteles es 0.92. Al contrastar la hipótesis nula de $p = 1$, se obtienen resultados que no permiten rechazar la hipótesis nula a ningún nivel de significancia convencional²². Esto ratifica el uso de la distribución exponencial para la variable en cuestión.

Tabla 6. Estimación del parámetro de forma para el intervalo de formación, Weibull no restringido

	Estimación	Error Std.	z	P > z	Intervalo de confianza 95%	
Constante	0.008	0.002	-7.62	0.000	0.002	0.028
$\ln p$	-0.073	0.117	-0.63	0.530	-0.302	0.156
p	0.929	0.108			0.739	1.168
$1/p$	1.076	0.126			0.856	1.353

Fuente: Estimaciones de los autores.

En resumen, tanto la inspección gráfica como la prueba de razón de verosimilitud confirman que la distribución de los datos se ajusta a una distribución exponencial. Por consiguiente, procedemos con la estimación de máxima verosimilitud siguiendo la metodología de Bryant y Eckard (1991).

6.2 Estimación de tasas de detección y formación

Habiendo validado el uso de una distribución exponencial, estimamos los parámetros del modelo maximizando la función de verosimilitud completa derivada en la sección 4, teniendo en cuenta la ventana de observación finita entre 1992 y 2024. Como muestra la Tabla 7, la probabilidad diaria estimada de detección de cárteles es de $\hat{\lambda} = 0.0008$, lo que corresponde aproximadamente a una probabilidad de detección anual de 25%²³, y que fluctúa entre el 18% y el 31% considerando el intervalo de confianza del parámetro.

21 Prueba estadística de razón de verosimilitud: $\chi^2(1) = 3.16$, y p-value 0.076.

22 Prueba estadística de razón de verosimilitud: $\chi^2(1) = 0.41$, y p-value 0.523.

23 Estimación compuesta para un año de 365 días. Todos los estimados anuales siguen esta lógica.

Tabla 7. Estimación de las tasas diarias de detección y formación

	Estimación	Intervalo de confianza 95%
θ	0.0055*** (0.0008)	[0.0039 – 0.0072]
λ	0.0008*** (0.0001)	[0.0006 – 0.0010]

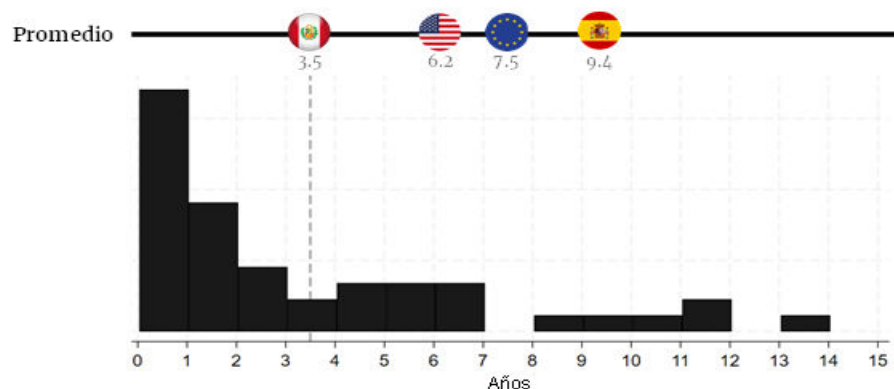
Nota: Estimaciones a partir de máxima verosimilitud. Errores estándares entre paréntesis.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$. Fuente: Estimación de los autores.

Estas cifras coinciden en gran medida con las encontradas en la literatura (10% - 23%), lo que sitúa al Perú en el extremo superior de la distribución. Esta conclusión se mantiene incluso cuando la comparación se limita a estudios que aplican la metodología de Bryant y Eckard (1991), los cuales reportan estimaciones entre 10% y 18%. No obstante, la interpretación de estos resultados debe abordarse con cautela.

Primero, aunque la comparación entre países ayuda a validar nuestras estimaciones, no debe utilizarse para inferir la fortaleza relativa de los esfuerzos de aplicación de la ley entre distintas jurisdicciones, pues las probabilidades de detección se relacionan inversamente con la duración de los cárteles; y, por ende, una probabilidad más alta solo refleja una menor duración. De hecho, al tomar el inverso de nuestra estimación anual, la duración implícita es cercana a 3.5 años. Esto es relevante al comparar nuestro resultado con los estudios resumidos en la Tabla 3, donde los cárteles sancionados tuvieron una mayor duración (ver Figura 6). En cualquier caso, esto solo sugiere que los cárteles descubiertos en el Perú han tenido menor duración. Además, las diferencias en las probabilidades estimadas también pueden reflejar características estructurales o de comportamiento de los cárteles que varían entre países.

Figura 6. Duración de los cárteles y comparación entre jurisdicciones



Fuente: Análisis de los autores, Bryant y Eckard (1991), Combe et al. (2008), García-Verdugo et al. (2020).

En segundo lugar, al comparar los resultados con la probabilidad promedio histórica del 54% inferida de los casos considerados, se observa una clara discrepancia entre la práctica del INDECOPI y la evidencia empírica. Sin embargo, esta comparación oculta el supuesto subyacente de que cada cártel tiene la misma probabilidad de ser detectado. Si bien este ha sido el enfoque habitual en la literatura, la evaluación de los parámetros existentes requiere mayor cautela. De hecho, el enfoque del INDECOPI, que aplica diferentes probabilidades en función de ciertas características observadas que facilitan o dificultan la detección de un cártel, parece ser una alternativa plausible.

Por lo tanto, para explorar un equivalente empírico a la práctica del INDECOPI, reestimamos las probabilidades para submuestras de cárteles, donde cada caso se clasifica según la probabilidad de detección que fue originalmente atribuida por la Comisión (es decir, con facilidad de detección “baja” y “medio-alta”)²⁴.

Tabla 8. Estimación de la probabilidad de detección según tipo de cártel

	Estimación	Intervalo de confianza 95%
Panel A: Cárteles de “fácil” detección (18 observaciones)		
θ	0.0043*** (0.0010)	[0.0023 – 0.0063]
λ	0.0008*** (0.0002)	[0.0004 – 0.0012]
Panel B: Cárteles de “media-difícil” detección (11 observaciones)		
θ	0.0076*** (0.0023)	[0.0031 – 0.0121]
λ	0.0004*** (0.0002)	[0.0000 – 0.0008]

Nota: Estimaciones a partir de máxima verosimilitud. Errores estándares entre paréntesis.
*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.10. Fuente: Estimación de los autores.

La Tabla 8 presenta los resultados de este ejercicio. Para los cárteles clasificados con mayor facilidad de detección, la estimación implica una probabilidad anual cercana al 26%, mientras que, para los casos de dificultad media-alta, la estimación es menor y se traduce en un cálculo anual alrededor de 14%, ambas estadísticamente significativas. Estas cifras quedan fuera del rango que utiliza actualmente el INDECOPI (26.49%-53.81%).

A primera vista, y dentro del marco de Bryant y Eckard (1991), este resultado implicaría que, ceteris paribus, el método de cálculo de multas actualmente usado por el INDECOPI no estaría logrando el efecto de “disuasión óptima”. Sin embargo, una vez más, cabe destacar que este modelo toma como insumos principales la duración de los cárteles y el tiempo entre la formación de cárteles sucesivos, una aproximación que ignora otros aspectos que podrían estar en juego pero que proporcionan información sobre el fenómeno subyacente.

Si bien se asume que entre estos subgrupos cada cártel tiene la misma probabilidad de ser encontrado (ignorando así las particularidades específicas de cada cártel), conforme al enfoque elegido implícitamente por la Comisión, lo que no puede considerarse una particularidad es el contexto institucional peruano, en el cual la participación en un cártel ha sido objeto de persecución penal en varios períodos, y este es un factor que probablemente influye en el análisis.

Por lo tanto, para reconocer esta dimensión, realizamos una verificación exploratoria adicional para estimar las probabilidades de detección por separado para el régimen del DL 701 y para el régimen posterior bajo el DL 1034, que derogó el enjuiciamiento penal. Los resultados, presentados en la Tabla 9, indican una probabilidad de detección anual implícita notablemente mayor bajo el DL 701 (61.3 %) en comparación con el DL 1034 (17.3%), aunque con intervalos de confianza más amplios.

²⁴ Respectivamente, 60% y 30%-15% bajo los lineamientos del 2013, y 53.81% y 41.38% - 26.49% bajo el DS 032-2021-PCM. Agrupamos “media” y “difícil” en una categoría dada que esta última solo posee 2 casos.

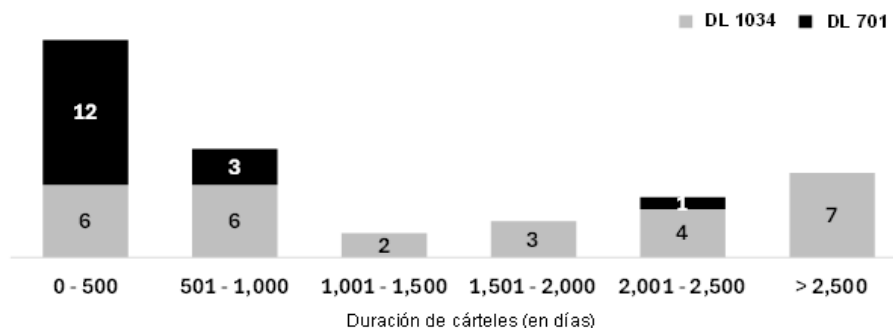
Tabla 9. Estimación de la probabilidad de detección según régimen

	Estimación	Intervalo de confianza 95%
Panel A: DL 0134 (28 observaciones)		
θ	0.0063*** (0.0012)	[0.0040 – 0.0087]
λ	0.0005*** (0.0001)	[0.0003 – 0.0007]
Panel B: DL 701 (16 observaciones)		
θ	0.0045*** (0.0011)	[0.0023 – 0.0068]
λ	0.0026*** (0.0006)	[0.0013 – 0.0039]

Nota: Estimaciones a partir de máxima verosimilitud. Errores estándares entre paréntesis. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$. Fuente: Estimación de los autores.

Estos resultados indican, por lo tanto, que, asumiendo que dentro de cada régimen la probabilidad de encontrar cárteles fuera la misma, la probabilidad promedio de que un cártel sea detectado es mayor bajo un régimen que procesa penalmente a los infractores que bajo uno que no lo hace. Si bien es intuitivamente razonable creer que la criminalización conlleva efectos disuasorios más fuertes (ver, por ejemplo, Gordon y Squires, 2008), los resultados en este marco deben explicarse a la luz de su limitación. Como se muestra en la Figura 7, los cárteles sancionados bajo el DL 701 tuvieron una duración significativamente menor que aquellos bajo el DL 1034. En consecuencia, el modelo interpreta esto como evidencia de una mayor probabilidad de detección.

Figura 7. Distribución de la duración de cárteles según régimen legal



Fuente: Análisis de los autores de las decisiones de la Comisión.

Si bien este vínculo mecánico limita la interpretabilidad de las estimaciones, por ejemplo, como métrica para diferenciar probabilidades entre casos o como evidencia de disuasión o de los esfuerzos de aplicación de la ley bajo diferentes regímenes, sí invita a una reflexión más profunda sobre las posibles explicaciones de la marcada divergencia en la duración de cárteles y, quizás solo después, sobre las probabilidades inferidas. Por ejemplo, con respecto a la distinción por régimen, se podría argumentar que el DL 1034 y la introducción de mecanismos de clemencia permitieron a la autoridad descubrir cárteles más largos y estables, en línea con Miller (2009). Sin embargo, desde una perspectiva de teoría de juegos, al reducir el costo esperado de detección, estos mismos programas podrían contribuir ex ante a la persistencia de colusión (Motta y Polo, 2003). En otras palabras, si bien nuestras estimaciones específicas para cada régimen no permiten hacer

afirmaciones concluyentes sobre la intensidad de la aplicación de la ley, sí señalan diferencias significativas en la dinámica de los cárteles entre los distintos marcos legales. Explicar estas diferencias sigue siendo una importante línea de investigación futura.

VII. CONCLUSIONES

Este estudio contribuye a la literatura empírica al proporcionar una estimación de la probabilidad de detección de cárteles para Perú siguiendo el enfoque desarrollado por Bryant y Eckard (1991), que ofrece una estimación invariante en el tiempo. La elección por este método se justifica en el hecho de que diferentes metodologías en otras jurisdicciones proporcionan resultados consistentes —y en algunos casos confirman— con el marco de referencia de Bryant y Eckard (1991), el cual sigue siendo el estándar en esta literatura.

Al calibrar el modelo usando las decisiones de la Comisión sobre cárteles entre 1992 y 2024, encontramos una probabilidad de detección anual que oscila entre el 18% y el 31%, con una estimación central del 25%. Este valor se sitúa en el extremo superior de los observados en la literatura²⁵, lo que pone de manifiesto la dependencia de la metodología con respecto a la duración de los cárteles detectados.

Dado que el INDECOPI aplica un enfoque de sanción óptima —donde la probabilidad de detección es un parámetro clave—, contribuimos al debate más amplio de política al proporcionar una contraparte empírica a las probabilidades usadas por la Comisión. Nuestros resultados ofrecen así una referencia basada en evidencia, que internaliza las características específicas de los cárteles en Perú, lo que refuerza la importancia de basar la aplicación de la ley en el comportamiento observado de los cárteles.

Dicho esto, más allá de las limitaciones propias de cualquier análisis empírico²⁶, ciertas condiciones son relevantes al interpretar nuestros resultados y compararlos con el marco actual del INDECOPI. Como en todos los estudios revisados, nuestras estimaciones representan un límite superior para la probabilidad de detección real de cárteles, pues se basan en una muestra de todos los cárteles existentes. Además, dado que la duración se deriva de las decisiones de la Comisión y refleja solo períodos para los que la autoridad encontró evidencia de colusión, es probable que las duraciones reales estén subestimadas, sugiriendo que la estimación está sesgada al alza²⁷.

Con estas salvedades, una simple comparación entre nuestra estimación central y el promedio histórico, y entre nuestras estimaciones de subgrupos y los rangos oficiales, indicaría, a primera vista, que las multas serían insuficientemente disuasivas. Por lo tanto, nuestros resultados invitan a reflexionar sobre si los límites actualmente adoptados por la Comisión fomentan de manera realista la disuasión dentro del marco de Becker-Landes. En ese sentido, nuestras estimaciones ofrecen una base para futuras investigaciones más amplias sobre evaluaciones de disuasión y su alineación con la teoría de multas óptimas (Allain et al., 2015; Combe y Monnier, 2011).

La alternancia en Perú entre períodos de sanciones penales y en los esfuerzos por operativizar sanciones óptimas lo convierten en un contexto único para estudiar la disuasión de cárteles. Aun cuando nuestras estimaciones sugieran una mayor detección bajo la persecución penal, puede que este resultado solo refleje el vínculo mecánico entre duración y probabilidad. No obstante, es claro que los cárteles duraron menos

25 Ver, por ejemplo, Bryant y Eckard (1991), Combe et al. (2008), García-Verdugo et al. (2020).

26 Por ejemplo, el tamaño de la muestra y la necesidad de excluir las recomendaciones anticompetitivas.

27 La duración registrada excluye, por ejemplo, fases iniciales de coordinación entre los infractores y los períodos para los cuales la autoridad carecía de pruebas suficientes para sustentar la existencia de un cártel.

bajo el DL 701, y la cuestión de cómo los cambios institucionales afectan la formación y disolución de cárteles queda pendiente para futuras investigaciones. En general, si bien el enfoque de nacimiento-muerte tiene un poder explicativo limitado respecto a las características de los cárteles o los esfuerzos de aplicación de la ley, proporciona un punto de referencia para comprender la probabilidad de detección subyacente en Perú.

Los esfuerzos del INDECOPI por lograr una persecución de cárteles bajo un esquema donde se estiman beneficios ilícitos y se ponderan las probabilidades de detección lo convierten en un caso digno de seguimiento y observación. A medida que la política del país continúa evolucionando, garantizar que las probabilidades de detección se reevalúen y se midan periódicamente mediante diferentes metodologías será fundamental para alinear la aplicación de la ley con los objetivos disuasorios deseados.

BIBLIOGRAFÍA

Allain, Marie-Laure, Marcel Boyer, Rachidi Kotchoni y Jean-Pierre Ponsard "Are Cartel Fines Optimal? Theory and Evidence from the European Union", *International Review of Law and Economics* 42 (junio 2015): 38-47.

Becker, Gary S. "Crime and Punishment: An Economic Approach", *Journal of Political Economy* 76, N° 2 (marzo-abril 1968): 169-217.

Bonifaz, José Luis. "Proyecto de ley en Perú: clemencia, criminalización y ajuste de incentivos". Última modificación: 17 de mayo, 2023.

<https://centrocompetencia.com/proyecto-ley-peru-clemencia-criminalizacion-ajuste-incentivos/>.

Bryant, Peter G. y E. Woodrow Eckard "Price Fixing: The Probability of Getting Caught", *Review of Economics and Statistics* 73, N° 3 (agosto 1991): 531-536.

Calderón, Andrés. "Penas de Cárcel en Derecho de la Competencia: ¿Enemigas del Leniency?". Última modificación: 24 de abril, 2023.

<https://centrocompetencia.com/penas-de-carcel-derecho-competencia-enemigas-del-lenieny/>.

Combe, Emmanuel, Renaud Legal y Constance Monnier "Cartels: The Probability of Getting Caught in the European Union", *Bruges European Economic Research Papers*, N° 12 (marzo 2008): 1-24.

Combe, Emmanuel y Constance Monnier "Fines Against Hard Core Cartels in Europe: The Myth of Overenforcement", *The Antitrust Bulletin* 56, N° 2 (junio 2011): 235-275.

Comisión Europea. "Fines for Breaking EU Competition Law". Última modificación: noviembre 2011.

https://competition-policy.ec.europa.eu/system/files/2021-01/factsheet_fines_en.pdf.

García-Verdugo, Javier, Ane M. Martín y Carlos Merino Troncoso "Probability of Cartel Detection in Spain: An Assessment", *Journal of European Competition Law & Practice* 11, N° 3-4 (marzo-abril 2020): 188-193.

Gordon, Fiammetta y David Squires "The Deterrent Effect of UK Competition Enforcement", *The Economist* 156 (noviembre 2008):411-432.

Harrington, Joseph E. y Yanhao Wei "What Can the Duration of Discovered Cartels Tell Us About the Duration of All Cartels?", *The Economic Journal* 127, N° 604 (setiembre 2017):1977-2005.

Miller, Nathan H. "Strategic Leniency and Cartel Enforcement", *The American Economic Review* 99, N° 3 (junio 2009): 750-768.

Motta, Massimo y Michele Polo "Leniency Programs and Cartel Prosecution" *International Journal of Industrial Organization* 21, N° 3 (marzo 2003): 347-379.

Ormosi, Peter L. "A Tip of the Iceberg? The Probability of Catching Cartels", *Journal of Applied Econometrics* 29, N° 4 (junio-julio 2014):549-566.

Landes, William M. "Optimal Sanctions for Antitrust Violations", *The University of Chicago Law Review* 50, N° 2 (primavera 1983): 652-678.



Este documento se encuentra sujeto a los términos y condiciones de uso disponibles en nuestro sitio web:
<http://www.centrocompetencia.com/terminos-y-condiciones/>

Cómo citar este artículo:

Antonia Claudia Galano y Juan Diego García Oré, "Probabilidad de detección de carteles: Una aplicación al caso peruano", *Investigaciones CeCo* (mayo, 2026),
<http://www.centrocompetencia.com/category/investigaciones>

Envíanos tus comentarios y sugerencias a centrocompetencia@uai.cl
CentroCompetencia UAI – Av. Presidente Errázuriz 3485, Las Condes, Santiago de Chile