

2066



Análisis económico y empírico del “Informe Económico sobre el Caso Laboratorios de Rol Contencioso 312-16: Colusión entre Sanderson/Fresenius y Biosano en Licitaciones de Cenabast” escrito por Nicolás Figueroa, Marcelo Olivares y Tomás Wilner*

Andrés Gómez-Lobo**

10 de enero de 2018



1. Introducción

El presente informe tiene por objetivo analizar desde un punto de vista metodológico y empírico el “Informe Económico sobre el Caso Laboratorios de Rol Contencioso 312-16: Colusión entre Sanderson/Fresenius y Biosano en Licitaciones de Cenabast” presentado por la FNE, y cuyos autores son Nicolás Figueroa, Marcelo Olivares y Tomás Wilner (Figueroa, et al (2017) de ahora en adelante).

El informe de Figueroa, et al (2017) pretende estimar daños económicos de una supuesta colusión entre los laboratorios Sanderson/Fresenius Kabi y Biosano entre los años 2006 hasta abril 2013. Sin embargo, el informe adolece de una serie de deficiencias metodológicas y empíricas que hacen

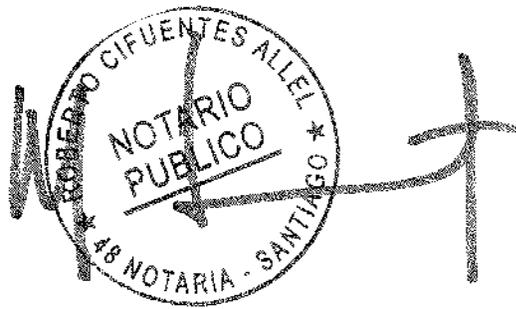
*Este informe fue solicitado por Fresenius Kabi Chile Ltda. y Laboratorios Sanderson S.A.

**Profesor Asociado, Departamento de Economía, Universidad de Chile. Ex-Ministro de Transportes y Telecomunicaciones.





AUTORIZO LA FIRMA DEL ANVERSO DE don(ña) ANDRES GOMEZ-LOBO ECHENIQUE, CNI 7.020.373-1, en la calidad en que comparece. SANTIAGO, 10 de Enero de 2018.- bv





cuestionable sus resultados; particularmente teniendo en cuenta el Informe “Análisis Empírico de la Acusación de Colusión contra Fresenius/Kabi Chile y Biosano” preparado por Florencia Gabrielli, Guillermo Paraje y Manuel Willington (Gabrielli, et al (2017) de ahora en adelante) quienes utilizan metodologías análogas a las de Figueroa, et al (2017), pero aplicadas en forma más rigurosas y obteniendo resultados diametralmente distintos.

A continuación, se presentan los comentarios y críticas al informe de Figueroa, et al. (2017) en tres ámbitos: a) el tratamiento de los datos, b) la especificación y estimación de los modelos reducidos, y c) la especificación y estimación del modelo estructural.

2. Tratamiento de los datos

Un primer tema que llama la atención del Informe de Figueroa, et al (2017) es que la información de precios utilizada pareciera estar expresada en términos nominales. Esto se desprende al comparar los precios unitarios en los archivos originales de licitaciones de CENABAST entregadas por la FNE (como *CENABAST.xlsx*) con la base de datos utilizada en el programa de estimación (*Base Cenabast 5.dta*). Los archivos originales contienen precios unitarios en moneda nominal, por lo que también lo estarían en la base de datos utilizada para realizar las estimaciones del informe.¹ De hecho, en ninguna parte del informe se consigna que dichos precios fueron expresados en moneda de un período común o en Unidades de Fomento.

Estimar modelos con datos de precios nominales afecta de distinta manera cada uno de las aproximaciones metodológicas utilizadas por Figueroa, et al (2017), pero particularmente al modelo estructural, como se discutirá más adelante.

Otro problema detectado tiene que ver con la información de costos utilizada en algunas estimaciones. Revisando el archivo Excel disponible públicamente (*Consolidado Final VP.xlsx*) se pudo verificar que la información para

¹Se confirmó para varias licitaciones del año 2007 y 2008 que el Precio Neto Unitario Ofertado de los archivos Excel correspondían exactamente a los valores de apertura de las ofertas en la página web de Chilecompras.



Fresenius-Kabi/Sanderson (FK/S) corresponde a los costos de importación *excluyendo* los costos de internación.² Mientras que para los otros laboratorios los costos *incluyen* los costos de internación.³ Estos costos corresponden a los costos de desaduanaje, transporte y traslado a bodega, y otros costos asociados a la importación (control de calidad y otros). Con la información disponible para los otros laboratorios (excluyendo FK/S y Biosano) del archivo *Consolidado Final VP.xlsx* se puede calcular que los costos totales de internación pueden representar entre un 3 % a un 21 % de los costos unitarios totales, dependiendo del producto y laboratorio en cuestión. Por lo tanto, la información de costos de FK/S no es comparable con la de los otros laboratorios (con la posible excepción de Biosano, donde no es posible conocer si sus costos incluyen o excluyen los costos de internación). Los modelos estimados utilizando la base de datos de costos estarán, por lo tanto, sesgados.

A continuación se analizan los modelos reducidos estimados y los problemas detectados en estas estimaciones.

3. Modelos reducidos

Los autores estiman dos tipos de modelos reducidos, los denominados “before and after” (antes y después) y modelos de diferencia en diferencia. Además, utilizan dos bases de datos para estas estimaciones, una con todas las licitaciones adjudicadas y otra con el sub-conjunto de licitaciones donde se adjudicó al oferente con menor precio.

²El programa Stata *limpezaCostos.do*, con que se preparan las bases para la estimación, utiliza como fuente el archivo Excel *Consolidado Final.xlsx*. Se asume que el archivo *Consolidado Final VP.xlsx* es la versión pública de dicho archivo donde, por razones de confidencialidad, se ha eliminado la información de costos desde el año 2012 en adelante.

³Esto se puede verificar al constatar que la información de costos para FK/S en el archivo *Consolidado Final VP.xlsx* corresponde a la información de costos de importación entregada por FK/S a la FNE en el archivo *Respuesta Nº 8 Sanderson Fresenius.xlsx*, y donde se explicita que los costos de internación no estaban disponibles. Mientras que la información de costos para los otros laboratorios en la hoja de detalle para cada uno de ellos en el archivo *Consolidado Final VP.xlsx* incluyen un costo de internación. La excepción es la información de costos de Biosano, donde no es posible determinar si incluyen o excluyen los costos de internación.



3.1. Modelos “Before and After”

Un modelo “before and after” (antes y después) simplemente compara los precios durante el período supuestamente colusivo, con los precios durante un periodo anterior o posterior al colusivo. Cualquier diferencia de precios entre períodos sería atribuible a la colusión.

En el presente caso, Figueroa, et al (2017) comparan los precios de las licitaciones entre enero del año 2006 y diciembre del año 2012, con los precios entre enero del año 2013 en adelante.⁴ Los resultados se presentan en las primeras dos columnas de los Cuadro 2, 3 y 4 del informe, dependiendo de cuál base de licitación se usa (Cuadro 2 y 3) o si se incluye la información de costos como variable de control (Cuadro 4).

Los resultados de estos modelos son cuestionables por varios motivos. Primero, como se señaló más arriba, la variable dependiente es el (logaritmo) del precio nominal de adjudicación de cada licitación. Para una metodología que depende de comparaciones de precios entre dos períodos de tiempo, el no deflactar esta variable antes de la estimación puede generar sesgos. En comparación, en el Informe de Gabrielli, et al. (2017), donde también se estimaron modelos “before and after”, se señala explícitamente que los precios unitarios de los medicamentos fueron deflactados por la Unidad de Fomento (ver página 38 de ese informe, por ejemplo).

Las estimaciones de Figueroa, et al. (2017) incluyen como variable de control una variable de tendencia anual (resultados de la columna (1) de los Cuadros) y la tendencia anual más la tendencia anual al cuadrado (resultados de la columna (2) de los Cuadros).⁵ Si bien estas variables de tendencia podrían, en principio, controlar parcialmente las variaciones de precios debido a la inflación en el período, al ser definidas anualmente no son tan eficientes. Más adecuado hubiese sido deflactar con la UF del día o mes de presentación

⁴Si bien en dicho Informe se señala que se considera como período colusivo desde “enero 2006 hasta abril 2013” (página 8), una revisión del archivo de estimación en Stata (*Resultados_Informe1_2.do*) revela que el período se definió como enero 2006 hasta diciembre 2012. Ver definición de variable “dum2013” en la línea 88, 197, 387, y 504 del programa y la definición de las variables “colusion” y “colusionCartel” en las líneas 629, 631, 726, 728, y 886.

⁵Los modelos estimados también incluyen como variable de control “post2011”, cuya definición y justificación no se presenta en el informe ni en los resultados.



de ofertas o de adjudicación como lo hacen Gabrielli, et al (2017).

Por otro lado, la validez de los resultados del Cuadro 4, utilizando costos como variable de control, es cuestionable por lo señalado en la Sección 2. Los costos para FK/S no incluyen los costos de internación y, por lo tanto, no son comparables a los de los otros laboratorios (con la posible excepción de Biosano). No se pudieron realizar otras evaluaciones de estos resultados, ya que la información de costos posterior al año 2011 no está públicamente disponible y, por lo tanto, no es posible replicar estos resultados del Informe.

Un segundo problema con los resultados de los modelos “before and after” presentados en Figueroa et al (2017) es, precisamente, que se incluyen muy pocas variables de control. Para que el análisis tenga validez, se debe controlar por todos los factores que determinan las ofertas de las empresas. Estos autores sólo utilizan tres variables: tendencia anual, tendencia anual al cuadrado y, en algunas estimaciones, los costos unitarios.⁶

En comparación, Gabrielli, et al (2017) estiman ocho modelos “before and after” con más variables explicativas, incluyendo el número de licitantes, si Biosano o FK/S fueron los únicos dos oferentes con registro sanitario para el medicamento en cuestión, una variable dicotómica para el año 2012 (cuando hubo un cambio importante en las bases de licitación), efectos fijos por mes para capturar estacionalidad, y variables de tendencia mensual en lugar de anual, entre otras variables. En este último trabajo, también se utilizó una definición mucho más cuidadosa del periodo supuestamente colusivo.

En un plano más técnico, las estimaciones de Gabrielli, et al (2017) son robustas a heteroscedasticidad arbitraria entre observaciones y estimaron modelos alternativos donde las observaciones son ponderadas por las ventas totales (dándoles así más peso estadístico a las licitaciones de productos económicamente más importantes). Figueroa, et al (2017) no consideran estas variantes econométricas.

Las limitaciones de los modelos “before and after”, particularmente cuan-

⁶Más la variable “post2011” señalada más arriba que no tiene explicación ni justificación y no se discute en el Informe.

2871



do se usan pocas variables de control, son bien conocidas.⁷ No es posible asegurar que los resultados encontrados corresponden a la colusión o, por el contrario, a la variación en el período de otra variable relevante que no se incluyó en el modelo.

En la presente aplicación hubo dos cambios relevantes en las bases de licitación de CENABAST que podrían haber afectado los costos y las ofertas de los proveedores. Primero, en el año 2012 las bases de licitación cambiaron radicalmente en cuanto al costo logístico y los riesgos de crédito y gestión de cobranza, traspasando por primera vez estas responsabilidades a los proveedores. En los siguientes años, las bases se fueron flexibilizando, reduciendo los costos para los proveedores. Segundo, durante el período también fue aumentando la importancia que tiene el precio en el polinomio de evaluación de las ofertas. El Cuadro 1 muestra la evolución de las bases de licitación de CENABAST en cuanto al porcentaje que representa el precio ofertado en la fórmula de adjudicación. Es probable que el mayor peso del precio dentro de la fórmula de adjudicación haya intensificado la competencia en esta variable a partir del año 2011. Esta mayor competencia habría bajado los precios en las licitaciones de CENABAST hacia el final del período de la muestra, efecto que los modelos “before and after” estimados por Figueroa, et al (2017) atribuirían exclusivamente al término de la colusión.

Por lo tanto, hay al menos dos fenómenos que podrían estar afectando la estimación de la variable *Colusión* en los modelos “before and after” de Figueroa, et al (2017) por no incluir suficientes variables de control.

Los propios autores (Figueroa, et al (2017)) reconocen alguna de las limitaciones de estos modelos en el último párrafo de la Sección 5.1. Por este motivo, los resultados utilizando esta técnica deben ser interpretados con mucha cautela y no es recomendable su uso para estimaciones de daños si existen otras metodologías disponibles más robustas y confiables.

⁷Ver, por ejemplo, OXERA (2009), página vi, donde se señala “Although this approach is often described generically as ‘before and after’, a distinction can be made between before and during, during and after, and before, during and after. Time-series comparisons have the advantage of including like-for-like firms or markets since they refer to the same firms or markets in both the factual and counterfactual cases. As far as possible, *other explanatory factors should be taken into account to ensure that the difference between the periods is not biased by any external factors.*” Énfasis del presente autor.



2872



Cuadro 1: Porcentaje que representa el precio ofertado en la fórmula de adjudicación en las bases de CENABAST

Base	Fecha	Precio
Bases Resolución 1869	2006-2007	40 %
Bases Resolución N°142	17 de marzo 2009	38 %
Bases Resolución N°159	30 de agosto 2010	40 %
Bases Resolución N°164	31 de agosto 2011	65 %
Bases Resolución N°156	26 de junio 2012	70 %
Bases Resolución N°184	15 de julio 2013	70 %
Bases Resolución N°272	10 de octubre 2014	65 %

Fuente: CENABAST. Las bases de octubre 2014 siguen siendo las vigentes. La fecha representa el período en que las bases estuvieron vigentes o la fecha de toma de razón de la Controlaría General de la República.

En todo caso, entre las estimaciones “before and after” de los informes presentados, las del Informe de Gabricli, et al (2017) parecieran ser más confiables, tanto por el tratamiento de los datos (deflactados por UF), el uso de las técnicas econométricas (estimadores robustos a heteroscedasticidad y el haber probado con distintos pesos por observación), la definición de las variables (particularmente del supuesto período de colusión), como por el número de controles que se incluyen en el análisis.

3.2. Modelos de diferencia en diferencias

Una forma de estimar un efecto precio sin los problemas de los modelos “before and after” es utilizando la técnica de diferencia en diferencia (“difference in difference”).⁸

Esta técnica consiste en definir un grupo de control no afecto al “tratamiento” (en el presente caso la colusión) y, por esa vía, controlar por las otras variables que pudieran haber cambiado entre períodos. Los autores estiman algunos modelos utilizando dos grupos alternativos de control. El primer gru-

⁸En OXERA (2009) se señala que “The difference-in-differences technique aims to avoid a shortcoming of cross-sectional and time-series approaches—ie, the assumption that any unexplained difference is due solely to the infringement.”

2873



po de control lo constituyen las ofertas de los laboratorios distintos a FK/S en las licitaciones donde otros laboratorios participaron. El segundo grupo de control son los precios de los medicamentos licitados en el mercado directo (e.g. sin intermediación de CENABAST) por algunos hospitales de la RM.

A continuación, se discuten los resultados utilizando cada uno de estos grupos de control.

3.2.1. Uso de ofertas de otros laboratorios como grupo de control

La columna (3) de los Cuadros 2, 3 y 4 del Informe de Figueroa, et al (2017) muestra los resultados de las estimaciones de diferencia en diferencia utilizando como grupo de control las ofertas de terceros laboratorios no involucrados en la supuesta colusión.

Para ello se estima un modelo de panel utilizando todas las ofertas de las licitaciones donde hubo participación de terceros laboratorios. Un problema con estas estimaciones es que para el caso de FK/S, la base de datos incluye la oferta de FK y Sanderson, para aquellas licitaciones en que ambos laboratorios participaron. Para ser consistente con la hipótesis de colusión, una de estas ofertas debía ser una oferta “fantasma” (o de “cobertura” como se denomina en la página 5 de Figueroa, et al (2017)). Las ofertas “fantasma” durante el supuesto período de colusión no deberían considerarse en el análisis, ya que no contienen información económica relevante al ser una oferta poco seria destinada a que gane el otro laboratorio. En la literatura académica se ha documentado que cuando existe colusión, el comportamiento estadístico de las ofertas “fantasmas” es distinto a las ofertas competitivas (Porter and Zona, 1993).

Curiosamente, Figueroa, et al (2017) no consideran las ofertas fantasmas para estimar el modelo estructural (ver primer párrafo de la sección 8.1 del informe) pero sí para estimar el modelo de diferencia en diferencias.

El punto no es menor. Si se excluyen de la base de datos las ofertas “fantasmas” de FK/S o Biosano en licitaciones antes del año 2013 en que ambos laboratorios participaron, los resultados de las estimaciones cambian significativamente.⁹

⁹Las ofertas “fantasmas” fueron identificadas, en aquellas licitaciones en que partici-



2874



El Cuadro 2 presenta los resultados de Figueroa, et al (2007) y los resultados estimados eliminando las ofertas fantasmas. Como se puede observar el parámetro de interés (de la variable Colusión) no solo baja de valor en ambas columnas, sino que no es significativo en términos estadísticos.¹⁰

Por lo tanto, el resultado del modelo de diferencia en diferencia que usa como grupo de control las ofertas de terceros laboratorios - cuando se estima correctamente, eliminando las ofertas fantasmas (ver pie de página 6)- indica que no se puede rechazar la hipótesis nula (con un grado razonable de confianza) de que no hubo colusión o que ésta no tuvo efectos en los precios.¹¹

Otra crítica al informe presentado es que, para que el modelo de diferencia en diferencia tenga validez, es necesario que la dinámica temporal de la variable de interés (precios en la presente aplicación) del grupo de control y de tratamiento sean similares. Esto se conoce como el supuesto de tendencia común (*common trend assumption*). Para verificar esto, es convencional estimar modelos placebo donde se re-define artificialmente el período de tratamiento y se verifica que con esta nueva definición no hay un efecto de la variable de diferencia en diferencia. Llama la atención que, en el informe de Figueroa, et al (2017), no se presentan estimaciones de modelos placebo para verificar la robustez de sus resultados.

3.2.2. Uso de ofertas de otros laboratorios como grupo de control

El segundo conjunto de modelos de diferencia en diferencia estimados por Figueroa, et al (2017) utilizan la información de las licitaciones que han hecho

paron Biosano como FK/S, como la oferta mayor entre las de ambos laboratorios. En el Anexo A se presenta el código Stata correspondiente y que se debe agregar al archivo *Resultados.Informe1_2.do* para eliminar dichas ofertas

¹⁰No fue posible evaluar los resultados del modelo que utiliza costos como variable de control (columna (3) del Cuadro 4) porque, como ya se señaló más arriba, la información de costos posterior al 2011 no está públicamente disponible. Estos resultados están sujetos a la crítica señalada en la Sección 2. A saber, que los costos de FK/S excluyen los costos de internación mientras que para los otros laboratorios los incluye.

¹¹En el trabajo de Gabrielli, et al (2007) se eliminan las ofertas "fantasmas" (ver páginas 19 y 29) por las mismas razones señaladas en el presente informe. En la página 29 se señala: "bajo el esquema colusivo las demás ofertas son meramente ofertas "fantasmas" y por lo tanto son arbitrarias, es decir no proveen información sobre los costos privados."

2075



Cuadro 2: Comparación de resultado del modelo de diferencia en diferencia (con terceros laboratorios como grupo de control) eliminando las ofertas fantasmas

	Base completa (Cuadro 2)	Base sólo de aquellas licitaciones adjudicadas el menor precio (Cuadro 3)
	<i>Resultados originales de Figueroa, et al (2017)</i>	
Logq	-0.0125 (0.0194)	-0.0452 (0.0398)
Colusión	0.198** (0.0599)	0.180* (0.0717)
N	1.438	1.075
r2	0.720	0.748
	<i>Resultados eliminando las ofertas "fantasma"</i>	
Logq	-0.00634 (0.0259)	-0.0581 (0.0522)
Colusión	0.116 (0.0715)	0.129 (0.0859)
N	1.051	804
r2	0,763	0,789

Fuente: Cuadro 2 y 3 de Figueroa, et al (2017) y cálculos propios. Error estándar de cada parámetro esta en paréntesis debajo del mismo. * parámetro significativo con confianza de 95% ** parámetro significativo con confianza de 99%.

algunos hospitales de la Región Metropolitana en el canal de venta directa (o sea, no intermediada por Cenabast).

Desafortunadamente, el uso del programa *Resultados_Informe1 2.do* no permite replicar los resultados mostrados en los Cuadros 2 y 3 del Informe de Figueroa, et al (2017). Se desconoce el motivo de esta situación. Sin embargo, al ejecutar el programa en cuestión, los resultados del modelo son los que se presentan en el Cuadro 3.

Del Cuadro se puede observar que en ninguno de los modelos estimados utilizando el programa *Resultados_Informe1 2.do*, la variable "Colusión" es estadísticamente significativa.

2876



Cuadro 3: Estimación del modelo diferencia en diferencia utilizando como grupo de control las licitaciones de algunos hospitales de la RM

	Base completa		Base de licitaciones adjudicadas al menor precio	
	Solo ofertas ganadoras	Utilizando todas las ofertas	Solo ofertas ganadoras	Utilizando todas las ofertas
logq	-0.0325* (0.0153)	-0.0261 (0.0163)	-0.140** (0.00812)	-0.0261** (0.00910)
Colusión	0.384 (0.208)	0.381 (0.196)	0.0757 (0.141)	0.0316 (0.0431)
N	495	889	3.374	4.695
r2	0,841	0,509	0,275	0,340

Fuente: Programa Stata *Resultados_Informe1 2.do*. Error estándar de cada parámetro esta en paréntesis debajo del mismo. * parámetro significativo con confianza de 95 % ** parámetro significativo con confianza de 99 %.

Incluso los resultados reportados por Figueroa, et al (2017) –que no pudieron ser reproducidos por el presente autor con el programa y las bases entregadas muestra que en un caso el parámetro de “Colusión” no es estadísticamente distinto de cero (columna (4) del Cuadro 2) o tiene un valor bastante más bajo que los otros resultados del estudio (columna (4) del Cuadro 3). Los propios autores descartan los resultados de este modelo y no los utilizan en el cálculo de daños.

4. Modelo estructural

Figueroa, et al (2017) también estiman un modelo estructural de subastas, al igual que Gabrielli, et al (2017). Ambos modelos son parecidos. Sin embargo, hay dos diferencias importantes.

Primero, mientras que Figueroa, et al (2017) hacen supuestos paramétricos sobre las funciones a estimar (log-normal para la función G y F , y normal para la función R), Gabrielli, et al (2017) utilizan métodos no paramétricos más flexibles. En este sentido, el modelo estimado por Gabrielli, et al (2017) es más robusto. Figueroa, et al (2017) reconocen que lo ideal es estimar un

2877



modelo no-paramétrico en el primer párrafo de la página 25, pero consideran que el bajo número de observaciones que utilizan no les permite esta aproximación. Pero tampoco presentan algún test de especificación para verificar si las formas paramétricas adoptadas son consistentes con los datos.

Segundo, y más importante, es que el modelo utilizado por Figueroa, et al (2017) *supone* que existe colusión y, por lo tanto, *siempre* se estimarán daños con dicho modelo. En otras palabras, sea cuál sea la base de datos que se use para estimar las funciones del modelo, al utilizar la ecuación (6) para el caso de colusión, y (7) para el contrafactual competitivo, existirá un daño positivo estimado, incluso cuando los datos provienen de un contexto en que no hubo colusión. La gran ventaja de la aplicación estructural de Gabrielli, et al (2017), es que les permite *testear* si hubo un efecto en precios entre el supuesto período colusivo y el no colusivo.

También se pueden hacer otros comentarios al modelo estructural presentado por Figueroa, et al (2017). Primero, de una revisión de los archivos de programa de la estimación estructural (*Base R(.)vMO.do* y *Costos Conservadores.do*) no se advierte que la información de precios haya sido deflactada previo a la estimación. Esto puede ser aún más grave que en los modelos reducidos comentados más arriba en este informe, ya que en el modelo estructural no se incluyen variables de tendencia o controles temporales.¹² Esto puede afectar particularmente la estimación de la función R (probabilidad de que una oferta está por debajo del precio de reserva de Ccnabast) y la estimación de los costos utilizando la ecuación (9).¹³

La estimación de la función F la distribución de costos de FK/S o Biosano— cuando se utilizan los costos para estimar dicha distribución será sesgada por lo señalado en la Sección 2. Los costos de FK/S no incluyen los costos de internación mientras que para los otros laboratorios sí. Esto podría afectar todos los resultados del modelo.

¹²Llama la atención que habiendo hecho supuestos paramétricos para las funciones del modelo estructural, Figueroa, et al (2017) no hayan incluido más variables de control. Por ejemplo, el número de licitantes, entre otras variables.

¹³Posiblemente el usar precios nominales sea un factor que explique por qué utilizando la ecuación (9) para estimar los costos, 49 de las 180 muestras seleccionadas dan un valor negativo.

2878



Más allá de esto último, cuando se usan los costos para estimar la distribución de costos F , se reduce aún más la muestra (menos de 180 licitaciones), lo cual hace dudar de la representatividad y robustez del modelo estructural estimado. En el informe no se presentan resultados estadísticos de la estimación de la función F o R .¹⁴

Por otro lado, es interesante que la especificación del modelo estructural considere un precio de reserva por parte de Cenabast. La distribución del precio de reserva R (que es conocida por las firmas) se modela en función de precios pasados ($W_{pe(i)}$). Esto hace que el modelo sea en realidad dinámico mientras el modelo especificado en el informe es estático (no hay relación entre distintas licitaciones en la función objetivo de las firmas). Se podría hacer el supuesto de que las firmas desconocen que Cenabast determina el precio de reserva en base a precios pasados, pero esto resulta poco realista ya que es de conocimiento común que Cenabast evalúa las ofertas en base a los precios de licitaciones en el mercado directo y de licitaciones propias en el pasado.

En cuanto a los resultados de las simulaciones, no es económicamente consistente que a medida que aumenta el número de competidores el sobreprecio suba, como ocurre con alguno de los resultados reportados en el Cuadro 7 y uno de los resultados de la Tabla 8 del Informe de Figueroa, et al (2017).

5. Conclusiones

En este informe se ha realizado un análisis crítico del informe de Figueroa, et al (2017). Se ha argumentado que los modelos reducidos “before and after” son poco confiables y que la literatura recomienda utilizar modelos de diferencia en diferencia. Sin embargo, los modelos de diferencia en diferencia estimados en Figueroa, et al (2017) arrojan resultados no significativos estadísticamente cuando a) se usa como grupo de control las licitaciones de hospitales, o b) se usa como grupo de control las ofertas presentas por terceros laboratorios pero eliminando las ofertas “fantasma” de las empresas involucradas en el supuesto cartel.

¹⁴El re-escalar la distribución de costos reales para que coincida con la media de los costos estimados con la ecuación (9) también es arbitrario (último párrafo Sección 8.4).



2879



Por otro lado, el modelo estructural asume que existe colusión y, por lo tanto, siempre encontrará daños, incluso cuando se estima con datos de un contexto donde no hubo colusión. En comparación, el modelo estructural estimado por Gabrielli, et al (2017) evalúa estadísticamente si hubo o no un efecto en los precios que pudiera ser atribuible a una posible colusión.

Por otro lado, el modelo estructural de Figueroa, et al (2017) es paramétrico y podría verse afectado por una serie de factores, incluyendo la estimación del mismo utilizando precios nominales en lugar de precios reales.

Finalmente, es preciso señalar que, al calcular los daños, Figueroa, et al (2017) asumen que hubo colusión en todos los productos en todas las licitaciones adjudicadas por FK/S durante el supuesto período colusivo. Sin embargo, en la introducción señalan que “Es importante recalcar que la repartición era a nivel de producto (los cuales podían ir variando año a año). . .”. Esto sugiere que no todos los productos habrían sido todos los años parte del supuesto acuerdo colusivo. Esto es consistente con otra información disponible en el juicio, como las declaraciones de altos ejecutivos de Biosano en la investigación indicando que el acuerdo no cubría los 93 medicamentos señalados en el Requerimiento de la FNE sino que entre 25 a 30 al comienzo, aumentando a 40 o 42 en el período 2007-2011.¹⁵ Otras declaraciones hablan de un universo máximo de 50 productos aunque “...no significa que respecto de cada uno de ellos haya existido conversaciones y acuerdo durante cada año”.¹⁶

Referencias

OXERA (2009). *Quantifying antitrust damages. Towards non-binding guidance for courts*, Study prepared for the European Commission, Oxford Economic Research Associates and a multi-jurisdictional team of lawyers led by Dr Assimakis Komninou with economic assistance from Dr Walter Beckert, Professor Eric van Damme, Professor Mathias Dewatripont, Professor Julian Franks, Dr Adriaan ten Kate and Professor Patrick Legros, December 2009. Disponible en: <http://ec.europa.eu/competition/antitrust/actionsdamages/>.

¹⁵Ver Declaración de Maurizio Reginato ante la FNE el 11 de febrero 2014.

¹⁶Ver página 8 del Escrito solicitud de exención y reducción de multa conforme a “Guía Interna sobre Beneficios de Exención y Reducción de Multas en Casos de Colusión” de la FNE de octubre 2009, presentado con fecha 28 de abril de 2014.



2880



Porter, R.H. y J.D. Zona (1993), 'Detection of bid rigging in procurement auctions', *Journal of Political Economy* 101: 518-538.

A. Código Stata que elimina ofertas fantasmas

El código que elimina las ofertas "fantasmas" antes de la estimación del modelo de diferencia en diferencias Modelo 2, es el siguiente:

```
egen partFKS = total(labsanderson + labbiosano), by(prodnumID)

egen p_min = min(preciounitario) if (labsanderson==1 | labbiosano==1),
by(prodnum ID)

drop if (partFKS > 1) & (precio unitario != p_min) & (labsanderson==1 |
labbiosano==1) & dum2013==1
```

Dicho código debe agregarse al archivo *Resultados_Informe1 2.do* justo antes de la estimación del modelo 2 con cada base de datos.



