



UNIVERSIDAD
DE PIURA

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES

**Análisis del efecto en precios de una fusión:
Evidencia del caso InRetail – Quicorp
en Lima Metropolitana**

Tesis para optar el Título de
Economista

Juan Alfredo Ferrer Marroquín

**Asesor:
Dr. Gabriel Andrés Natividad Carpio**

Lima, enero de 2020

A mi madre

María Esther

qamta suyay suyasqaypi

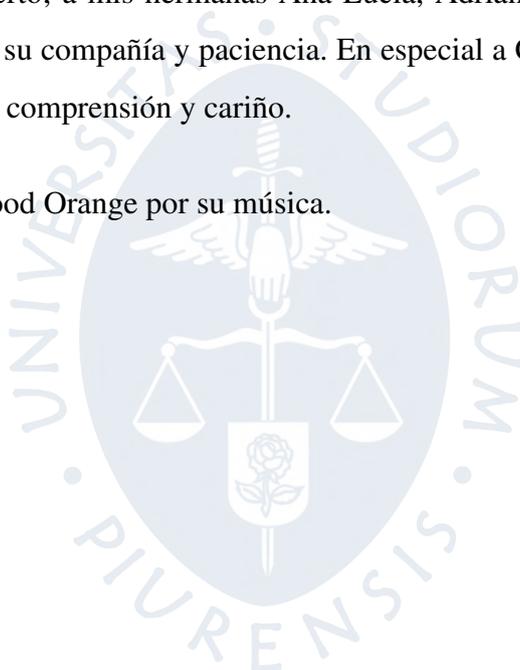


Agradecimientos

A mi asesor, Gabriel Natividad, por su apoyo y consejo durante todo el proceso. A los profesores comentaristas, Tilsa Oré y Martín Paredes, por sus anotaciones y sugerencias que permitieron mejorar la calidad de la investigación. A la Dirección General de Medicamentos, Insumos y Drogas (DIGEMID), en especial al Q.F. Manuel Nuñez, por la facilidades otorgadas para acceder a la base de datos. A Marek Rzewuski, Marisa Saavedra y Yuri Solari por su ayuda en la elaboración del presente trabajo.

A mi familia por su soporte incondicional durante mi experiencia universitaria. En especial a mis abuelos Tuca, Jorge (Q.E.P.D.), Zoila y Joaquín; a mi papá Alfredo; a mis tíos Patty, José, Ana, Jimmy, Vicky y Alberto; a mis hermanas Ana Lucía, Adriana y Abigail; y, a mi prima Andrea. A mis amigos por su compañía y paciencia. En especial a Carlos, Mauricio y Lelis. A Andrea, por su dedicación, comprensión y cariño.

A Weyes Blood y Blood Orange por su música.



Resumen Analítico-Informativo

Análisis del Efecto en Precios de una Fusión: Evidencia del Caso InRetail - Quicorp en Lima Metropolitana.

Juan Alfredo Ferrer Marroquín.

Asesor: Dr. Gabriel Natividad Carpio.

Tesis.

Título de Economista.

Universidad de Piura. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales.

Lima, enero de 2020.

Palabras clave: Medicamentos; Cadenas de venta retail; Fusiones y adquisiciones; Equilibrio Nash-Bertrand; Productos diferenciados; Diferencias en diferencias.

Introducción: Se analiza el efecto en precios de la fusión ocurrida en 2018 entre InRetail y Quicorp, empresas que operaban las dos principales cadenas de venta retail de medicamentos, sobre el mercado farmacéutico de Lima metropolitana.

Metodología: Se usa una base panel de precios de medicamentos en el nivel producto-establecimiento-mes para implementar el método de diferencias en diferencias. Se definen estadísticamente mercados locales para especificar la afectación al tratamiento en ese nivel.

Resultados: No hubo una variación significativa en el promedio de precios. Las firmas no fusión reaccionaron aumentando los precios; sin embargo, fijaron los precios significativamente menores con respecto a la firma fusión. Al examinar los momentos de la distribución, se encuentra que ocurrió una reducción de la dispersión caracterizada por el aumento del límite inferior y la disminución del límite superior. Se mantiene el sentido de los coeficientes e inclusive presentan mayor intensidad en la estimación sobre la submuestra de medicamentos importantes.

Conclusiones: Los resultados sugieren que la fusión no ha generado un cambio en el equilibrio Nash-Bertrand del mercado, sino que el aumento de poder de mercado de la firma dominante del sector ha impulsado una variación en la estrategia de colocación de precios en los límites de la distribución de precios.

Fecha de elaboración del resumen: 28 de enero de 2020.

Analytical-Informative Summary

Analysis of the Price Effect of a Merger: A Case Study of the InRetail - Quicorp Merger in Lima Metropolitan Area.

Juan Alfredo Ferrer Marroquín.

Advisor: Gabriel Natividad Carpio, PhD.

Thesis.

Professional Title - Economist.

Universidad de Piura. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales.

Lima, January 2020.

Keywords: Medicines; Retail chains; Mergers and acquisitions; Nash-Bertrand equilibrium; Differentiated products; Difference-in-Difference.

Introduction: I analyze the price effects on the Lima metropolitan area retail market of pharmaceutical products of the 2018 InRetail-Quicorp merger, holding companies of the two main pharmacy chains.

Methodology: I implement the difference-in-difference methodology using panel data on prices at the product-store-month level. For that purpose, I statistically define local markets to specify treatment.

Results: I found no significant effect at the mean, but the results suggest that the best response of the non-merging firms was to increase their prices and set them significantly lower than those of the merging firm. I found evidence of a reduction of price dispersion - driven by the increase of the lower bound and the decrease of the upper bound - by examining the effect on the moments of the distribution. The estimated effects are persistent and higher when using a subsample of important pharmaceutical products.

Conclusions: There was no change in the Nash-Bertrand equilibrium due to the merger, but the market power increase of the merging firm drove a variation in the price-setting strategy at the upper and lower bounds of the price distribution.

Summary date: January 28th, 2020.

Índice general

1.	Introducción	1
2.	Sector de venta retail de medicamentos	3
2.1.	Características del sector	3
2.2.	Comportamiento colusivo y ola de fusiones	4
3.	Objetivo e hipótesis	7
4.	Revisión de la literatura	9
5.	Metodología	13
5.1.	Base de datos	13
5.2.	Definición de un mercado local	14
5.3.	Modelo de diferencias en diferencias	16
6.	Resultados	21
6.1.	Análisis descriptivo	21
6.2.	Estimación general	23
6.3.	Estimación sobre submuestra de compuestos farmacéuticos seleccionados	29
6.4.	Sensibilidad a la definición de mercado local	33
7.	Conclusiones	39

Índice de tablas

2.1. Búsqueda de atención médica primaria	3
5.1. Compuestos farmacéuticos seleccionados	14
6.1. Estadísticas descriptivas: Logaritmo del precio	23
6.2. Estadísticas descriptivas: Momentos del logaritmo del precio	24
6.3. Efecto en precios	24
6.4. Efecto en precios: Firmas fusión vs. firmas no fusión	25
6.5. Efecto en los momentos de la distribución del logaritmo del precio	28
6.6. Efecto en precios de los compuestos farmacéuticos seleccionados	29
6.7. Efecto en precios de los compuestos farmacéuticos seleccionados: Firmas fusión vs. firmas no fusión	30
6.8. Efecto en los momentos de la distribución del logaritmo de los precios de los compuestos farmacéuticos seleccionados	32
6.9. Efecto sobre el límite superior de la distribución del logaritmo del precio - Iteración parámetro de radio	35
6.10. Efecto sobre la tendencia central de la distribución del logaritmo del precio - Iteración parámetro de radio	36
6.11. Efecto en la dispersión de la distribución del logaritmo del precio - Iteración parámetro de radio	37
6.12. Efecto en el límite inferior de la distribución del logaritmo del precio - Iteración parámetro de radio	38

Índice de figuras

2.1. Principales cadenas de farmacias y ola de fusiones	5
5.1. Mercados locales y dispersión de establecimientos farmacéuticos	15
6.1. Índice de precios estándar por mes	21
6.2. Momentos de la distribución del logaritmo de los precios por mes	22



Capítulo 1

Introducción

La teoría económica predice que las fusiones pueden generar un incremento significativo en el nivel de precios si es que ocurren en mercados oligopólicos de productos diferenciados. Este incremento se debe a que las fusiones permiten el aumento del poder de mercado de la firma fusionada lo cual induce a un cambio en el equilibrio Nash-Bertrand. Esta noción ha sido demostrada como válida por una vasta literatura de estudios empíricos. A pesar de esto, muchos estudios también encuentran que la existencia de eficiencias en costos pueden hacer que este incremento no sea tan drástico por lo que el análisis específico de casos particulares es necesario para entender el verdadero cambio producido.

La presente investigación evalúa si la fusión entre InRetail y Quicorp, los dos principales holdings de cadenas de establecimientos farmacéuticos del Perú, generó un cambio en el nivel de precios del mercado. La adquisición se realizó sin evaluar la implicancia que tendría sobre el mercado debido a que, hasta antes del 2019, el país carecía de una legislación sobre fusiones y adquisiciones. Es así que este evento despertó una fuerte alarma en la opinión pública por la preocupación de que esta transacción genere un monopolio y, en consecuencia, un aumento significativo del precio de los medicamentos.

Para analizar el efecto en precios de la fusión se hace uso de la base de datos panel no balanceado que administra la Dirección General de Medicamentos, Insumos y Drogas (DIGEMID) con información en el nivel producto-establecimiento-mes del precio de los medicamentos que se comercializan en el Perú. Hasta donde tengo conocimiento, este es el primer estudio empírico que utiliza la totalidad de la información disponible para analizar el sector farmacéutico. Debido a una limitación en la disponibilidad de información sobre la geolocalización de los establecimientos farmacéuticos, el estudio solo comprende Lima Metropolitana.

Se estiman estadísticamente puntos de aglomeración en función de la distribución espacial de todas las farmacias del área objetivo del estudio y se definen estos puntos como centroides de mercados locales. Definir mercados locales nos permite identificar grupos de tratamiento y control para poder aplicar el modelo de diferencias en diferencias de [Allain, Chambolle, Turolla, y Villas-Boas \(2017\)](#). Un mercado es considerado como tratado si es que en el período anterior al anuncio de la fusión había por lo menos un establecimiento de cada una de las firmas involucradas en la fusión. En cambio, un mercado pertenecerá al grupo de control si solo había establecimientos de una de las firmas involucradas o ninguna.

Las estimaciones sobre el promedio del nivel de precios demuestran que no hubo un cambio significativo en el nivel de precios de los productos farmacéuticos. Al analizar la función respuesta de los establecimientos que no fueron parte de la fusión se encuentra en la estimación punto que incrementaron los precios entre 0.2% y 3.0% pero que fijaron precios entre 1.0% y 5.9% menores respecto a los precios del conglomerado InRetail. Por ello, se decide evaluar el efecto de la fusión sobre los momentos de la distribución del precio. Se identifica que hubo una reducción en el límite superior y un aumento en el límite inferior de la distribución, lo que indica que se contrajo la dispersión de los precios. Esta variación significativa en los extremos implica que se redujeron los precios de los medicamentos más caros mientras que los medicamentos más baratos se encarecieron.

Se realiza el mismo análisis sobre una submuestra de medicamentos relevantes para la realidad peruana y se encuentra evidencia no concluyente de un incremento de 0.6% en el promedio de los precios de estos medicamentos. Los resultados de estimar la reacción de las firmas no fusión muestran un aumento entre 0.4% y 8.8% del nivel de precios de estos establecimientos. También se demuestra que los precios se fijaron entre 2.5% y 15.4% debajo de los de la firma fusión. El análisis sobre los momentos de la distribución muestra un incremento en la tendencia central de entre 0.9% y 1.0% y en los índices de límite inferior de entre 1.8% y 2.1%. No se encuentra coeficientes concluyentes respecto a los índices de límite superior.

Estos resultados evidencian el aumento de poder de mercado de la firma fusionada pero no se demuestra que haya ocurrido una variación en el equilibrio de Nash-Bertrand del mercado. Además, el aumento significativo del nivel de precios de los establecimientos no fusión tratados muestra la existencia de efectos coordinación. De tal modo, se concluye que la fusión podría haber generado un equilibrio colusivo en el mercado.

La presente investigación contribuye a la literatura de organización industrial debido a que la naturaleza del efecto encontrado, al menos hasta lo que abarca mi conocimiento, no ha sido hallado anteriormente en ningún trabajo empírico. También se contribuye a la discusión sobre la aplicación de estrategias empíricas para evaluar el impacto de fusiones debido a que se ha demostrado que también es necesario caracterizar el dinamismo de los momentos de la distribución. Por último, debido a la escasa existencia de trabajos sobre fusiones en el Perú, la presente investigación es un avance en el conocimiento que se tiene del tema sobre la realidad nacional.

Capítulo 2

Sector de venta retail de medicamentos

2.1 Características del sector

En términos generales, los productos farmacéuticos se clasifican entre medicamentos de marca, aquellos que son vendidos bajo un nombre comercial, y genéricos, que se venden bajo el nombre del compuesto activo. Dado una composición química particular, un medicamento de marca y su par genérico deberían ser valorados como sustitutos perfectos debido a que no existe una diferencia sustancial del consumo indistinto de alguno sobre el tratamiento del paciente. A pesar de esto, los medicamentos de marca presentan precios hasta cien veces más caros, y los consumidores valoran más el consumo de estos últimos (de la Lama y Lladó, 2004; Miranda Montero, 2004).

La industria farmacéutica comprende los tres niveles típicos de comercialización: a) la producción, realizada por los laboratorios farmacéuticos; b) la distribución; y c) los canales de venta, establecimientos farmacéuticos, o de acceso, centros médicos. El total de la industria es supervisada por la Dirección General de Medicamentos, Insumos y Drogas (DIGEMID), órgano de línea del Ministerio de Salud, y enfrenta una intensa regulación en cada uno de los niveles. Esta normativa especial genera barreras de entrada que debilitan la capacidad competitiva y genera que las firmas participantes tengan poder de mercado.

La Tabla 2.1 muestra que existe una marcada prevalencia entre la población peruana en recibir atención médica primaria en establecimientos farmacéuticos, la cual consiste en que el químico-farmacéutico o el vendedor a cargo prescribe los medicamentos necesarios para aliviar los síntomas que el cliente presenta. Asimismo, durante el año 2009, las cadenas de farmacias generaron el 91 % de las ventas minoristas de medicamentos a pesar de representar solo el 12 % del total de establecimientos. La preferencia de los establecimientos de cadena sobre las demás farmacias se debe principalmente por los servicios de consulta médica complementarios, promociones de fidelización y mayor diversidad de productos disponibles (Indecopi, 2015). Además, se ha identificado la existencia de economías de escala que permiten reducir el costo promedio de operación, lo que facilita establecer precios más competitivos respecto a las farmacias independientes (Indecopi, 2015). Dadas las limitaciones a la libre competencia que enfrenta el sector de venta retail de productos farmacéuticos, este es un mercado que funciona como un oligopolio que compite en precios con demanda diferenciada.

Tabla 2.1: Búsqueda de atención médica primaria

	Porcentaje poblacional					
	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Buscó atención	45.40	46.50	47.30	44.60	44.30	42.80
MINSA	17.30	13.60	14.90	14.00	12.80	13.80
Farmacia	18.20	14.80	15.70	16.00	16.90	16.90
Particular	9.70	7.10	7.90	7.10	6.40	7.00
EsSalud	7.20	6.80	6.90	6.40	5.90	5.70

Nota: Estadísticas corresponden al trimestre Enero-Marzo de cada año.

Fuente: INEI. Elaboración propia.

2.2 Comportamiento colusivo y ola de fusiones

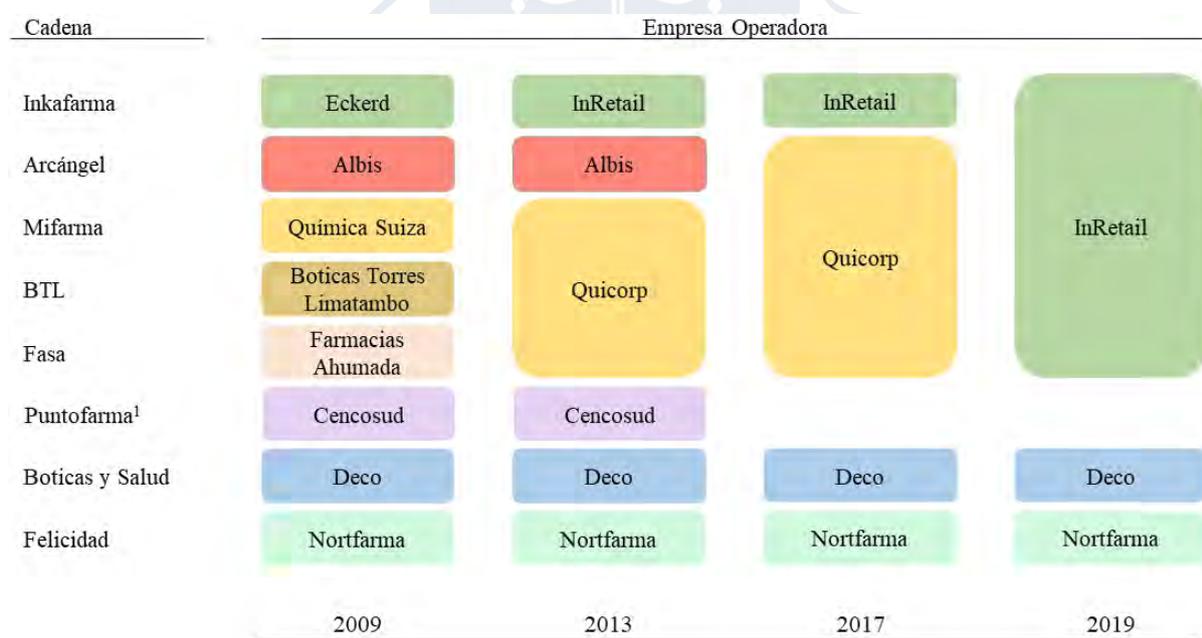
La normativa para la producción, distribución y comercialización de medicamentos se flexibilizó durante las décadas de 1990 y 2000, lo que promovió el crecimiento y diversificación de la industria farmacéutica (Miranda Montero, 2004). La norma más importante fue el Decreto Supremo N° 016-90-SA (18/IX/1990) que instauró la figura legal de botica, un local comercial minorista que tenía autorización para la venta de productos farmacéuticos no sensibles bajo el requisito que un profesional químico-farmacéutico supervisara periódicamente el establecimiento. Antes de promulgada la norma, solo las farmacias bajo la propiedad y dirección de un profesional químico-farmacéutico podían expender medicamentos. Esto fomentó la proliferación de establecimientos farmacéuticos y la aparición de las cadenas de venta retail (Crisante, 2013; Indecopi, 2015). En el año 2009, las principales cadenas, ordenadas por el número de establecimientos que tenían, eran Inkafarma (Eckerd), Arcángel (Albis), BTL (Boticas Torre Limatambo), Fasa (Farmacias Ahumada), Boticas y Salud (Deco), Mifarma (Química Suiza), Felicidad (Nortfarma) y Puntofarma (Cencosud). Con finalidad de simplificar la exposición, se usará el término farmacia para referirse indistintamente a los establecimientos farmacéuticos.

En diciembre del 2010, el Instituto Nacional de Defensa de la Competencia y de la Protección de la Propiedad Intelectual (INDECOPI) anunció que comenzaría una investigación contra las cadenas Arcángel, BTL, Boticas y Salud, Fasa, Felicidad, Mifarma e Inkafarma por presuntamente haber concertado precios entre enero del 2008 y marzo del 2009 en el ámbito nacional. En los meses posteriores, se sucedería una cadena de cambios en la estructura de propiedad de las cadenas participantes del sector como se puede observar en la Figura 2.1. La primera transacción ocurrió en enero de 2011, el grupo Interbank adquirió Inkafarma por US\$360 millones y la agrupó bajo el holding InRetail. En febrero del mismo año, Química Suiza, ahora llamada Quicorp, adquiere Boticas Torres de Limatambo por US\$120 millones y, en enero de 2012,

compra la cadena Fasa en una operación trasada aproximadamente en US\$170 millones. De tal manera, para comienzos de 2013, el mercado era liderado por las empresas InRetail, Quicorp y Albis.

Durante los siguientes años, InRetail y Quicorp enfocaron sus esfuerzos en expandir la amplitud de su operación a través de la apertura de nuevos establecimientos y la implementación de estrategias de captación de clientes. Mifarma fomentó el uso del "Monedero del Ahorro", un programa que otorgaba puntos de canje por las compras realizadas en cualquiera de sus farmacias, mientras que Inkafarma impulsó el consumo en sus tiendas a través de ofertas transversales con otras empresas del conglomerado. La competencia entre ambas empresas se agudiza en el 2016 con la adquisición de la cadena PuntoFarma y la empresa Albis, en una transacción valorizada en US\$85 millones, por parte de Quicorp. La compra de Albis también incluyó las empresas de distribución y policlínicos de salud que el grupo operaba, por lo que existió también una expansión vertical de la estructura operativa de Quicorp. A final de ese año, Quicorp administraba 1,021 locales y sus ventas representaban el 36% del mercado. InRetail, en cambio, tenía 1,107 puntos de venta y el 53% de participación en ventas.

Figura 2.1: Principales cadenas de farmacias y ola de fusiones



¹La cadena Puntofarma desaparece con la adquisición de Quicorp. Elaboración propia.

El 25 de octubre del año 2016, el INDECOPI resuelve en primera instancia que «las empresas investigadas realizaron una serie de coordinaciones para incrementar el precio de venta al público de setenta y cinco (75) productos hasta en diecisiete (17) oportunidades durante el

2008 y 2009. Luego, procedieron a ejecutar dichos incrementos de manera exitosa en cincuenta y ocho (58) productos» (Indecopi, 2015). De tal modo, la institución impuso una multa de S/. 3'424,610.5 para Arcángel, de S/. 3'679,279.5 para Inkafarma, de S/. 1'379,261.0 para Fasa, de S/. 128,967.5 para Mifarma y de S/. 372,998.5 para Felicidad. Las cadenas Boticas y Salud y BTL fueron absueltas debido a que no se encontró evidencia incriminatoria.

Finalmente, en enero de 2018, InRetail anuncia la adquisición del holding Quicorp por US\$583 millones con lo que logró controlar el 80% del mercado. Esta transacción preocupó a la opinión pública porque parecía haberse generado un nuevo monopolio en el Perú. A pesar de esto, la fusión entre InRetail-Quicorp no fue analizada por la autoridad de competencia debido a que no existía una ley de fusiones y adquisiciones que le diera competencia en estos casos.



Capítulo 3

Objetivo e hipótesis

El objetivo del presente trabajo es identificar el efecto en precios producido por la adquisición de Quicorp por parte de InRetail en Lima Metropolitana. Desde el punto de vista de la organización industrial, el análisis de esta transacción es importante para determinar empíricamente si el cambio en la estructura de competencia en un mercado en particular puede generar una variación significativa en el nivel de precios, como predice la teoría. Además, debido a que existe una limitada literatura respecto al tema en el Perú, este trabajo aportará al entendimiento de las consecuencias de las fusiones que provoquen concentración de mercado en el país.

El análisis realizado permite hacer sugerencias sobre política de competencia y sobre la aplicación de estrategias empíricas para evaluar el impacto en el sector. Hasta finales del 2019 no existía una ley de fusiones y adquisiciones por lo que estas transacciones que teóricamente podrían afectar el diseño del mercado sucedían sin ser evaluadas. Además, dado la relevancia del sector sobre la salud pública y el ámbito social, es importante analizar si realmente se produjo un aumento en precios ya que un incremento significativo podría generar que un relevante grupo de la población no pueda acceder a los medicamentos o que el padecimiento de una enfermedad pueda tener afectación importante sobre su situación económica.

La hipótesis es que la fusión entre las dos principales cadenas de venta de medicamentos ocasionó un cambio en el equilibrio Nash-Bertrand. Esta variación estaría principalmente caracterizada por el aumento del poder de mercado de InRetail lo que le permitiría establecer precios más altos y que los establecimientos rivales respondan también aumentando sus precios.

Capítulo 4

Revisión de la literatura

Existe una amplia literatura teórica que se ha enfocado en identificar las consecuencias económicas de las fusiones. Uno de los primeros trabajos en documentar los efectos que se podrían producir fue [Williamson \(1968\)](#). En esta investigación, el autor encuentra que las fusiones podrían tener una importante implicancia en la pérdida del bienestar social pero que el carácter del resultado depende de la estructura de competencia antes de la fusión de la industria en particular. Consecuentemente, el análisis del efecto de las fusiones en los diferentes modelos teóricos planteados ha respaldado que los efectos diferenciados sobre la estructura del mercado afectado dependen de los incentivos subyacentes a la fusión y de los dinanismos que ocurren detrás de la misma ([Motta, 2004](#)). Además, se ha identificado que las principales razones para que ocurra una fusión son a) incrementar el poder de mercado; b) generar eficiencias en la producción que reduzcan los costos; y, c) diversificar las líneas de producto ([Motta, 2004](#)).

En el caso de mercados oligopólicos, la teoría predice que las fusiones cambian el poder de mercado de las firmas participantes lo que generaría como consecuencia el incremento del nivel de precios ([Deneckere y Davidson, 1985](#); [Perry y Porter, 1985](#)). Esta variación positiva en los precios sería más pronunciada en la ausencia de ganancias por eficiencia ([Farrel y Shapiro, 1990](#); [Motta, 2004](#); [Motta y Tarantino, 2018](#)) y en cuanto la fusión ocasione una mayor concentración de la industria ([Deneckere y Davidson, 1985](#); [Perry y Porter, 1985](#)). Además, algunos modelos han identificado efectos de coordinación que crearían incentivos para el establecimiento de acuerdos colusivos ([Buccirossi, 2008](#)). En el caso específico en que la nueva firma fusionada se sitúe como nueva líder en el sector o acentúe su posición de liderazgo, el incremento sería tan significativo que siempre se reduciría el bienestar social ([McAfee y Williams, 1992](#); [Motta, 2004](#)).

[Deneckere y Davidson \(1985\)](#) proponen un modelo parecido a la estructura que presentaba el sector retail de medicamentos antes de la fusión InRetail-Quicorp: una industria en que las firmas compiten en precios y cada marca del producto tiene una demanda diferenciada. La fusión entre las firmas de esta industria permite que la nueva firma fusionada controle las marcas que estas producían. El modelo predice que la fusión permitirá que la firma resultante interiorice en la maximización de sus beneficios cada una de las demandas individuales, lo que diluye las externalidades negativas propias del oligopolio y le permite establecer un precio más alto. La estrategia dominante de las demás firmas, cuya función de reacción tiene pendiente positiva, es

aumentar también sus precios aunque estos serán más bajos que los de la firma fusionada. El modelo también predice que los beneficios de la fusión serán más altos en cuanto mayor sea el número de firmas relativo al tamaño del mercado, es decir, existen incentivos para formar un monopolio.

El análisis empírico de los efectos de las fusiones ha confirmado las predicciones teóricas. Por ejemplo, [Borenstein \(1990\)](#) analiza la adquisición de Republic Airlines por Northwest (NW/RC) y la compra de Ozark Airlines por Trans World Airlines (TWA/OZ), ambas transacciones ocurridas en 1986, que generaron que las compañías adquirentes obtengan más del 75 % de participación sobre las rutas de los vuelos provenientes de los aeropuertos de Minneapolis (Minnesota) y Saint Louis (Missouri), respectivamente. El estudio encuentra que hubo un cambio en el nivel de precios, aunque este fue más significativo para la transacción NW/RC. Un hallazgo relevante de este estudio es que el aumento en precios ocurrió antes de que se realizara la fusión y que, por el contrario, los cambios en la cuota de mercado y en la capacidad no aparecieron hasta después de la fusión.

Dos estudios, que se enfocan en la industria bancaria, investigan las consecuencias de las fusiones sobre la estructura de mercado local. [Prager y Hannan \(1998\)](#) analiza fusiones ocurridas en el período de 1992-1994 en Estados Unidos y encuentra que hubo una reducción adicional de entre 9 % y 18 % en las tasas de depósito de los mercados locales en los que ocurrió una fusión horizontal significativa. Por su parte, [Sapienza \(2002\)](#) analiza el período de 1989-1995 en Italia y encuentra que las fusiones que involucraron a dos de los bancos con mayor participación de mercado en localidades específicas ocasionaron un incremento en 80 puntos básicos de las tasas de interés. De tal manera, ambos trabajos documentan que en la medida en que la fusión ocasione una mayor concentración local, el poder de mercado ganado por la firma fusionada ocasione que se encarezca el servicio.

Los trabajos de [Nevo \(2000\)](#) y [Pinkse y Slade \(2004\)](#) estiman la demanda para simular el efecto que tendría una fusión sobre el cambio de equilibrio Nash-Bertrand en mercados con productos diferenciados. [Nevo \(2000\)](#), que analiza el mercado de cereales en Estados Unidos, encuentra que la fusión entre General Mills y Quaker Oats, el segundo y cuarto productor, podría incrementar significativamente el nivel de precios produciendo una pérdida de \$288 millones del excedente del consumidor. Asimismo, [Pinkse y Slade \(2004\)](#) investiga el efecto que tendría la fusión entre Bass y Carlsberg–Tetley, productores de cervezas en Reino Unido, y encuentra que podría generarse un aumento de hasta en 3 % de los precios de la industria.

A pesar de esto, existe una vasta literatura que ha demostrado que la fusión entre participantes de un mercado puede no generar un cambio significativo en el nivel de precios o que las ganancias en eficiencias han sido tan considerables que provocan una disminución de los precios. En esta línea, [An y Zhao \(2019\)](#) evaluaron la fusión entre Boeing y McDonnell Douglas de 1997 y encuentran que la fusión generó una disminución en los precios debido a que las eficiencias en costos, producidas por la presencia de aprendizaje tecnológico, contrarrestó el aumento en poder de mercado. Del mismo modo, [Focarelli y Panetta \(2003\)](#) se enfoca en la industria bancaria de Italia para el período 1990-1998 e identifica que, a pesar de que en el corto plazo se reducen las tasas de depósito, las ganancias de eficiencia son mayores en el largo plazo lo que genera mejores tasas para los consumidores.

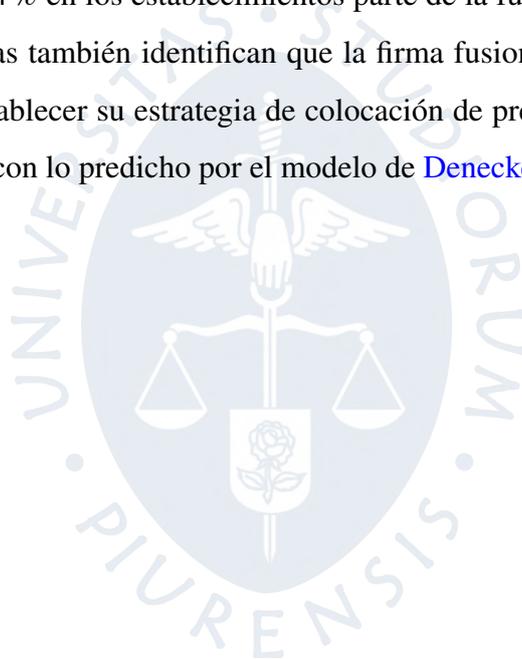
Existe una limitada literatura sobre fusiones para el caso peruano, el más relevante es [Natividad \(2014\)](#) que analiza el efecto de la integración vertical en la industria pesquera sobre la productividad total de los factores (TFP, por sus siglas en inglés). El estudio encuentra que existe un aumento de 16% del TFP de los buques recientemente adquiridos pero este efecto no se transmite en los que ya se tenían. El mecanismo más importante detrás de este efecto es la transferencia de conocimiento y la consolidación directiva dentro de las firmas lo que mejora las prácticas operativas.

Tres estudios son considerados importantes para entender los dinamismos de una fusión sobre el sector de venta retail de productos diferenciados que compiten en precios. El primero es el análisis de la fusión entre MillerCoors y su principal competidor, Anheuser-Busch realizado por [Miller y Weinberg \(2017\)](#). Los autores rechazan la hipótesis de que la variación en precio es producto a un cambio en el equilibrio de Nash-Bertrand. Estiman simulaciones contrafactuales y encuentran que los precios son entre 6% y 8% mayores y que los márgenes de ganancia son entre 17% y 18% mayores a lo que predice el modelo. De tal manera, los autores argumentan que los precios observados producto de esta fusión se deberían al incremento de la capacidad de inducir precios colusivos en el sector.

El segundo estudio se enfoca en investigar el efecto de la fusión entre dos grandes cadenas de venta de libros en el Reino Unido, Waterstone y Ottakar. [Aguzzoni, Argentesi, Ciari, Duso, y Tognoni \(2016\)](#) compara el cambio en precios después de la fusión para tiendas localizadas en áreas donde ambas firmas tenían presencia antes de la fusión y en áreas donde solo una de ellas operaba. Se encuentra que la fusión no resultó en un aumento en precios tanto a nivel local como nacional. Los autores sostienen que estos resultados se deben principalmente a que

existen otros tipos de establecimientos similares, supermercados y tiendas de venta virtual, que ofrecen el mismo producto y que permiten que aún exista competencia en el sector de venta de libros. A pesar de esto, consideran que la fusión pudo haber generado una reducción en la diversidad de títulos ofrecidos en el mercado.

Finalmente, la principal fuente utilizada en la presente investigación analiza el efecto de la fusión entre la segunda empresa más grande y la quinta en la industria francesa de supermercados sobre el precio de los alimentos. [Allain y cols. \(2017\)](#) implementan el método de diferencias en diferencias para comparar los cambios en precios para firmas fusionadas y rivales en mercados locales. Para solucionar el problema de identificación, definen el tratamiento en el nivel de mercado. Encuentran que los precios aumentan significativamente después de la fusión: aproximadamente 4% en los establecimientos parte de la fusión y 2% en los establecimientos rivales. Las autoras también identifican que la firma fusionada logró suficiente poder de mercado como para establecer su estrategia de colocación de precio a nivel nacional. Estos resultados son coherentes con lo predicho por el modelo de [Deneckere y Davidson \(1985\)](#).



Capítulo 5

Metodología

5.1 Base de datos

Se utilizó como principal fuente de información la base de precios de productos farmacéuticos que administra el Observatorio de Precios, unidad adscrita al DIGEMID. La Resolución Ministerial N° 341-2011/MINSA (3/V/2011) obliga a los establecimientos farmacéuticos a reportar al menos una vez al mes la información y el precio de venta de los productos que expende a través de un portal virtual administrado por el DIGEMID. Esta base de datos detalla la fecha y hora exacta en que se realizó el reporte, el código identificador del establecimiento, número de RUC de la empresa operadora del establecimiento y el código identificador, número de registro sanitario, precio unitario y precio de empaque del producto para el período entre enero 2015 y abril 2019.

Es necesario precisar que es común que los establecimientos no reporten mensualmente el precio de los medicamentos que venden, lo que ocasiona que nuestra base panel no sea balanceada dado que pueden existir periodos de tiempo en los cuales no se tiene información. Por lo tanto, no se puede inferir que un producto farmacéutico no se comercializó en un mes específico si no hay reporte del precio. Además, las farmacias no están obligadas a reportar la cantidad vendida de cada medicamento ni el DIGEMID recolecta esta información de manera independiente. Esto impide estimar la variación en la estructura de mercado en función de las elasticidades precio de los productos. Por último, existen algunos casos en que las farmacias reportaron más de una vez al mes el precio de los medicamentos por lo que, para facilitar el análisis, se calculó el promedio mensual del precio unitario al nivel producto-establecimiento.

La Unidad de Establecimientos Farmacéuticos del DIGEMID almacena una base de datos con el código identificador, dirección, nombre comercial, razón social y número de RUC de los establecimientos farmacéuticos. Se utilizó esta base para georreferenciar cada una de las farmacias en función de la dirección reportada y así obtener su ubicación exacta. Debido a la dificultad de proceder con la georreferencia de los establecimientos fuera de Lima Metropolitana, se decidió acotar el ámbito del estudio a la capital del país. Adicionalmente, se hizo uso de la información de propiedad para identificar los establecimientos involucrados en la fusión Quicorp-Albis y en la fusión InRetail-Quicorp. De tal modo, la base panel no balanceada objetivo tiene 148,647,885 observaciones que corresponden al precio de 24,638 productos farmacéuticos en 5,084 farmacias durante los 52 meses con información disponible.

Finalmente, se hizo uso del Catálogo OPM, repositorio de los medicamentos que se comercializan en el país que elabora el DIGEMID. Esta base contiene el código identificador, nombre comercial, concentración química, forma farmacéutica, presentación del empaque, fracciones del empaque, número de registro sanitario y nombre del laboratorio productor de los productos farmacéuticos. Esta base permitió identificar un subconjunto de medicamentos distintivos cuyos precios podrían variar más debido a la fusión. Los medicamentos seleccionados contienen compuestos químicos considerados importantes debido a que se usan para tratar afecciones agudas y crónicas comunes que causan morbilidad y mortalidad (Cameron, Ewen, Ross-Degnan, Ball, y Laing, 2009) o son parte de la lista de medicamentos esenciales y su nivel de ventas es relevante a nivel nacional (Miranda Montero, 2004). La Tabla 5.1 lista los compuestos químicos identificados y la fuente utilizada para escogerlos.

Tabla 5.1: Compuestos farmacéuticos seleccionados

Compuesto	Descripción	Fuente
Omeprazol	Antiácido	[1],[2]
Ranitidina	Antiácido	[1],[2]
Beclometasona	Antiasmático	[1]
Salbutamol	Antiasmático	[1]
Amoxicilina	Antibiótico	[1],[2]
Ceftriaxona	Antibiótico	[1]
Ciprofloxacina	Antibiótico	[1],[2]
Cotrimoxazol	Antibiótico	[1],[2]
Dicloxacilina	Antibiótico	[2]
Amitriptilina	Antidepresivo	[1]
Diazepam	Antidepresivo	[2]
Fluoxetina	Antidepresivo	[1]
Glibenclamida	Antidiabético	[1]
Atenolol	Antihipertensivo	[1]
Captopril	Antihipertensivo	[1],[2]
Hidroclorotiazida	Antihipertensivo	[1]
Nifedipino	Antihipertensivo	[2]
Fluconazol	Antimicótico	[2]
Ibuprofeno	Antipirético	[2]
Naproxeno	Antipirético	[2]
Aciclovir	Antiviral	[1]

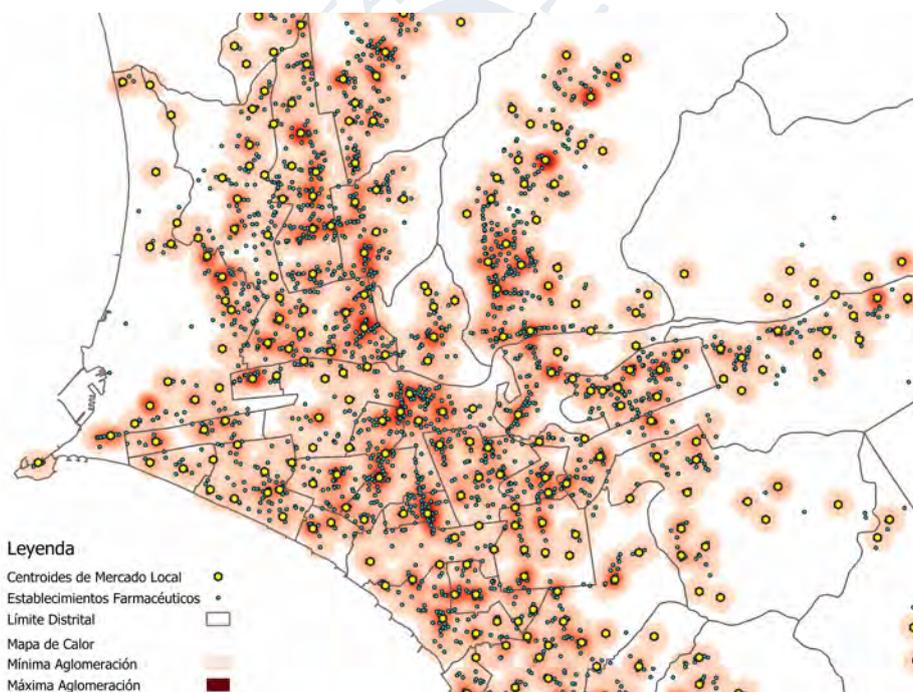
Nota: [1]Cameron y cols. (2009), [2]Miranda Montero (2004).

5.2 Definición de un mercado local

Se identificó el mercado relevante de cada uno de los establecimientos farmacéuticos para poder establecer la relación de competencia a nivel local. Para ello, se proyectó cada una de las farmacias que reportaron precios de medicamentos al menos una vez durante el período

entre enero y marzo del año 2015, los primeros tres meses disponibles, y se generó un mapa de calor a través de la estimación de la densidad de núcleo de la distribución de la ubicación geoespacial de cada una de ellas. Se estableció como parámetros del mapa de calor que la relación de relevancia entre un establecimiento y el centroide de aglomeración es inversa a la distancia entre ellos en forma de una curva de kernel cuártico y que el centroide es relevante para un establecimiento en un radio de 0.005° , aproximadamente 557 metros. El mapa de calor generado nos permite identificar estadísticamente los centros de aglomeración local y estos serán tratados como centroides de mercado local. Finalmente, se identifica que un mercado es relevante para una farmacia si la distancia entre el centroide y la ubicación de la farmacia es la mínima entre todas las combinaciones posibles.

Figura 5.1: Mercados locales y dispersión de establecimientos farmacéuticos



Fuente: DIGEMID. Elaboración propia.

En la Figura 5.1 se ilustra parcialmente el mapa de Lima Metropolitana y la dispersión espacial de los establecimientos farmacéuticos. Puede observarse que en un mismo distrito hay más de un mercado identificado, esto nos permite especificar de manera más granular y específico la dinámica de competencia en precios. También se distingue la existencia de heterogeneidad en los niveles de aglomeración, por consiguiente implica que existen diferentes niveles de concentración y que la afectación de tratamiento es distinta por mercado. Es importante notar que la definición de mercado local establecida asume sustitución simétrica entre los diferentes tipos

de farmacias (Allain y cols., 2017). Esto significa que los consumidores consideran de manera indiferente ir a comprar entre cualquiera de las farmacias que existe dentro del mercado, por lo que estos establecimientos serían rivales directos.

5.3 Modelo de diferencias en diferencias

El objetivo de la investigación es analizar cómo la adquisición de Quicorp por InRetail afectó el sector de venta retail de medicamentos. Debido a que, como se detalló en la Sección 5.1, el nivel de observación de la base de datos panel no balanceado es producto-establecimiento-mes y solo podemos observar la variación intertemporal del precio, se implementará el método de diferencias en diferencias utilizado por Allain y cols. (2017) para identificar el efecto de la fusión InRetail-Quicorp sobre el nivel de precios de los medicamentos.

Dos obstáculos necesarios de abordar son el problema de endogeneidad, los establecimientos que son parte de las firmas fusionadas pueden interiorizar con anticipación en su estrategia de fijación de precios la transacción, y el definir adecuadamente los grupos de tratamiento y control para poder establecer un contrafactual que permita identificar el impacto. Para solucionar ambos problemas, se define el tratamiento al nivel de mercado local dado que se puede defender que la afectación por el anuncio de la fusión es cuasi-experimental a ese nivel. Como se detalla en la Sección 5.2, la composición de los mercados locales es heterogénea, lo cual indica que fueron afectados de manera diferenciada por la fusión. Además, el anuncio actúa como un choque exógeno sobre el mercado debido a que la estructura de competencia no es capaz de anticipar un nuevo dinamismo local.

De tal modo, se define un mercado como tratado si en el mes anterior al anuncio de la fusión había en él por lo menos un establecimiento operado por cada una de las firmas fusionadas. De tal manera, los mercados en los que había establecimientos operados solamente por una de las empresas parte de la fusión o por ninguna de ellas serán asignados como control. Esta definición sostiene el supuesto de que estos mercados son los que efectivamente sufren un cambio en la participación de las firmas que compiten en él (Allain y cols., 2017). La afectación se define a partir del primer mes luego del anuncio de la fusión dado que es en ese momento en el que actúa como un choque exógeno.

Entonces, el modelo objetivo a estimar será

$$\ln p_{ijmt} = \beta_0 + \beta_1(Post_t \times T_m) + \eta_i + \gamma_j + \rho_t + \varepsilon_{ijmt} \quad (5.1)$$

donde $\ln p_{ijmt}$ es el logaritmo del precio del producto farmacéutico i que vende el establecimiento j del mercado local m en el mes t , T_m es una dummy que toma el valor de 1 si el mercado

es parte del grupo de tratamiento, $Post_t$ es una dummy que toma el valor de 1 si el mes de la observación es posterior al anuncio de la fusión.

Además, se incluyen efectos fijos al nivel de producto farmacéutico específico η_i para controlar por los factores propios de cada medicamento. Esto permite limpiar las diferencias debidas a si un medicamento es genérico o de marca, a si el laboratorio productor establece una estrategia particular de publicidad o de difusión, o al nivel de necesidad de obtener el producto debido a las características de la enfermedad o condición para el cual se usa. Esto implica que la estimación no asume que la elasticidad precio de cada producto es la misma.

También se incluye efectos fijos al nivel establecimiento γ_j para controlar por las características únicas de cada farmacia. De tal manera, se asume que las estrategias de venta que utilizan para promover la fidelización de los clientes y los servicios adicionales que ofrecen les permiten adquirir poder de mercado. Por lo tanto, se relaja el supuesto de sustitución simétrica asumida para la definición de los mercados locales. Este nivel de efectos fijos también minimiza el sesgo que existe por autoreporte debido a que captura la estrategia particular que tiene la farmacia para realizar el informe. Asimismo, también controlan por las características de la ubicación geográfica específica en la que se localiza el establecimiento. También se estima una ecuación con efectos fijos al nivel de mercado γ_m para evaluar el caso en que solo importan las condiciones de competencia del entorno y no existen mecanismos de diferenciación horizontal.

El modelo contempla, igualmente, efectos fijos al nivel de mes ρ_t para controlar por las condiciones macroeconómicas, sociales y ecológicas que pueden afectar la demanda y la oferta de los productos farmacéuticos de manera mensual. Finalmente, se clusterizan los errores en el nivel del mercado local para considerar la existencia de correlación espacial de los errores.

A pesar de que el enfoque del presente estudio es evaluar los efectos producidos por la fusión entre InRetail y Quicorp, es válido argumentar que la primera fusión entre Albis y Quicorp también habría generado un efecto importante sobre el nivel de precios de los medicamentos dado que esta transacción pudo afectar la estructura de competencia. Por ello, se estimó la ecuación

$$\ln p_{ijmt} = \beta_0 + \sum_{f=1}^{F=2} \beta_f (Post_{ft} \times T_{fm}) + \eta_i + \gamma_j + \rho_t + \varepsilon_{ijmt} \quad (5.2)$$

donde T_{fm} es una dummy que toma el valor de 1 si el mercado es parte del grupo de tratamiento de la fusión f , $Post_{ft}$ es una dummy que toma el valor de 1 si el mes de la observación es posterior al anuncio de la fusión f . Todos los demás parámetros son idénticos a la especificación anterior.

La hipótesis de la investigación es que la fusión InRetail-Quicorp ocasionó un incremento en el nivel de precios. Es así que se espera que los betas asociados a la interacción $Post_t \times T_m$ de la segunda fusión sean positivos y significativos en el Modelo 5.1 y en el Modelo 5.2. Este es el resultado esperado debido a que el sector de venta retail de medicamentos competía oligopólicamente en precios y la fusión le daría la capacidad para establecer precios más altos. Además, se espera que los establecimientos competidores también aumenten sus precios debido a que esta sería su estrategia dominante (Deneckere y Davidson, 1985; Miller y Weinberg, 2017). Del mismo modo, como la fusión involucra a las dos principales empresas del sector, se espera que InRetail logre el liderazgo absoluto lo que permitiría que se eleve aún más el nivel de precios (McAfee y Williams, 1992; Motta, 2004). En cambio, se espera que el beta asociado a la interacción $Post_t \times T_m$ de la primera fusión tenga un sentido negativo o no significativo debido a que esta transacción le dio mayor poder de mercado a la empresa Quicorp, lo que ocasionó que establezca una guerra de precios contra InRetail.

Para poder identificar el efecto reacción a la fusión de los establecimientos que no son parte de la transacción, se define un modelo en el cual se interactúa la no pertenencia a una de las firmas fusionadas. De tal manera, se regresa un modelo de triple diferencia cuya ecuación objetivo es

$$\begin{aligned} \ln p_{ijmt} = & \beta_0 + \beta_1(Post_t \times T_m \times \text{No Fusión}_j) \\ & + \beta_2(Post_t \times T_m) + \beta_3(Post_t \times \text{No Fusión}_j) \\ & + \beta_4(T_m \times \text{No Fusión}_j) + \eta_i + \gamma_j + \rho_t + \varepsilon_{ijmt} \end{aligned} \quad (5.3)$$

donde No Fusión_j es una dummy que toma el valor de 1 si el establecimiento j no pertenece a una de las firmas que participan de la fusión. De la misma manera, se estima el caso en el cual se considera como relevante la primera fusión utilizando la ecuación:

$$\begin{aligned} \ln p_{ijmt} = & \beta_0 + \sum_{f=1}^{F=2} \beta_{1f}(Post_{ft} \times T_{fm} \times \text{No Fusión}_{fj}) \\ & + \sum_{f=1}^{F=2} \beta_{2f}(Post_{ft} \times T_{fm}) + \sum_{f=1}^{F=2} \beta_{3f}(Post_{ft} \times \text{No Fusión}_{fj}) \\ & + \sum_{f=1}^{F=2} \beta_{4f}(T_{fm} \times \text{No Fusión}_{fj}) + \eta_i + \gamma_j + \rho_t + \varepsilon_{ijmt} \end{aligned} \quad (5.4)$$

Los betas asociados a la interacción $Post_t \times T_m \times \text{No Fusión}_j$ de la segunda fusión del Modelo 5.3 y del Modelo 5.4 deberían ser negativos porque los precios de las farmacias de las otras cadenas y las independientes serían menores a los de las firmas fusionadas en el nuevo

equilibrio (Deneckere y Davidson, 1985). Además, los coeficientes correspondientes a la interacción $Post_t \times No\ Fusión_j$ de la segunda fusión deberían ser positivos para caracterizar que la mejor respuesta de las firmas no parte de la fusión es también aumentar sus precios. Para el caso de la primera fusión, los sentidos de los coeficientes deberían ser inversos a los detallados previamente.

Adicionalmente, se sigue la estrategia utilizada por Syverson (2007) para evaluar los momentos del logaritmo del precio. Así se permite caracterizar cómo ha variado la distribución dentro de un mercado local luego de la fusión. Para ello se estima el modelo

$$m(\ln p_{imt}) = \beta_0 + \beta_1(Post_t \times T_m) + \eta_i + \gamma_m + \rho_t + \varepsilon_{imt} \quad (5.5)$$

donde $m(\ln p_{imt})$ es el momento de la distribución del logaritmo del precio promedio del producto farmacéutico i del mercado local m en el mes t . Los momentos de la distribución utilizados como variable dependiente son: a) precio máximo; b) percentil 90 del precio; c) mediana del precio; d) dispersión intercuartil; e) precio mínimo; y, f) percentil 10 del precio. Estas variables capturan el límite superior, la tendencia central, la dispersión y el límite inferior de la distribución, respectivamente.

Se estima también un modelo en el que se incluye el efecto de la primera fusión:

$$m(\ln p_{imt}) = \beta_0 + \sum_{f=1}^{F=2} \beta_f(Post_{ft} \times T_{fm}) + \eta_i + \gamma_m + \rho_t + \varepsilon_{imt} \quad (5.6)$$

En el caso del Modelo 5.5 y Modelo 5.6, se espera que los coeficientes asociados a la interacción $Post_t \times T_m$ correspondiente a la fusión InRetail-Quicorp tengan sentido positivo para los casos del precio máximo, percentil 90, mediana del precio, percentil 10 y precio mínimo. Esto indicaría que ha ocurrido una variación en el equilibrio Nash-Bertrand del mercado producto de un desplazamiento ascendente de la estrategia de colocación de precios de la firma fusionada (Deneckere y Davidson, 1985; Miller y Weinberg, 2017). Los coeficientes asociados a los índices de dispersión deben ser no significativos. Se espera que los betas correspondientes de la interacción $Post_t \times T_m$ de la primera fusión sean negativos cuando se use como variables dependientes los índices de límite superior, límite inferior y tendencia central. También se esperaría que la relación con respecto a las medidas de dispersión no sea significativa.

Finalmente, se estiman todos los modelos detallados anteriormente sobre una submuestra de medicamentos que fueron escogidos utilizando los estudios de Miranda Montero (2004) y Cameron y cols. (2009). Se espera que los coeficientes asociados a la estimación bajo esta submuestra no cambien de sentido, sino que aumente la magnitud y el grado de significancia.

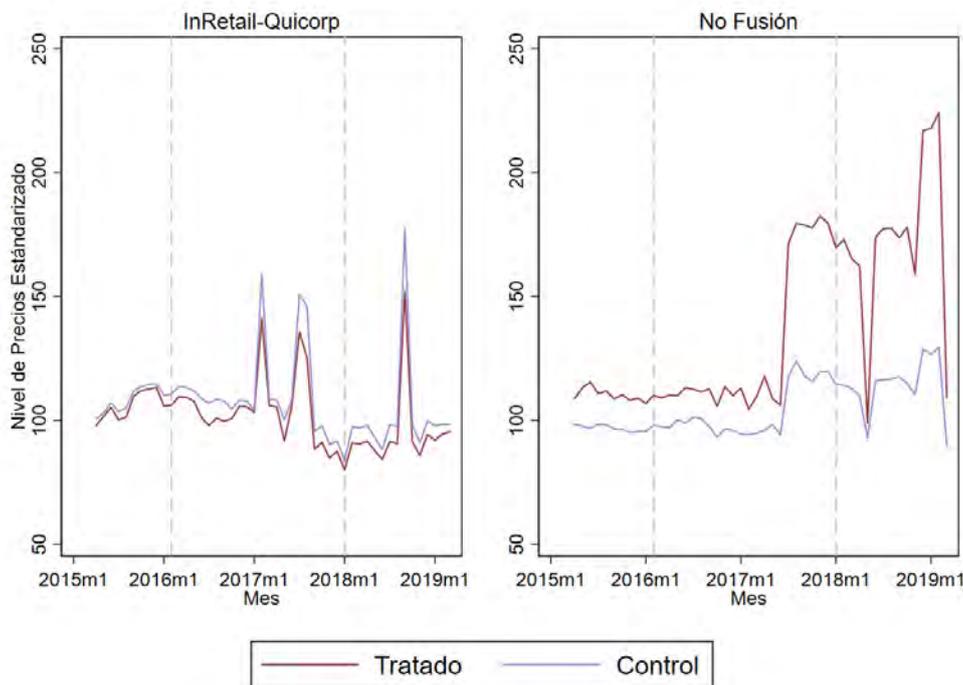
Capítulo 6

Resultados

6.1 Análisis descriptivo

La base de datos objetivo para la implementación del método de diferencias y diferencias comprenderá el periodo entre abril 2015 y abril 2019 debido a que los tres primeros meses fueron utilizados para estimar el mapa de calor. La inclusión de estas observaciones crearía un problema de endogeneidad en las estimaciones propuestas. Es así que, finalmente, se tiene una base panel de 142,829,053 observaciones que corresponden a los precios de 24,483 productos farmacéuticos en 5,040 farmacias durante 49 meses.

Figura 6.1: Índice de precios estándar por mes

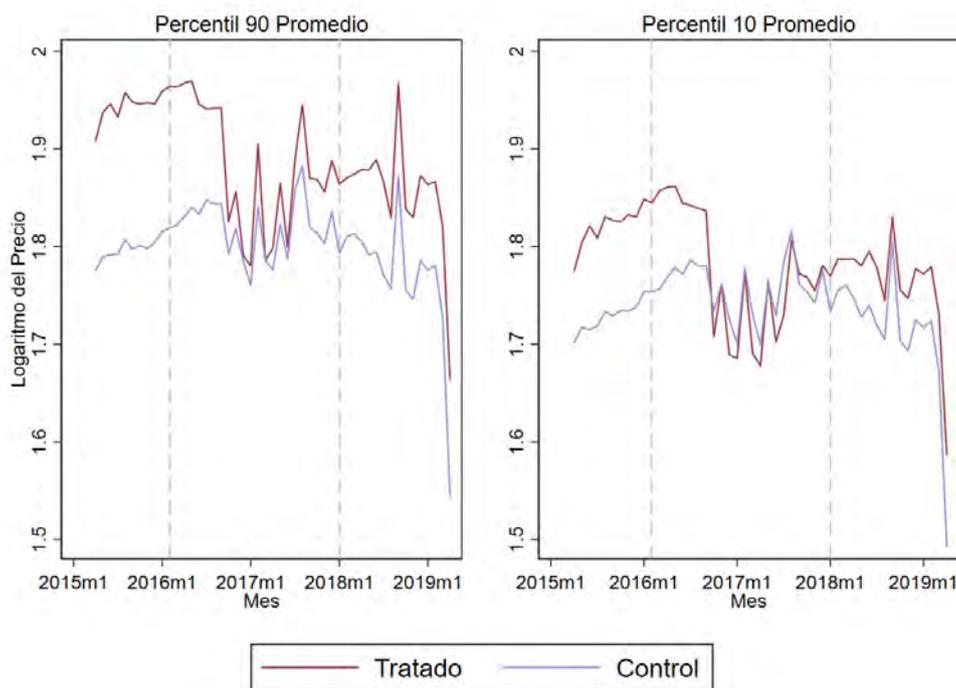


Fuente: DIGEMID. Elaboración propia.

En la Figura 6.1 se distingue el movimiento de la serie de nivel de precios de los medicamentos según si el establecimiento pertenece o no a una de las empresas fusionadas y si está asignado al grupo de tratamiento o de control de la fusión InRetail-Quicorp. Las líneas discontinuas verticales identifican la primera fusión Quicorp-Albis y la segunda fusión InRetail-Quicorp. El nivel de precios de los establecimientos involucrados en la segunda fusión, indistintamente de si pertenecen al grupo asignado como tratado o control, mantiene la misma tendencia en el período del ámbito del estudio. En cambio, se observa un incremento

exponencial en los precios de los establecimientos asignados como tratados que no son parte de la transacción. A pesar de que la variación ocurre antes del anuncio de la fusión, las series mantenían una tendencia común antes del quiebre en la serie. Esto permite sostener la viabilidad de implementar el modelo de diferencias en diferencias para el presente caso.

Figura 6.2: Momentos de la distribución del logaritmo de los precios por mes



Fuente: DIGEMID. Elaboración propia.

En la Figura 6.2 se presentan las series de dos momentos del logaritmo del precio, el percentil 90 y el percentil 10, según si los mercados fueron afectados o no a la fusión InRetail-Quicorp. Se observa que ambas series varían alrededor de los anuncios de la fusión objetivo del análisis, así como de la primera fusión. Antes de la primera fusión, ambos momentos siguen una tendencia común clara y ocurre que las series de los mercados identificados como tratados son siempre mayores a los de los asignados como control. La fusión Quicorp-Albis ocasionó que el nivel de ambas series de los mercados afectados disminuya convergiendo al nivel de los mercados control. Luego de la segunda fusión, el nivel de los momentos del logaritmo del precio tiene una trayectoria descendente tanto para los mercados afectados como para los que no, pero se identifica que los valores para el tratamiento y control divergen en el tiempo. Entonces, la fusión InRetail-Quicorp generó que el nivel de precios disminuya en el promedio pero permitió que los establecimientos de la firma fusión impongan precios más altos que los demás.

La Tabla 6.1 muestra las estadísticas descriptivas de las variables utilizadas en las regresiones realizadas en el nivel del logaritmo del precio y la Tabla 6.2, en las regresiones realizadas en el nivel de los momentos del logaritmo del precio.

Tabla 6.1: Estadísticas descriptivas: Logaritmo del precio

Variable	Media	Des.Est.	Mín.	Máx.
Log Precio Unitario	1.84	1.65	-4.61	11.16
Post F1	0.82		0.00	1.00
Post F2	0.31		0.00	1.00
Afectado F1	0.44		0.00	1.00
Afectado F2	0.74		0.00	1.00
Firma No Fusión 1	0.63		0.00	1.00
Firma No Fusión 2	0.35		0.00	1.00
Post \times Afectado F1	0.36		0.00	1.00
Post \times Afectado F2	0.22		0.00	1.00
Afectado F1 \times Firma No Fusión	0.23		0.00	1.00
Afectado F2 \times Firma No Fusión	0.20		0.00	1.00
Post F1 \times Firma No Fusión	0.50		0.00	1.00
Post F2 \times Firma No Fusión	0.11		0.00	1.00
Post \times Afectado F1 \times Firma No Fusión	0.19		0.00	1.00
Post \times Afectado F2 \times Firma No Fusión	0.06		0.00	1.00

Nota: La tabla reporta estadísticas descriptivas de las variables utilizadas en las regresiones en el nivel medicamento específico-establecimiento-mes.

6.2 Estimación general

La columna 1 y la columna 2 de la Tabla 6.3 reportan la estimación del modelo 5.1 cuando se incluyen efectos fijos al nivel de mercado local y al nivel de establecimiento farmacéutico, respectivamente. El modelo 5.1 asume que únicamente la segunda fusión (F2) fue relevante en la estructura de mercado del sector de venta retail de medicamentos. La columna 3 y la columna 4 de la Tabla 6.3 reportan los resultados de estimar el modelo 5.2 que añade en la regresión la variable de interacción que captura el efecto de la primera fusión (F1). Ambas columnas también se diferencian por el nivel de los efectos fijos de locación.

Los coeficientes asociados a la variable de interacción correspondiente a la segunda fusión no son estadísticamente diferentes de cero en las columnas 1, 3 y 4. A pesar de esto, observamos en la columna 2 que el coeficiente asociado a la interacción implica que la fusión ocasionó una reducción en 2.0% en el nivel de precios significativamente diferente de cero al 10%. Los

Tabla 6.2: Estadísticas descriptivas: Momentos del logaritmo del precio

Variable	Media	Des.Est.	Mín.	Máx.
Precio Máximo	1.85	1.63	-4.61	11.16
Percentil 90 del Precio	1.85	1.63	-4.61	11.16
Precio Mediano	1.80	1.64	-4.61	10.93
Dispersión del Precio				
Rango Intercuartil	0.07	0.21	0.00	11.31
Dispersión del Precio				
Rango Percentil 90-10	0.09	0.25	0.00	11.31
Percentil 10 del Precio	1.76	1.65	-4.61	10.93
Precio Mínimo	1.76	1.65	-4.61	10.93
Post F1	0.80		0.00	1.00
Post F2	0.32		0.00	1.00
Afectado F1	0.27		0.00	1.00
Afectado F2	0.58		0.00	1.00
Post × Afectado F1	0.21		0.00	1.00
Post × Afectado F2	0.18		0.00	1.00

Nota: La tabla reporta estadísticas descriptivas de las variables utilizadas en las regresiones en el nivel medicamento específico-mercado local-mes.

Tabla 6.3: Efecto en precios

Variable Dependiente: $\ln P_{ijmt}$				
	(1)	(2)	(3)	(4)
Post × Afectado F1			-0.004 (0.003)	-0.003 (0.003)
Post × Afectado F2	0.000 (0.002)	-0.002* (0.001)	0.001 (0.002)	-0.002 (0.001)
EF Mercado Local	Sí	No	Sí	No
EF Establecimiento	No	Sí	No	Sí
EF Producto	Sí	Sí	Sí	Sí
EF Año-Mes	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	142,430,159	142,430,082	142,430,159	142,430,082
R ²	0.975	0.976	0.975	0.976

Nota: Errores estándar robustos entre paréntesis. Errores estándar clusterizados a nivel mercado local. * denota significancia al 10%, ** denota significancia al 5% y *** denota significancia al 1%. El número de observaciones es menor al de la base objetivo debido a la eliminación iterativa de *singletons* (Correia, 2015).

resultados obtenidos en la Tabla 6.3 indican que no se produjo un cambio en el nivel de precios de los medicamentos debido a la variación en la estructura de propiedad de los establecimientos de venta retail incluso sugiere que hubo una reducción en precios, lo cual contradice el modelo de [Deneckere y Davidson \(1985\)](#) e invalidando la hipótesis propuesta en la investigación.

Los coeficientes que capturan el efecto de la primera fusión son insignificantes en las dos diferentes estimaciones pero el sentido negativo sí corresponde con lo esperado. Dado que la fusión entre Quicorp y Albis generó que la empresa resultante obtenga el suficiente poder de mercado para competir contra InRetail, es coherente observar una disminución de los precios.

Luego, se estiman los modelos 5.3 y 5.4 para identificar la respuesta de los establecimientos que no fueron parte de la fusión. Los coeficientes asociados a la estimación de estos modelos se reportan en la Tabla 6.4. La columna 1 y la columna 3 incluyen efectos fijos al nivel de mercado local mientras que la columna 2 y la columna 4 reportan la estimación de los modelos incluyendo efectos fijos al nivel de establecimiento.

Tabla 6.4: Efecto en precios: Firmas fusión vs. firmas no fusión

Variable Dependiente: $\ln P_{ijmt}$				
	(1)	(2)	(3)	(4)
Post × Afectado F1			0.08*	0.010**
× Firma No Fusión			(0.004)	(0.004)
Post × Afectado F1			-0.002	-0.005***
			(0.003)	(0.001)
Afectado F1			-0.025***	-
× Firma No Fusión			(0.004)	
Post F1			0.039***	0.024***
× Firma No Fusión			(0.003)	(0.002)
Post × Afectado F2	-0.059***	-0.010***	-0.053***	-0.012***
× Firma No Fusión	(0.006)	(0.003)	(0.005)	(0.003)
Post × Afectado F2	0.030***	0.002**	0.026***	0.002***
	(0.003)	(0.001)	(0.003)	(0.001)
Afectado F2	0.068***	-	0.059***	-
× Firma No Fusión	(0.004)		(0.004)	
Post F2	0.058***	0.003*	0.045***	0.001
× Firma No Fusión	(0.005)	(0.002)	(0.005)	(0.002)
EF Mercado Local	Sí	No	Sí	No
EF Establecimiento	No	Sí	No	Sí
EF Producto	Sí	Sí	Sí	Sí
EF Año-Mes	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	142,430,159	142,430,159	142,430,159	142,430,159
R ²	0.975	0.976	0.975	0.976

Nota: Errores estándar robustos entre paréntesis. Errores estándar clusterizados a nivel mercado local. * denota significancia al 10%, ** denota significancia al 5% y *** denota significancia al 1%. El número de observaciones es menor al de la base objetivo debido a la eliminación iterativa de *singletons* ([Correia, 2015](#)).

La columna 1 muestra que el nivel de precios aumentó en 3.0% respecto a la media en los establecimientos que pertenecen a los mercados en que cambió la estructura de competencia. Se observa que el precio de venta es 5.9% menor en los establecimientos que no fueron parte de la fusión respecto a los establecimientos de las cadenas operadas por InRetail. También se puede ver que los precios de los establecimientos no fusión eran 6.8% más altos en los mercados asignados al tratamiento de la segunda fusión y que aumentaron en 5.8% luego del anuncio de esta. Todos estos resultados son significativos al 1%.

Al incluir los efectos fijos al nivel de establecimiento, la estimación del modelo 5.3 reporta el mismo sentido de los coeficientes pero en una menor magnitud. Se puede observar en la columna 2 que la variación en precios es del 0.2% respecto a la media mientras que los establecimientos no fusión fijaron precios 1.0% menores. También se puede identificar que los precios de los establecimientos no fusión eran 0.03% mayores en los mercados afectados que en los otros mercados.

En la columna 3, incluyendo como relevante en la estructura de mercado el efecto de la primera fusión, se estima que el efecto de la segunda fusión generó un aumento en 2.6% de los precios y que este fue 5.3% menor en los establecimientos no fusión. La mejor respuesta de estos establecimientos fue aumentar en 4.5% luego del anuncio de la fusión. Además, se observa que los precios de estos establecimientos es 5.9% mayor en los mercados afectados.

En cuanto al efecto de la primera fusión, se observa que el coeficiente de la doble diferencia no es significativo aunque el sentido del mismo indicaría una reducción en precios. La reacción específica de los establecimientos no fusión fue en aumentar los precios en 0.8% más que los involucrados en la fusión. Además, estas firmas presentaban precios menores en 2.5% en los mercados afectados y aumentaron los precios en 3.9% luego del anuncio de la transacción.

En la columna 4, todos los coeficientes tienen el mismo sentido que la estimación anterior pero presentan una menor intensidad. Observamos que el coeficiente de doble diferencia de la segunda fusión muestra que se generó un aumento de 0.2%. Este cambio en el nivel de precios fue 1.2% menos en los establecimientos no fusión. También se indica un incremento general de los precios de las firmas no fusión respecto a la estructura anterior del mercado, aunque este cambio es no significativo.

Respecto a la primera fusión, se estima que este generó una reducción en 0.5% del nivel de precios mientras que la reacción de las firmas no fusión fue aumentar en 0.1% respecto a las

otras. Además, se observa un incremento general de 2.4 % del nivel de precio de los establecimientos no fusión luego de la fusión.

Los resultados encontrados en la Tabla 6.4 son consistentes con las predicciones teóricas. El aumento de poder de mercado de la firma resultante de una fusión induce que la mejor respuesta de las firmas rivales sea establecer precios parecidos. Además, el poder de mercado de la firma fusionada le permite cobrar significativamente más por el mismo producto respecto a sus rivales. El encontrar un efecto sobre la respuesta de las firmas rivales pero no sobre el equilibrio de mercado indicaría la existencia de efectos de coordinación. La firma fusionada ha logrado tanta concentración de mercado que le permite inducir a un equilibrio colusivo.

De tal manera, se realiza el análisis respecto a los momentos de la distribución para poder identificar si hubo un cambio significativo en la estructura del mercado. Se estiman los modelos 5.5 y 5.6 y los resultados se reportan en la columna 1 y columna 2 de la Tabla 6.5, respectivamente.

Ambas columnas muestran que la segunda fusión indujo a una reducción del límite superior de la distribución del precio de los medicamentos. Tanto para el precio máximo como para el percentil 90, se reporta una reducción de entre el 0.4 % y el 0.9 % del indicador. Para el caso del límite inferior, los coeficientes asociados al precio mínimo y al percentil 10 presentan un aumento entre 0.8 % y 0.9 % en ambas especificaciones. Estos resultados también se observan en los indicadores de dispersión. Se encuentra una reducción significativa de entre el 0.7 % y 1.6 %. Además, coherentemente con los resultados de la Tabla 6.3, no se encuentra un efecto en la tendencia central de la distribución aunque el sentido positivo del coeficiente es ilustrativo.

Estos resultados son diferentes al efecto encontrado de la primera fusión sobre la distribución del precio. Se puede observar en la columna 2 que los índices de límite superior también reportan una reducción significativa pero los coeficientes asociados al límite inferior son no significativos. También se ve que se reduce la mediana del precio en 1.3 % y que la dispersión disminuye entre 2.8 % y 3.1 %.

Los resultados asociados a la primera fusión son consistentes con la teoría. Una fusión que genera mayor competencia dado un aumento del poder de mercado de una de las firmas participantes en un mercado oligopólico que compite en precios propicia una reducción de los precios de equilibrio Nash-Bertrand. Los resultados asociados a la fusión InRetail-Quicorp sostienen que la mayor concentración en el mercado de venta retail de productos farmacéuticos ha generado un cambio en los límites de la distribución de precios.

Tabla 6.5: Efecto en los momentos de la distribución del logaritmo del precio

Variable Dependiente		(1)	(2)
Precio Máximo	Post × Afectado F1		-0.025*** (0.005)
	Post × Afectado F2	-0.009** (0.003)	-0.005** (0.003)
	R ²	0.966	0.966
Percentil 90 del Precio	Post × Afectado F1		-0.026*** (0.005)
	Post × Afectado F2	-0.008** (0.003)	-0.004* (0.003)
	R ²	0.967	0.967
Mediana del Precio	Post × Afectado F1		-0.013*** (0.003)
	Post × Afectado F2	0.001 (0.002)	0.003 (0.002)
	R ²	0.975	0.975
Dispersión del Precio Rango Intercuartil	Post × Afectado F1		-0.028*** (0.003)
	Post × Afectado F2	-0.011*** (0.002)	-0.007*** (0.002)
	R ²	0.142	0.142
Dispersión del Precio Rango Percentil 90-10	Post × Afectado F1		-0.031*** (0.004)
	Post × Afectado F2	-0.016*** (0.003)	-0.012*** (0.002)
	R ²	0.186	0.186
Percentil 10 del Precio	Post × Afectado F1		0.005* (0.003)
	Post × Afectado F2	0.009*** (0.002)	0.008*** (0.002)
	R ²	0.974	0.974
Precio Mínimo	Post × Afectado F1		0.005 (0.003)
	Post × Afectado F2	0.009*** (0.002)	0.009*** (0.002)
	R ²	0.974	0.974
EF Mercado Local		Sí	Sí
EF Producto		Sí	Sí
EF Año-Mes		Sí	Sí
Observaciones		57,192,698	57,192,698

Nota: Errores estándar robustos entre paréntesis. Errores estándar clusterizados a nivel mercado local. * denota significancia al 10%, ** denota significancia al 5% y *** denota significancia al 1%. El número de observaciones es menor al de la base objetivo debido a la eliminación iterativa de *singletons* (Correia, 2015).

6.3 Estimación sobre submuestra de compuestos farmacéuticos seleccionados

Se volvieron a estimar todos los modelos especificados en la sección anterior pero para una submuestra que incluye únicamente a los medicamentos que contienen los compuestos químicos seleccionados que son reportados en la Tabla 5.1.

La Tabla 6.6 reporta la estimación de los modelos 5.1 y 5.2. En la columna 1 y 3 podemos observar que ha ocurrido un incremento promedio de 0.6% en el nivel de precios al 5%. A pesar de esto, las columnas 2 y 4 no reportan resultados concluyentes pero el sentido del coeficiente sostiene que la fusión entre InRetail y Quicorp ocasionó un aumento en el nivel de precios de los medicamentos seleccionados. Este resultado es consistente con lo expuesto en la hipótesis.

Tabla 6.6: Efecto en precios de los compuestos farmacéuticos seleccionados

Variable Dependiente: $\ln P_{ijmt}$				
	(1)	(2)	(3)	(4)
Post × Afectado F1			0.001 (0.005)	0.001 (0.004)
Post × Afectado F2	0.006** (0.003)	0.002 (0.002)	0.006** (0.003)	0.002 (0.002)
EF Mercado Local	Sí	No	Sí	No
EF Establecimiento	No	Sí	No	Sí
EF Producto	Sí	Sí	Sí	Sí
EF Año-Mes	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	8,968,421	8,968,382	8,968,421	8,968,382
R ²	0.979	0.982	0.979	0.982

Nota: Errores estándar robustos entre paréntesis. Errores estándar clusterizados a nivel mercado local. * denota significancia al 10%, ** denota significancia al 5% y *** denota significancia al 1%. El número de observaciones es menor al de la base objetivo debido a la eliminación iterativa de *singletons* (Correia, 2015).

La Tabla 6.7 reporta los resultados de la estimación de los modelos 5.3 y 5.4 que identifica la respuesta de las firmas no fusión. En la columna 1 vemos que la estimación del modelo 5.3 indica que el efecto general de la fusión fue el incremento en 8.8% del nivel de precios, 5.8 puntos porcentuales por encima de la estimación respecto a la base general. Se encuentra que el incremento fue 15.4% menor en los establecimientos no fusión. Además, se identifica que, en los mercados definidos como tratados, las firmas no fusión presentan precios 15.7% mayores que en los mercados control. Por último, se observa que el nivel de precios de las farmacias no fusión aumentó en 11.5% luego del anuncio de la fusión.

La columna 2 presenta los resultados de la estimación del modelo 5.3 con la inclusión de efectos fijos a nivel de establecimiento que controla por las características particulares de la operación. Bajo esta especificación se encuentra que la fusión generó un aumento de 0.4%

en el nivel de precios. Se ve también que los establecimientos no fusión reaccionaron fijando precios 2.5 % menores que los de la cadena líder y que redujeron su precio en 2.1 % luego del anuncio de la fusión. Que el último coeficiente sea negativo indica la existencia de una mejora en la eficiencia operativa del mercado.

Tabla 6.7: Efecto en precios de los compuestos farmacéuticos seleccionados: Firms fusión vs. firmas no fusión

Variable Dependiente: $\ln P_{ijmt}$				
	(1)	(2)	(3)	(4)
Post × Afectado F1			-0.031***	0.005
× Firma No Fusión			(0.007)	(0.006)
Post × Afectado F1			0.028***	-0.003***
			(0.006)	(0.001)
Afectado F1			-0.005	-
× Firma No Fusión			(0.006)	
Post F1			0.042***	-0.004
× Firma No Fusión			(0.006)	(0.003)
Post × Afectado F2	-0.154***	-0.025***	-0.143***	-0.026***
× Firma No Fusión	(0.010)	(0.005)	(0.010)	(0.005)
Post × Afectado F2	0.088***	0.004***	0.081***	0.004***
	(0.006)	(0.001)	(0.006)	(0.001)
Afectado F2	0.157***	-	0.149***	-
× Firma No Fusión	(0.006)		(0.007)	
Post F2	0.115***	-0.021***	0.099***	-0.021***
× Firma No Fusión	(0.008)	(0.003)	(0.008)	(0.003)
EF Mercado Local	Sí	No	Sí	No
EF Establecimiento	No	Sí	No	Sí
EF Producto	Sí	Sí	Sí	Sí
EF Año-Mes	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	8,968,421	8,968,382	8,968,421	8,968,382
R ²	0.980	0.982	0.980	0.982

Nota: Errores estándar robustos entre paréntesis. Errores estándar clusterizados a nivel mercado local. * denota significancia al 10%, ** denota significancia al 5% y *** denota significancia al 1%. El número de observaciones es menor al de la base objetivo debido a la eliminación iterativa de *singletons* (Correia, 2015).

La columna 3 reporta los resultados de estimar el modelo 5.4, que incluye el efecto de la primera fusión. Observamos que los coeficientes asociados a la segunda fusión son bastante parecidos a los reportados en la columna 1. El efecto general de la segunda fusión sobre el precio de los medicamentos seleccionados es de 8.1 %. La reacción de los establecimientos no fusión fue de establecer precios 14.3 % menores a los de la cadena fusionada. Además, estos establecimientos tenían precios 14.9 % más altos en los mercados afectados e incrementaron el precio de venta de los medicamentos en 9.9 % luego del anuncio de la fusión.

Se observa, en cambio, que la primera fusión ocasionó un aumento en 2.8 % respecto a la

media. Los establecimientos independientes a la transacción fijaron precios 3.1 % menores que Quicorp-Albis. Asimismo, los establecimientos independientes incrementaron en 4.2 % el nivel de precios luego del anuncio de la primera fusión y presentaban precios 0.5 % menores en los mercados donde cambió la estructura de propiedad, aunque este coeficiente no es significativo.

En la columna 4 se ve que el efecto general de la segunda fusión sobre el nivel de precios fue un incremento de 0.4 %. La reacción de las firmas no fusión fue establecer precios 2.6 % menores a los de la cadena fusionada. Adicionalmente, se observa que los precios se redujeron 2.1 % en estos establecimientos. Respecto a la primera fusión, se observa que en promedio se redujeron los precios en 0.3 %. Los otros coeficientes asociados a la reacción específica de los establecimientos no fusión son no significativos.

Finalmente, la Tabla 6.8 reporta los coeficientes estimados de los modelos que evalúan los momentos del logaritmo del precio para los medicamentos seleccionados. La columna 1 reporta la estimación del modelo 5.5 mientras que la columna 2, del modelo 5.6. Respecto a la fusión entre InRetail y Quicorp, se observa en los índices del límite superior que hubo una reducción entre 0.4 % y 0.9 %, aunque los resultados no son concluyentes debido a que dos de los cuatro coeficientes no son significativamente diferentes de cero. A pesar de esto, se encuentra un aumento entre 1.8 % y 2.1 % en los índices que capturan el límite superior con significancia al 1 % en los cuatro coeficientes. En la estimación sobre la submuestra seleccionada sí se encuentra una variación significativa en la tendencia central dado que la mediana del precio aumentó significativamente hasta en 1.0 %. También se encuentra una variación significativa en la dispersión de la distribución, reduciéndose en entre 1.3 % y 2.8 % según la especificación establecida.

Respecto a la fusión Quicorp-Albis, se encuentra que el límite superior disminuyó en 2.5 % evaluando el precio máximo y en 2.6 % evaluando el percentil 90. La tendencia central presentó una reducción en 1.3 % y la dispersión de la distribución presentó una disminución de 2.8 % cuando se analiza el rango intercuartil y de 3.1 % en el resultado sobre el rango percentil 90-10. Todos estos coeficientes son significativos al 1 %. En cambio, los resultados respecto al límite inferior no son significativos.

6.4 Sensibilidad a la definición de mercado local

Se realizó una prueba de robustez para probar que los resultados no son sensibles a la definición de área de competencia relevante. Para ello se estimaron los modelos 5.5 y 5.6 utilizando la base general y la submuestra de medicamentos seleccionados variando el parámetro de radio de relevancia de los mercados. Se utilizaron siete definiciones de radio: a) 0.0005°, aproxima-

Tabla 6.8: Efecto en los momentos de la distribución del logaritmo de los precios de los compuestos farmacéuticos seleccionados

Variable Dependiente		(1)	(2)
Precio Máximo	Post × Afectado F1		-0.034*** (0.007)
	Post × Afectado F2	-0.009** (0.004)	-0.005 (0.004)
	R ²	0.972	0.972
Percentil 90 del Precio	Post × Afectado F1		-0.034*** (0.007)
	Post × Afectado F2	-0.008* (0.004)	-0.004 (0.004)
	R ²	0.973	0.973
Mediana del Precio	Post × Afectado F1		-0.010** (0.004)
	Post × Afectado F2	0.009*** (0.003)	0.010*** (0.003)
	R ²	0.980	0.980
Dispersión del Precio Rango Intercuartil	Post × Afectado F1		-0.040*** (0.005)
	Post × Afectado F2	-0.018*** (0.003)	-0.013*** (0.003)
	R ²	0.210	0.211
Dispersión del Precio Rango Percentil 90-10	Post × Afectado F1		-0.052*** (0.006)
	Post × Afectado F2	-0.028*** (0.004)	-0.022*** (0.004)
	R ²	0.270	0.271
Percentil 10 del Precio	Post × Afectado F1		0.018*** (0.004)
	Post × Afectado F2	0.020*** (0.004)	0.018*** (0.004)
	R ²	0.979	0.979
Precio Mínimo	Post × Afectado F1		0.018*** (0.004)
	Post × Afectado F2	0.021*** (0.004)	0.019*** (0.003)
	R ²	0.979	0.979
EF Mercado Local		Sí	Sí
EF Producto		Sí	Sí
EF Año-Mes		Sí	Sí
Observaciones		3,551,973	3,551,973

Nota: Errores estándar robustos entre paréntesis. Errores estándar clusterizados a nivel mercado local. * denota significancia al 10%, ** denota significancia al 5% y *** denota significancia al 1%. El número de observaciones es menor al de la base objetivo debido a la eliminación iterativa de *singletons* (Correia, 2015).

damente 50 metros; b) 0.001° , aproximadamente 100 metros; c) 0.003° , aproximadamente 300 metros; d) 0.005° , aproximadamente 500 metros y el parámetro utilizado a lo largo de la investigación; e) 0.01° , aproximadamente un kilómetro; f) 0.03° , aproximadamente tres kilómetros; y, g) 0.05° , aproximadamente cinco kilómetros.

En la Tabla 6.9 se reporta las estimaciones de la variación del límite superior con las diferentes iteraciones del parámetro de radio. Utilizando la base general, el precio máximo de la distribución siempre reporta una reducción producto de la fusión InRetail-Quicorp. Los valores de las estimaciones punto señalan que el efecto de la fusión fue una disminución de entre 0.03 % y 5.4 %. En el caso del percentil 90 del precio, el sentido de los coeficientes también es siempre negativo e indica una reducción de entre 0.03 % y 2.6 %. En las regresiones de los modelos utilizando la submuestra seleccionada, los coeficientes significativos también reportan siempre una disminución del límite superior.

La Tabla 6.10 muestra los resultados sobre la tendencia central. Respecto a la base general, la mayoría de los coeficientes que corresponden a la interacción de la segunda fusión no son significativos. A pesar de esto, en la estimación bajo mercados locales con radio de tres y cinco kilómetros se encuentran coeficientes negativos significativos al 5 %. Las estimaciones respecto a la submuestra seleccionada presentan una prevalencia de coeficientes positivos significativos indicando un incremento en el nivel central de los precios.

Los coeficientes asociados a las diferentes estimaciones del límite inferior se reportan en la Tabla 6.12. Al igual que en la especificación principal de mercado local, todos los coeficientes significativos asociados a la segunda fusión reportan un aumento. Se puede observar que, utilizando la base general, las estimaciones indican un incremento de entre 1.6 % y 2.8 % del percentil 10 del precio y de entre 0.6 % y 0.7 % del precio mínimo. Al utilizar la submuestra seleccionada, las variaciones positivas del percentil 10 y del precio mínimo oscilan entre el 1.4 % y el 2.2 %.

Finalmente, los resultados respecto a la dispersión de la distribución son reportados en la Tabla 6.11. Se puede observar que en todas las especificaciones posibles, tanto en la regresión respecto a la base general y a la submuestra de medicamentos seleccionados, los coeficientes significativos asociados a la fusión InRetail-Quicorp indican que esta provocó una reducción.

Tabla 6.9: Efecto sobre el límite superior de la distribución del logaritmo del precio - Iteración parámetro de radio

Estimaciones sobre base general Variable Dependiente: Precio Máximo		r=0.0005°		r=0.001°		r=0.003°		r=0.005°		r=0.01°		r=0.03°		r=0.05°	
		(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Post × Afectado F1	-0.031*** (0.005)	-0.029*** (0.004)	-0.022*** (0.004)	-0.025*** (0.005)	-0.015*** (0.004)	-0.023*** (0.006)	-0.058*** (0.017)	-0.095*** (0.021)							
Post × Afectado F2	-0.004*** (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.010*** (0.002)	-0.009*** (0.003)	-0.005** (0.003)	-0.011*** (0.004)	-0.038*** (0.006)	-0.054*** (0.011)							
R ²	0.974	0.973	0.969	0.966	0.966	0.959	0.939	0.920							
Variable Dependiente: Percentil 90 del Precio		r=0.0005°		r=0.001°		r=0.003°		r=0.005°		r=0.01°		r=0.03°		r=0.05°	
		(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Post × Afectado F1	-0.031*** (0.005)	-0.029*** (0.004)	-0.023*** (0.004)	-0.026*** (0.005)	-0.011*** (0.004)	-0.025*** (0.006)	-0.045*** (0.014)	-0.066*** (0.014)							
Post × Afectado F2	-0.004*** (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.010*** (0.002)	-0.008*** (0.003)	-0.004* (0.003)	-0.007** (0.004)	-0.032*** (0.005)	-0.026** (0.010)							
R ²	0.974	0.973	0.970	0.967	0.967	0.962	0.957	0.954							
Estimaciones sobre submuestra de medicamentos seleccionados Variable Dependiente: Precio Máximo		r=0.0005°		r=0.001°		r=0.003°		r=0.005°		r=0.01°		r=0.03°		r=0.05°	
		(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Post × Afectado F1	-0.029*** (0.009)	-0.030*** (0.007)	-0.024*** (0.007)	-0.034*** (0.007)	-0.025*** (0.009)	-0.075*** (0.025)	-0.126*** (0.021)								
Post × Afectado F2	0.001 (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.012*** (0.004)	-0.009*** (0.004)	-0.020*** (0.006)	-0.069*** (0.013)	-0.080*** (0.023)	-0.049** (0.022)							
R ²	0.98	0.978	0.975	0.972	0.965	0.946	0.928	0.929							
Variable Dependiente: Percentil 90 del Precio		r=0.0005°		r=0.001°		r=0.003°		r=0.005°		r=0.01°		r=0.03°		r=0.05°	
		(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Post × Afectado F1	-0.029*** (0.009)	-0.030*** (0.007)	-0.025*** (0.007)	-0.034*** (0.007)	-0.010** (0.008)	-0.053** (0.020)	-0.083*** (0.018)								
Post × Afectado F2	0.001 (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.012*** (0.004)	-0.008* (0.004)	-0.014** (0.006)	-0.046*** (0.011)	-0.047** (0.017)	-0.026 (0.018)							
R ²	0.98	0.978	0.975	0.973	0.969	0.965	0.963	0.963							

Nota: Errores estándar robustos entre paréntesis. Errores estándar clusterizados a nivel mercado local. * denota significancia al 10%, ** denota significancia al 5% y *** denota significancia al 1%. El número de observaciones es menor al de la base objetivo debido a la eliminación iterativa de *singletons* (Correia, 2015).

Tabla 6.10: Efecto sobre la tendencia central de la distribución del logaritmo del precio - Iteración parámetro de radio

Estimaciones sobre base general		r=0.0005°		r=0.001°		r=0.003°		r=0.005°		r=0.01°		r=0.03°		r=0.05°	
Variable Dependiente: Mediana del Precio		(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Post × Afectado F1	-0.020*** (0.004)	-0.019*** (0.003)	-0.013*** (0.003)	-0.013*** (0.003)	-0.013*** (0.003)	-0.009*** (0.003)	-0.015*** (0.007)	-0.017*** (0.007)	-0.014** (0.007)	-0.018*** (0.007)	-0.018*** (0.007)	-0.018*** (0.007)	-0.018*** (0.007)	-0.018*** (0.007)	-0.018*** (0.007)
Post × Afectado F2	0.002 (0.001)	0.003** (0.001)	0.002* (0.001)	0.001 (0.002)	0.002 (0.002)	0.001 (0.002)	0.003 (0.002)	0.001 (0.002)	0.003 (0.002)	0.001 (0.002)	0.003 (0.002)	0.001 (0.002)	0.003 (0.002)	0.001 (0.002)	0.003 (0.002)
R ²	0.976	0.976	0.976	0.976	0.976	0.976	0.976	0.975	0.975	0.973	0.973	0.970	0.970	0.970	0.970

Estimaciones sobre submuestra de medicamentos seleccionados		r=0.0005°		r=0.001°		r=0.003°		r=0.005°		r=0.01°		r=0.03°		r=0.05°	
Variable Dependiente: Mediana del Precio		(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Post × Afectado F1	-0.010 (0.006)	-0.013** (0.005)	-0.007 (0.005)	-0.010** (0.004)	-0.002 (0.005)	-0.010** (0.004)									
Post × Afectado F2	0.013*** (0.003)	0.013*** (0.003)	0.009*** (0.003)	0.009*** (0.003)	0.004 (0.003)	0.005 (0.003)	0.005 (0.003)	0.009*** (0.003)	0.010*** (0.003)	0.007 (0.005)	0.007 (0.005)	-0.020* (0.012)	-0.020* (0.012)	-0.021** (0.008)	-0.016 (0.011)
R ²	0.981	0.981	0.981	0.981	0.980	0.980	0.980	0.980	0.980	0.978	0.978	0.977	0.977	0.977	0.977

Nota: Errores estándar robustos entre paréntesis. Errores estándar clusterizados a nivel mercado local. * denota significancia al 10%, ** denota significancia al 5% y *** denota significancia al 1%. El número de observaciones es menor al de la base objetivo debido a la eliminación iterativa de *singletons* (Correia, 2015).

Tabla 6.11: Efecto en la dispersión de la distribución del logaritmo del precio - Iteración parámetro de radio

Estimaciones sobre base general		r=0.0005°		r=0.001°		r=0.003°		r=0.005°		r=0.01°		r=0.03°		r=0.05°	
		(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Variable Dependiente: Dispersión del Precio - Rango Intercuartil															
Post × Afectado F1	-0.027*** (0.003)	-0.027*** (0.003)	-0.025*** (0.003)	-0.028*** (0.003)	-0.025*** (0.004)	-0.028*** (0.004)	-0.025*** (0.004)	-0.028*** (0.004)	-0.025*** (0.004)	-0.028*** (0.004)	-0.025*** (0.004)	-0.028*** (0.009)	-0.025*** (0.009)	-0.043*** (0.008)	
Post × Afectado F2	-0.011*** (0.001)	-0.010*** (0.001)	-0.011*** (0.001)	-0.009*** (0.001)	-0.011*** (0.002)	-0.007*** (0.002)	-0.011*** (0.002)	-0.007*** (0.002)	-0.011*** (0.003)	-0.007*** (0.003)	-0.011*** (0.003)	-0.007*** (0.003)	-0.012*** (0.004)	-0.007 (0.005)	0.003 (0.004)
R ²	0.086	0.086	0.090	0.090	0.118	0.118	0.142	0.142	0.167	0.167	0.168	0.203	0.203	0.231	0.231
Variable Dependiente: Dispersión del Precio - Rango Percentil 90-10															
Post × Afectado F1	-0.027*** (0.003)	-0.027*** (0.003)	-0.026*** (0.003)	-0.026*** (0.003)	-0.031*** (0.004)	-0.031*** (0.004)	-0.031*** (0.004)	-0.031*** (0.004)	-0.038*** (0.005)	-0.038*** (0.005)	-0.038*** (0.005)	-0.058*** (0.014)	-0.058*** (0.014)	-0.071*** (0.012)	
Post × Afectado F2	-0.012*** (0.001)	-0.011*** (0.001)	-0.013*** (0.001)	-0.011*** (0.002)	-0.013*** (0.002)	-0.012*** (0.002)	-0.016*** (0.003)	-0.016*** (0.003)	-0.021*** (0.005)	-0.015*** (0.005)	-0.021*** (0.005)	-0.028*** (0.007)	-0.028*** (0.008)	-0.009 (0.006)	0.009 (0.006)
R ²	0.086	0.086	0.100	0.100	0.144	0.144	0.145	0.186	0.231	0.231	0.231	0.280	0.281	0.315	0.316
Estimaciones sobre submuestra de medicamentos seleccionados															
Variable Dependiente: Dispersión del Precio - Rango Intercuartil															
Post × Afectado F1	-0.043*** (0.005)	-0.042*** (0.005)	-0.037*** (0.005)	-0.037*** (0.005)	-0.040*** (0.005)	-0.040*** (0.005)	-0.040*** (0.005)	-0.040*** (0.005)	-0.033*** (0.006)	-0.033*** (0.006)	-0.033*** (0.006)	-0.043*** (0.015)	-0.043*** (0.015)	-0.070*** (0.012)	
Post × Afectado F2	-0.019*** (0.002)	-0.018*** (0.002)	-0.017*** (0.002)	-0.017*** (0.002)	-0.018*** (0.003)	-0.018*** (0.003)	-0.018*** (0.003)	-0.018*** (0.003)	-0.018*** (0.004)	-0.018*** (0.004)	-0.018*** (0.004)	-0.026*** (0.007)	-0.026*** (0.008)	-0.031** (0.011)	-0.013 (0.010)
R ²	0.112	0.113	0.125	0.125	0.171	0.172	0.172	0.210	0.241	0.241	0.242	0.271	0.272	0.274	0.275
Variable Dependiente: Dispersión del precio - Rango Percentil 90-10															
Post × Afectado F1	-0.044*** (0.007)	-0.044*** (0.006)	-0.046*** (0.006)	-0.044*** (0.006)	-0.052*** (0.006)	-0.052*** (0.006)	-0.052*** (0.006)	-0.052*** (0.006)	-0.051*** (0.008)	-0.051*** (0.008)	-0.051*** (0.008)	-0.080*** (0.023)	-0.080*** (0.023)	-0.106*** (0.017)	
Post × Afectado F2	-0.020*** (0.002)	-0.019*** (0.002)	-0.022*** (0.002)	-0.022*** (0.003)	-0.023*** (0.003)	-0.023*** (0.003)	-0.028*** (0.004)	-0.028*** (0.004)	-0.033*** (0.006)	-0.025*** (0.006)	-0.025*** (0.006)	-0.043*** (0.010)	-0.043*** (0.012)	-0.029** (0.013)	-0.003 (0.012)
R ²	0.121	0.122	0.139	0.139	0.208	0.209	0.270	0.270	0.326	0.326	0.326	0.369	0.370	0.376	0.378

Nota: Errores estándar robustos entre paréntesis. Errores estándar clusterizados a nivel mercado local. * denota significancia al 10%, ** denota significancia al 5% y *** denota significancia al 1%. El número de observaciones es menor al de la base objetivo debido a la eliminación iterativa de *singletons* (Correia, 2015).

Tabla 6.12: Efecto en el límite inferior de la distribución del logaritmo del precio - Iteración parámetro de radio

Estimaciones sobre base general Variable Dependiente: Percentil 10 del Precio		r=0.0005°		r=0.001°		r=0.003°		r=0.005°		r=0.01°		r=0.03°		r=0.05°	
		(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Post × Afectado F1	-0.004 (0.003)	0.015*** (0.004)	0.020*** (0.004)	0.005* (0.003)	0.013*** (0.003)	0.005** (0.003)	0.010*** (0.004)	0.008*** (0.003)	0.013*** (0.006)	0.008*** (0.003)	0.013*** (0.003)	0.008*** (0.003)	0.013*** (0.006)	0.005 (0.012)	0.005 (0.012)
Post × Afectado F2	0.007*** (0.001)	0.019*** (0.003)	0.016*** (0.003)	0.009*** (0.002)	0.014*** (0.003)	0.008*** (0.002)	0.010*** (0.004)	0.008*** (0.004)	0.010*** (0.004)	0.008*** (0.004)	0.010*** (0.004)	0.008*** (0.010)	0.010*** (0.010)	-0.016* (0.009)	-0.017 (0.010)
R ²	0.976	0.980	0.979	0.974	0.979	0.974	0.974	0.974	0.974	0.971	0.971	0.966	0.966	0.965	0.965
Variable Dependiente: Precio Mínimo		r=0.0005°		r=0.001°		r=0.003°		r=0.005°		r=0.01°		r=0.03°		r=0.05°	
		(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Post × Afectado F1	-0.004 (0.003)	-0.002 (0.003)	0.003 (0.003)	0.005 (0.003)	0.010*** (0.003)	0.005 (0.003)	0.010*** (0.003)	0.005 (0.003)	0.010*** (0.003)	0.010*** (0.003)	0.012 (0.008)	0.012 (0.008)	0.012 (0.008)	0.009 (0.013)	0.009 (0.013)
Post × Afectado F2	0.007*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.009*** (0.002)	0.006*** (0.002)	0.009*** (0.002)	0.009*** (0.002)	0.009*** (0.002)	0.012*** (0.004)	0.012*** (0.004)	0.004 (0.012)	0.004 (0.012)	0.001 (0.012)	-0.006 (0.012)	-0.006 (0.012)
R ²	0.976	0.976	0.975	0.974	0.975	0.974	0.974	0.974	0.97	0.97	0.957	0.957	0.957	0.944	0.944
Estimaciones sobre submuestra de medicamentos seleccionados		r=0.0005°		r=0.001°		r=0.003°		r=0.005°		r=0.01°		r=0.03°		r=0.05°	
		(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Post × Afectado F1	0.015*** (0.004)	0.026*** (0.003)	0.020*** (0.004)	0.018*** (0.004)	0.026*** (0.003)	0.018*** (0.004)	0.026*** (0.003)	0.018*** (0.004)	0.026*** (0.003)	0.026*** (0.003)	0.028*** (0.008)	0.028*** (0.008)	0.023 (0.015)	0.023 (0.015)	
Post × Afectado F2	0.022*** (0.002)	0.021*** (0.006)	0.019*** (0.003)	0.020*** (0.004)	0.016*** (0.003)	0.018*** (0.004)	0.018*** (0.004)	0.019*** (0.004)	0.019*** (0.006)	0.019*** (0.006)	-0.003 (0.016)	-0.003 (0.016)	-0.018 (0.013)	-0.024 (0.013)	
R ²	0.981	0.977	0.979	0.979	0.979	0.979	0.979	0.979	0.977	0.977	0.975	0.975	0.974	0.974	
Variable Dependiente: Precio Mínimo		r=0.0005°		r=0.001°		r=0.003°		r=0.005°		r=0.01°		r=0.03°		r=0.05°	
		(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Post × Afectado F1	0.015*** (0.004)	0.015*** (0.004)	0.020*** (0.004)	0.018*** (0.004)	0.024*** (0.004)	0.018*** (0.004)	0.024*** (0.004)	0.018*** (0.004)	0.024*** (0.004)	0.024*** (0.004)	0.031*** (0.010)	0.031*** (0.010)	0.028 (0.020)	0.028 (0.020)	
Post × Afectado F2	0.022*** (0.002)	0.021*** (0.003)	0.019*** (0.003)	0.021*** (0.003)	0.016*** (0.003)	0.019*** (0.003)	0.019*** (0.003)	0.020*** (0.004)	0.017*** (0.006)	0.017*** (0.006)	0.003 (0.016)	0.003 (0.016)	-0.006 (0.010)	-0.013 (0.013)	
R ²	0.981	0.980	0.979	0.979	0.979	0.979	0.979	0.979	0.976	0.976	0.969	0.969	0.961	0.961	

Nota: Errores estándar robustos entre paréntesis. Errores estándar clusterizados a nivel mercado local. * denota significancia al 10%, ** denota significancia al 5% y *** denota significancia al 1%. El número de observaciones es menor al de la base objetivo debido a la eliminación iterativa de *singletons* (Correia, 2015).

Capítulo 7

Conclusiones

En promedio no hubo una variación significativa del nivel de precios debido a la fusión entre InRetail y Quicorp. Al analizar la reacción de los establecimientos no fusión se encuentra que su estrategia de fijación de precios converge al nivel de precios de la firma fusionada pero los precios se mantienen significativamente menores. Sí se encuentran resultados concluyentes en la estimación del efecto de la fusión en los momentos de la distribución de precios: la dispersión de la distribución se contrae debido a que los productos más caros han bajado su precio y los productos más baratos se han encarecido.

Al estimar los modelos respecto a la submuestra de medicamentos seleccionados, los coeficientes de la estimación punto sobre el promedio y de la caracterización de la función respuesta de las firmas no fusión mantienen la misma dirección, pero presenten mayor magnitud. En cambio, en el análisis de los momentos de la distribución, se encuentra un incremento significativo en la tendencia central pero no hay resultados concluyentes sobre una reducción del límite superior.

De tal modo, las estimaciones indican la existencia de dos efectos contrapuestos: a) mayor eficiencia en costos; y, b) aumento de poder de mercado. Estos resultados son consistentes independiente de la definición de mercado local que se escoja. Además, la caracterización de la respuesta de las firmas no fusión confirma que la fusión podría haber generado efectos de coordinación que podría validar la existencia de un equilibrio colusivo (Miller y Weinberg, 2017). Es así que los resultados sugieren que la fusión no ha generado un cambio en el equilibrio Nash-Bertrand del mercado, sino que el aumento de poder de mercado de la firma dominante del sector ha impulsado una variación en la estrategia de colocación de precios en los límites de la distribución de precios.

El análisis transversal de la fusión Quicorp-Albis valida las predicciones del modelo De-neckere y Davidson (1985). Que la hipótesis no se haya cumplido en el caso InRetail-Quicorp demuestra la importancia de analizar cada transacción de manera particular para identificar el cambio en la competencia del mercado. Además, los hallazgos presentados tienen implicancia directa en la evaluación ex-post de una fusión: no es suficiente analizar el efecto promedio en precios, sino que es necesario analizar el efecto en los momentos de la distribución para identificar la afectación general sobre el dinamismo del sector.

El efecto identificado en el presente trabajo es válido solo en el corto plazo dado el horizonte de tiempo bajo el cual se han realizado las estimaciones. Sería interesante evaluar el efecto en el mediano plazo para analizar si las ganancias por eficiencia en costos permiten una reducción progresiva del nivel de precios.



Referencias

- Aguzzoni, L., Argentesi, E., Ciari, L., Duso, T., y Tognoni, M. (2016). Ex post Merger Evaluation in the U.K. Retail Market for Books. *The Journal of Industrial Economics*, 64(1), 170–200.
- Allain, M. L., Chambolle, C., Turolla, S., y Villas-Boas, S. B. (2017). Retail Mergers and Food Prices: Evidence from France. *Journal of Industrial Economics*, 65(3), 469–509.
- An, Y., y Zhao, W. (2019). Dynamic efficiencies of the 1997 Boeing-McDonnell Douglas merger. *The RAND Journal of Economics*, 50(3), 666–694.
- Borenstein, S. (1990). Airline Mergers, Airport Dominance, and Market Power. *American Economic Review*, 80(2), 400–404.
- Buccirossi, P. (Ed.). (2008). *Handbook of Antitrust Economics*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Cameron, A., Ewen, M., Ross-Degnan, D., Ball, D., y Laing, R. (2009). Medicine prices, availability, and affordability in 36 developing and middle-income countries: a secondary analysis. *The Lancet*, 373(9659), 240–249.
- Correia, S. (2015). *Singletons, Cluster-Robust Standard Errors and Fixed Effects: A Bad Mix*.
- Crisante, M. (2013). *Mercado Farmacéutico y Acceso a Medicamentos en el Perú* (Inf. Téc.). Dirección General de Medicamentos, Insumos y Drogas.
- de la Lama, M., y Lladó, J. (2004). Precios y Política de Medicamentos en el Perú. *Estudios Económicos*, 11, 1–21.
- Deneckere, R., y Davidson, C. (1985). Incentives to Form Coalitions with Bertrand Competition. *The RAND Journal of Economics*, 16(4), 473.
- Farrel, J., y Shapiro, C. (1990). Horizontal Mergers: An Equilibrium Analysis. *American Economic Review*, 80(1), 107–126.
- Focarelli, D., y Panetta, F. (2003). Are Mergers Beneficial to Consumers? Evidence from the Market for Bank Deposits. *American Economic Review*, 93(4), 1152–1172.
- Indecopi. (2015). *INFORME TÉCNICO 043-2015/ST-CLC-INDECOPI* (Inf. Téc.). Secretaría Técnica de la Comisión de Defensa de la Libre Competencia.
- McAfee, R. . P., y Williams, M. A. . (1992). Horizontal Mergers and Antitrust Policy. *The Journal of Industrial Economics*, 40(2), 181–187.
- Miller, N. H., y Weinberg, M. C. (2017). Understanding the Price Effects of the MillerCoors Joint Venture. *Econometrica*, 85(6), 1763–1791.
- Miranda Montero, J. J. (2004). *El Mercado de Medicamentos en el Perú: ¿Libre o Regulado?*

(Inf. Téc.). CIES.

Motta, M. (2004). *Competition Policy: Theory and Practice*. Cambridge: Cambridge University Press.

Motta, M., y Tarantino, E. (2018). *The Effect of Horizontal Mergers, When Firms Compete in Prices and Investments*.

Natividad, G. (2014). Integration and productivity: Satellite-tracked evidence. *Management Science*, 60(7), 1698–1718.

Nevo, A. (2000). Mergers with Differentiated Products: The Case of the Ready-to-Eat Cereal Industry. *The RAND Journal of Economics*, 31(3), 395.

Perry, M. K., y Porter, R. H. (1985). Oligopoly and the Incentive for Horizontal Merger. *American Economic Review*, 75(1), 219–227.

Pinkse, J., y Slade, M. E. (2004). Mergers, brand competition, and the price of a pint. *European Economic Review*, 48(3), 617–643.

Prager, R. A., y Hannan, T. H. (1998). Do Substantial Horizontal Mergers Generate Significant Price Effects? Evidence From The Banking Industry. *Journal of Industrial Economics*, 46(4), 433–452.

Sapienza, P. (2002). The Effects of Banking Mergers on Loan Contracts. *The Journal of Finance*, 57(1), 329–367.

Syverson, C. (2007). Prices, Spatial Competition and Heterogeneous Producers: An Empirical Test. *Journal of Industrial Economics*, 55(2), 197–222.

Williamson, O. E. (1968). Economies as an Antitrust Defense: The Welfare Tradeoffs. *American Economic Review*, 58(1), 18–36.