



# Estimación de Sobreprecio y Daños al Consumidor para el Caso de Colusión en el Mercado de la Carne de Pollo

Marcelo Olivares, Isamar Troncoso  
Universidad de Chile

Ana María Montoya  
Universidad de Barcelona

7 de Abril, 2017

## 1. Introducción

En noviembre del año de 2011 la Fiscalía Nacional Económica (FNE) requirió en contra de Agrosuper, Ariztía y Agrícola Don Pollo, que a través de la Asociación Avícola de Pollos (APA) se habrían coludido en la producción y comercialización de carne de pollo ofrecida al mercado nacional. El requerimiento sostenía que el mecanismo de colusión consistió en proyectar la demanda futura de pollo y asignar cuotas de producción a cada uno de los oferentes involucrados.

En el año 2014, el Tribunal de Defensa de la Libre Competencia (TDLC) estableció que el cartel existió entre los años 1994-2010, y como mecanismo de compensación al daño causado a sus clientes, sentenció multas acordes a un límite prudencial de un 10% del volumen total de negocios de las compañías en el último año, montos equivalentes a 30.000 UTA Agrosuper y Ariztía y 12.000 UTA Don Pollo de Defensa de la Libre Competencia [2014].

A pesar de que la demanda tuvo sentencia para compensar el daño económico que los productores causaron a sus compradores directos, se debe tener en consideración que la colusión genera un daño económico a múltiples agentes que participan en el mercado de pollos. En primer lugar están los compradores mayoristas – la demanda directa que enfrentan el cartel de productores – que producto de la colusión compran el producto a un precio mayor en relación al precio que hubiesen pagado bajo un régimen competitivo. Sin embargo, estos compradores mayoristas venden el producto a consumidores finales, y es esperable que parte del alza de precio en los precios mayoristas que se generó por la colusión sea traspasado a ellos. Este aumento de precios genera una reducción en el excedente del consumidor final.

En la medida que los intermediarios traspasen el aumento de precios producto del cartel a los consumidores finales, estos últimos enfrentarán mayores precios en el mercado de la comercialización minorista del pollo, aumentando así la magnitud del daño. De acuerdo a la teoría económica, este



traspaso de precios – denominado *pass-through* – depende de dos aspectos estructurales del mercado: (i) el nivel de competencia a nivel de comercio minorista, que incluye supermercados y el canal tradicional; y (ii) la curva de demanda de consumidores finales.

El presente informe fue solicitado por el Sernac en el contexto del juicio colectivo por indemnización de perjuicios presentado por “*SERNAC contra Agrícola Agrosuper S.A., Empresas Ariztía S.A. y Agrícola don Pollo Limitada*”, y su objetivo es cuantificar económicamente el daño al consumidor final causado por la colusión de las empresas productoras de carne de pollo entre el período 1994 - 2010.

Para efectos de este informe, la cuantificación del daño económico requiere resolver varias dificultades. Primero, no se cuenta con información detallada de precios al consumidor final durante un periodo suficientemente largo que permita medir el impacto directo de la colusión en estos precios. Segundo, no se cuenta con información detallada de las cantidades demandadas por los consumidores finales, lo cual limita cualquier esfuerzo por estimar la curva de demanda. Tercero, no se cuenta con información detallada de los precios fijados por las distintas firmas en el comercio minorista, lo cual limita establecer la estructura de competencia que opera en esta industria.

Para resolver estas dificultades, se utilizó la siguiente metodología para medir el daño al consumidor:

1. Se utilizó los resultados de estudios ya realizados y presentados al Tribunal de Libre Competencia que miden el sobreprecio a nivel de precio *mayorista* generado por la colusión.
2. Se midió empíricamente el traspaso de precios mayoristas a minoristas (*pass-through*) utilizando datos agregados a nivel de mercado para el período 2009-2016.
3. Utilizando la información generada en los puntos 1 y 2, se cuantificó el sobreprecio a nivel de *consumidor final* producto de la colusión.
4. Combinando este sobreprecio junto con estudios existentes de demanda para el mercado de pollos, se cuantificó el daño total al consumidor producto de la colusión.

En la sección 2 del presente documento se describen los principales antecedentes del caso, incluyendo los reportes y fallos que se generaron durante el juicio en el Tribunal de Libre Competencia. La sección 4 describe la información disponible para los análisis, mientras que la sección 5 desarrolla la metodología utilizada para estimar el sobreprecio a nivel de consumidor final. En la sección 3 se muestran los resultados de los cálculos del daño económico a los consumidores. Finalmente, la sección 6 presenta las conclusiones del estudio y sugiere algunos mecanismos para implementar las compensaciones a los consumidores.



## 2. Antecedentes del Caso

El día 30 de Noviembre de 2011, el Fiscal Nacional Económico interpuso un requerimiento (Fiscalía Nacional Económica [2011]) en contra de tres empresas productoras de pollo: Agrícola Agrosuper S.A., Empresas Ariztía S.A y Agrícola Don Pollo Ltda, por conductas anticompetitivas que consistían en controlar la cantidad de producción fijándose cuotas de mercado; y a la Asociación de Productores Avícolas de Chile A.G (APA) por gestionar, solicitar, recibir y entregar información sensible que permitió el funcionamiento del cartel.

En su conjunto, las tres empresas productoras requeridas concentraban a la fecha más del 92 % de la producción nacional de pollo ofrecida al mercado interno. Dentro del total de kilogramos producidos por las tres empresas, la participación de mercado desde el 2002 al 2010 fue estable en el tiempo, con los promedios que se muestran en el Cuadro 1.

Cuadro 1: Participación en base a producción conjunta (Kilos Vara) de las empresas requeridas

| Empresa   | Participación |
|-----------|---------------|
| Agrosuper | 60,51 %       |
| Ariztía   | 30,52 %       |
| Don Pollo | 8,97 %        |

De acuerdo al requerimiento, cada año los involucrados realizaban una proyección de consumo de carne pollo en el período siguiente, estimaciones desde las cuáles se determinaron las cantidades anuales de producción que se muestran en el Cuadro 2. A partir de estas cifras, las empresas involucradas determinaban las toneladas a producir por cada una de manera proporcional a la participación previamente señalada (Cuadro 1). Las cantidades efectivamente vendidas fueron muy cercanas a los valores acordados, mostrando de una leve variación promedio de 6 % menor a lo establecido para cada año.

Cuadro 2: Acuerdo colusorio en cifras

| Año  | Toneladas Acordadas | Toneladas Vendidas |
|------|---------------------|--------------------|
| 2006 | 387.298             | 385.624            |
| 2007 | 404.421             | 370.035            |
| 2008 | 386.205             | 359.570            |
| 2009 | 363.321             | 356.836            |
| 2010 | 405.150             | 359.278            |

Gomez-Lobo and Lima [Agosto 2012] estimaron los efectos del acuerdo colusivo en los precios transados por las empresas mayoristas. Para ello, simularon un escenario contrafactual en el cual las empresas involucradas competían por las cantidades a ofrecer al mercado (modelo de competencia de Cournot), y así determinaron las cantidades y precio que se hubiesen observado en un mercado competitivo. Utilizando estimaciones de demanda mayorista previamente efectuadas por Quiroz



Consultores Asociados (2008), quienes proveen dos valores de elasticidades precio de la demanda mayorista (trutto y pechuga de pollo), llegaron a la conclusión de que los precios observados fueron entre un 13% a un 18% superiores a aquellos que hubiesen existido en competencia, tal como se muestra en el Cuadro 3.

Cuadro 3: Sobreprecios observados

| Año         | Precio Observado | Precio Cournot | Precio Cournot | Sobreprecio % | Sobreprecio % |
|-------------|------------------|----------------|----------------|---------------|---------------|
| Elasticidad |                  | -0,93          | -1,393         | -0,93         | -1,393        |
| 2008        | 1.164,3          | 1.031,1        | 1.004,8        | 12,9 %        | 15,9 %        |
| 2009        | 1.153,3          | 1.021,1        | 996,2          | 12,9 %        | 15,8 %        |
| 2010        | 1.180,3          | 1.015,6        | 1.000,9        | 16,2 %        | 17,9 %        |

Montero J.P. and F. [2013] realizaron análisis adicionales para medir cambios en la demanda de los consumidores finales en función del precio, métricas relevantes para este informe, ya que nos permiten determinar la disminución en el volumen adquirido por los consumidores producto de los aumentos de precios. Dichos autores obtuvieron estimaciones para las elasticidades precio de la demanda de distintos tipos de carne, resultados que se muestran en el Cuadro 4, en donde se observa una elasticidad propia del pollo de -2,21. Además, se estimó las elasticidades precios de la demanda de los principales productos de pollo, que tal como se muestra en el Cuadro 6, señalan que la mayor sensibilidad el precio ocurre en el subproducto trutto de pollo (-2,15).

Cuadro 4: Elasticidades precio de carnes

|        | Pollo    | Vacuno   | Pavo     | Cerdo    |
|--------|----------|----------|----------|----------|
| Pollo  | -2,21*** | 0,11***  | 0,15***  | -0,08*** |
| Vacuno | 0,27***  | -3,75*** | 0,15***  | 0,02     |
| Pavo   | 0,12***  | 0,11***  | -1,39*** | 0,09     |
| Cerdo  | -0,02    | -0,12*** | 0,04***  | -1,71*** |

Cuadro 5: \*

Nivel de Significancia: \*\*' < 0,1; \*\*\*' < 0,05; \*\*\*\*' < 0,01



Cuadro 6: Elasticidades precio de productos de pollo

|         | Trutro   | Entero   | Pechuga  | Otros    |
|---------|----------|----------|----------|----------|
| Trutro  | -2,15*** | 0,08***  | 0,16***  | 0,03***  |
| Entero  | 0,15***  | -1,17*** | -0,01**  | -0,03*** |
| Pechuga | 0,09***  | 0,01     | -1,38*** | 0,01     |
| Others  | 0,06***  | 0,00     | 0,01**   | -1,00*** |

Cuadro 7: \*

Nivel de Significancia: '\*\*' < 0,1; '\*\*\*' < 0,05; '\*\*\*\*' < 0,01

### 3. Estimación del Daño Económico al Consumidor

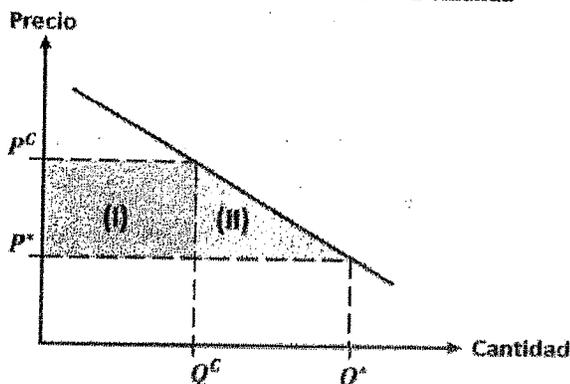
La estimación del daño al consumidor requiere medir el cambio en el excedente del consumidor producto del alza de precios debido a la colusión. Este cálculo incluye dos componentes del excedente, ilustrados en la Figura 1. En este gráfico se representa la curva de demanda que representa la cantidad vendida (eje horizontal) para distintos niveles de precio (eje vertical).

La primera fuente de daño o disminución del excedente al consumidor, tiene relación directa con el sobreprecio que debieron pagar en el escenario colusivo. Los clientes que compraron el producto a precios colusivos ( $P^C$ ) hubiesen aumentado su excedente si este se hubiese comercializado a un precio competitivo ( $P^*$ ), pues por cada unidad adquirida se habrían ahorrado una cantidad igual al sobreprecio del producto ( $P^C - P^*$ ). Luego, considerando la demanda total de los consumidores en presencia de colusión ( $Q^*$ ), el daño total causado por los sobreprecios queda representado por el área del rectángulo (I) en la Figura 1.

Por otro lado, existen consumidores que no pudieron adquirir o debieron disminuir la compra del producto al precio colusivo, cantidad a la que sí hubiesen podido acceder a un precio competitivo ( $P^* < P^C$ ). Esta cantidad incremental en el consumo en presencia de un precio más conveniente para el consumidor, también genera una pérdida de excedente representado por el área de triángulo (II) en la Figura 1.

El primer paso para la estimación del área del rectángulo (I), consiste en medir la diferencia entre los precios de venta observados (bajo el acuerdo colusorio) y los que se hubiesen transado en una situación de competencia. Este sobreprecio corresponde al cálculo realizado en la sección 5, basado en el sobreprecio en el comercio mayorista estimado por Gomez-Lobo and Lima [Agosto 2012] y la estimación *pass-through* realizada en este trabajo. Los resultados indican en que medida los comercios minoristas traspasaron parte del sobreprecio producto del cartel de productores avícolas

Figura 1: Ilustración Curva de Demanda



a nivel mayorista, con lo cual se habría generado un aumento de los precios del producto para el consumidor final.

#### 4. Datos utilizados en el estudio

Además de la información recopilada a partir de los antecedentes descritos en la Introducción, para el desarrollo de este trabajo se utilizarán series de precios históricas agregadas a nivel mensual (desde enero 2009 hasta mayo del 2016) de:

- **Índices de precios:** Se cuenta con la serie histórica de indicadores de precios de carnes de pollos asociadas al comercio mayorista (IPP<sup>1</sup>) y al consumidor final (IPC<sup>2</sup>) con año base 2013, recopilados por el Instituto Nacional de Estadísticas y facilitadas al equipo de trabajo por el Sernac. En base a esta información podrá cuantificarse el efecto que tuvo la colusión sobre los consumidores, midiendo la fracción de sobrepuestos enfrentados por los mayoristas que era traspasada al consumidor final por medio del precio pagado por este.
- **IMACEC:** El Banco Central de Chile dispone en su sitio web<sup>3</sup> series históricas del IMACEC, indicador que refleja el nivel de actividad económica del país y que permite controlar por variaciones en la demanda como tendencia o estacionalidades.

<sup>1</sup>Indicadores que miden mensualmente la variación de los precios de bienes producidos y vendidos por productores del país, correspondientes al primer canal de comercialización o distribución de los bienes transados en la economía. Los índices que componen el IPP se construyen con base en una canasta representativa de productos pertenecientes a cada uno de sus sectores productivos.

<sup>2</sup>Indicador económico que mide la variación de los precios de los productos y servicios que se encuentran dentro de una canasta de consumo previamente definida, con respecto a los precios observados el mes anterior.

<sup>3</sup><http://si3.bcentral.cl/siete/secure/cuadros/home.aspx>



- **Precios internacionales de insumos básicos:** Desde el sitio web de la Oficina de Estudios y Políticas Agrarias (ODEPA)<sup>4</sup> y el portal de datos IndexMundi<sup>5</sup>, se obtienen datos históricos de precios internacionales de insumos básicos tales como trigo, maíz, pollo broiler, entre otros. Esta información se utilizará para entender la estructura de costos de los productores y modelar los precios a los que se enfrenta el comercio mayorista.

Es importante señalar que estas variables fueron normalizadas y deflactadas a partir de las series históricas del valor de la UF y del tipo de cambio, también disponibles en la Base de Datos Estadística del Banco Central de Chile.

## 5. Estimación de Sobreprecio Consumidor

El sobreprecio a consumidor final se calculó a partir del sobreprecio a nivel mayorista estimado en Gomez-Lobo and Lima [Agosto 2012], multiplicándolo por un factor que captura el traspaso de precio mayorista a minorista. La magnitud de este *pass-through*, que determina el sobreprecio pagado por los consumidores como consecuencia del acuerdo colusorio entre los productores, se estima a través de un análisis econométrico de las dos series de datos disponibles: (i) indicadores de precios de carne de pollo observados por consumidores (*IPConsumidores*); y (ii) proveedores o comercio mayorista (*IPProveedores*).

El comportamiento de estas dos series deflactadas se muestra en la Figura 2. Un análisis visual de las series sugiere que los precios están correlacionados ya que tienden a moverse en la misma dirección. Se observa además que a partir del año 2015, su comportamiento difiere respecto a los períodos anteriores, mostrando tendencia a la disminución de ambas y un aumento en la diferencia entre las dos series.

Para cuantificar el *pass-through*, se debe medir el efecto causal de como cambios en el precio mayorista impactan el precio a consumidor final. Es importante notar que la correlación entre las dos series no necesariamente refleja este efecto causal, ya que las series exhiben tendencias en la misma dirección que puede deberse a otros factores que afectan ambos precios, por ejemplo, asociados a shocks de demanda y variaciones en componentes de costos comunes en los dos niveles de la cadena (e.g. costo de transporte). A continuación se describe el enfoque econométrico que se utilizó para inferir el *pass-through* de manera más precisa.

### 5.1. Especificación de Modelos Econométricos

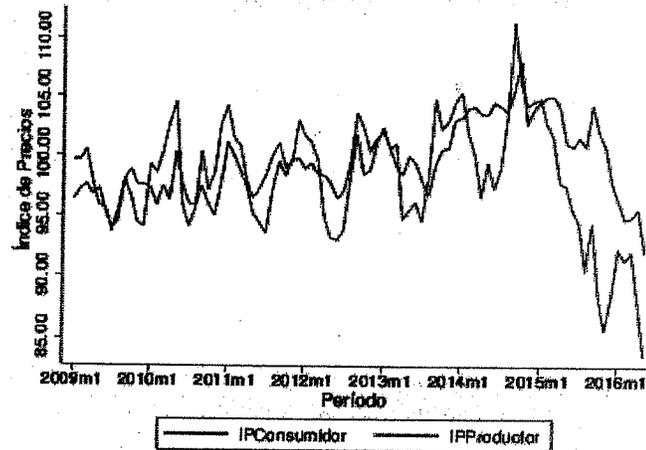
Para estimar el *pass-through*, se busca medir el efecto causal del precio mayorista en el precio de consumidor final. Para este efecto, se especifica la relación entre las variables de interés mediante

<sup>4</sup><http://www.odepa.cl/precios/internacionales/>

<sup>5</sup><http://www.indexmundi.com/>



Figura 2: Gráfico series de indicadores de precios



el siguiente modelo:

$$IPC_t = \beta_0 + \beta_{IPP} \cdot IPP_t + \beta_{mes} \cdot Month_t + \beta_{year} \cdot Year_t + \beta_C \cdot Controles_t + \epsilon_t \quad (1)$$

donde:

- $IPC_t$ : indicador de precios de carne de pollo al consumidor (deflactado) en el mes  $t$  considerando como año base año 2013.
- $IPP_t$ : indicador de precios de carne de pollo al comercio mayorista (deflactado) en el mes  $t$  considerando como año base año 2013.
- $Month_t$ : variables binarias asociadas al mes de cada observación que permiten controlar por efectos de estacionalidad en el consumo.
- $Year_t$ : variables binarias que indican el año de la observación y permite controlar por tendencias del mercado
- $Controles_t$ : otras covariables de control, como el indicador mensual de actividad económica (IMACEC), o variables indicadores de posibles cambios en la tendencia de las series de datos.

En este modelo, el efecto del precio mayorista en el precio minorista esta capturado por el parámetro  $\beta_{IPP}$ . Las covariables asociadas a mes y año se incluyen para capturar otros factores que puede afectar ambos precios, como por ejemplo, al actividad económica del país (se consideró además



otras especificaciones donde se incluyó el IMACEC como variable de control, lo cual no afecta los resultados).

El método más común para estimar la regresión lineal 1 es mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (ver Anexo 7.1 para detalles de los métodos de estimación). Este método requiere que todos los factores externos que afectan ambos precios (mayorista y minorista) estén incluidos como variables de control en el modelo. Sin embargo, existen factores no observables, tales como shocks de demanda específicos para el consumo de pollo, que no pueden ser controlados en el modelo y que de no ser considerados sesgarían la estimación de los efectos. Debido a esto, se optó por utilizar un método de estimación alternativo basado en **variables instrumentales**, descrito a continuación.

Al estimar el modelo con variables instrumentales, es necesario identificar factores que muevan el precio mayorista, pero que no afecten directamente el precio minorista. En este contexto, los costos asociados a la producción de carne de pollo constituyen un factor exógeno que tiene un efecto directo en el precio mayorista, y por lo tanto pueden utilizarse como variables instrumentales. La lógica de la estimación es aislar la variación en el precio mayorista que es producida por las variables instrumentales y utilizar esa variación para estimar el efecto causal en el precio minorista y de esta forma obtener una estimación precisa de los efectos. En este contexto, los costos relevantes para la producción de carne de pollo están dados por los índices de precios nacionales de los insumos trigo y maíz, y los precios internacionales deflactados asociados a costos de los insumos pollo broiler, trigo y maíz<sup>6</sup>.

## 5.2. Resultados de la estimación

Con el fin de evaluar la robustez de los resultados frente a diferentes especificaciones de los modelos, se estimó cuatro versiones distintas de estos que varían dependiendo de las variables instrumentales a incluir y el período de datos a considerar, tal como se detalla en el Cuadro 8<sup>7</sup>. Debido al quiebre en el comportamiento de las series de precios observada después del año 2015 (Figura 2), los modelos a estimar con la serie de datos completa considerarán como control adicional una variable indicatriz que señale si la observación corresponde a un período post-quiebre.

En base a las estimaciones de los modelos anteriormente especificados se obtienen distintos valores estimados del parámetro  $\beta_{IPP}$  asociado al precio mayorista, resumidos en el Cuadro 9. En general, se observa que la estimación del coeficiente asociado a los índices de precios mayoristas es relativamente estable entre todas las estimaciones, con un valor positivo en torno a 0,35 y 0,42.

El Anexo 7.2 describe en detalle diversos tests estadístico que validan los supuestos necesarios

<sup>6</sup>Se excluyen otros costos relevantes a la producción de carne de pollo como el petróleo (transporte) o energía eléctrica, puesto que los precios de estos insumos podrían también afectar los niveles de demanda de consumidores finales.

<sup>7</sup>También se estimaron otras especificaciones que incluían precios internacionales del maíz y soya, sin embargo, estos resultados no aprobaron todos los test necesarios de validez de variables instrumentales o estacionariedad de series.



Cuadro 8: Especificaciones Modelos

|          | Periodo     | VARIABLES INSTRUMENTALES                        |
|----------|-------------|---|
| Modelo A | 2009 - 2016 | Índices de precios nacionales (trigo y maíz)    |
| Modelo B | 2009 - 2016 | Precios internacionales (pollo broiler y trigo) |
| Modelo C | 2009 - 2015 | Índices de precios nacionales (trigo y maíz)    |
| Modelo D | 2009 - 2015 | Precios internacionales (pollo broiler y trigo) |

Cuadro 9: Resultados Estimaciones

|          | Coefficiente $\beta_{IPP}$ | Error Estandar |
|----------|----------------------------|----------------|
| Modelo A | 0,351***                   | 0,110          |
| Modelo B | 0,424**                    | 0,174          |
| Modelo C | 0,351*                     | 0,192          |
| Modelo D | 0,351*                     | 0,184          |

Cuadro 10: \*

Nivel de Significancia: \*\*' < 0,1; \*\*\*' < 0,05; \*\*\*\*' < 0,01

para la validez de los metodos econométricos utilizados. En esa seccion tambien se describen otros detalles que verifican la robustez de los resultados obtenidos.

### 5.3. Magnitud de los sobrepuestos

Para calcular el sobrepuesto a los consumidores en términos absolutos, se debe realizar algunos ajustes debido a que las variables consideradas son indicadores de precios con respecto a un año base (2013). Luego de realizar los ajustes algebraicos descritos en el Anexo 7.5, se obtiene que el sobrepuesto a nivel de consumidor final debido a la colusión en un periodo  $t$ , medido como porcentaje del precio del pollo observado al consumidor final, se puede calcular mediante:

$$\text{Sobrepuesto Consumidor}_t \% = \beta_{IPP} \cdot \Delta^w \% \cdot \frac{IPP_t}{IPC_t} \quad (2)$$

en donde  $\Delta^w \%$  es el sobrepuesto a nivel mayorista (estimado en Gomez-Lobo and Lima [Agosto 2012]) en términos porcentuales relativo al *precio mayorista observado*. Esto es, si el precio bajo colusión es  $P^c$  y el precio bajo competencia es  $P^*$ , el sobrepuesto calculado representa  $(P^c - P^*)/P^c$ . Los términos  $IPC_t$  y  $IPP_t$  son el valor los indicadores de precio minorista y mayorista respectivamente.

Para evaluar el sobrepuesto al consumidor se consideraron dos valores posibles para el coeficiente



asociado al índice de precios mayorista  $\beta_{IPP}$ , obtenidos con el valor máximo y mínimo del Cuadro 9 (0,35 y 0,42). El sobreprecio a nivel mayorista se estimó basado en el cálculo de Gomez-Lobo and Lima [Agosto 2012], donde se obtienen dos posibles valores de  $\Delta^w \% = \{12,3 \% \text{ y } 14,2 \%\}$ .<sup>8</sup>

A partir de los diferentes valores de  $\beta_{IPP}$  y  $\Delta^w \%$ , se generan cuatro escenarios de evaluación del daño económico al consumidor. En cada uno de estos escenarios, se obtienen como resultados los sobreprecios porcentuales que se muestran en el Cuadro 11 (calculados en base a la ecuación 2), que varían en torno al 4,4%-6,1% dependiendo del escenario evaluado. Si se consideran los precios observados de carne de pollo en el comercio minorista (ponderando los distintos tipos de corte), se obtiene que los consumidores pagaron un sobreprecio entre \$87 y \$122 pesos por kilogramo de pollo consumido<sup>9</sup>.

Cuadro 11: Estimación de sobreprecios al consumidor

|                    | $\Delta^w$ bajo | $\Delta^w$ alto |
|--------------------|-----------------|-----------------|
| $\beta_{IPP}$ bajo | 4,36 %          | 5,03 %          |
| $\beta_{IPP}$ alto | 5,27 %          | 6,08 %          |

#### 5.4. Cálculo área (I)

El daño económico será calculado en tres escenarios de evaluación distintos: un **escenario conservador**, utilizando las mínimas estimaciones de sobreprecio mayorista y sobreprecio al consumidor, es decir,  $\Delta^w$  bajo y  $\beta_{IPP}$  bajo; un **escenario moderado**, en base al promedio de las estimaciones; y un **escenario estricto**, con las estimaciones de sobreprecio mayorista y sobreprecio al consumidor más altas, es decir,  $\Delta^w$  alto y  $\beta_{IPP}$  alto respectivamente.

Para obtener el daño asociado al sobreprecio pagado por un consumidor promedio durante todo el periodo colusorio, se suman los flujos monetarios asociados al consumo de carne de pollo de cada año ajustando por inflación (valores en UF) y aplicando una tasa de descuento para obtener un valor económico común al año 2016.

Una limitación importante es que los datos disponibles solo abarcan los últimos dos años del periodo colusivo, 2009 y 2010. Para efectos del daño total causado por esta práctica anti-competitiva, se extrapola el consumo de carne de pollo considerando que éste experimentó un crecimiento a una tasa de 4% cada año<sup>10</sup>. Así, se obtiene una fórmula que permite derivar el daño asociado al

<sup>8</sup>Los valores corresponden a dos escenarios evaluados en Gomez-Lobo and Lima [Agosto 2012], donde se consideró dos estimaciones posible de las elasticidad de demanda a nivel mayorista enfrentada por los productores de pollos. Ese informe reporta los valores del sobreprecio como porcentaje del *precio contrafactual competitivo* (14% y 16.5% en los dos escenarios considerados), los cuales fueron ajustados a porcentaje del *precio observado* para obtener  $\Delta^w \%$ .

<sup>9</sup>Para calcular el precio base, se consideró los tres tipos de carne de pollo más consumidos, de acuerdo a los precios al consumidor publicados en el sitio web de la ODEPA para el año base considerado (2013). El detalle de este cálculo se indica en Anexo 7.6.

<sup>10</sup>Crecimiento de consumo de pollo entre los años 1996 y 2006 según demanda agregada publicada en el sitio web de la APA



sobreprecio (área I) y que se detalla en la sección Anexo 7.7, a partir de la cual se obtiene que la magnitud de éste durante los 17 años del período colusorio comprende entre las 2,5 y las 3,5 UF dependiendo del escenario de evaluación (Cuadro 12).

Cuadro 12: Estimación daño económico total a un consumidor promedio (área I)

| Escenario   | Daño área (I) | Daño área (II) |
|-------------|---------------|----------------|
| Conservador | 2,50 UF       | 0,24 UF        |
| Moderado    | 2,97 UF       | 0,35 UF        |
| Estricto    | 3,48 UF       | 0,47 UF        |

### 5.5. Cálculo área (II)

Tal como fue ilustrado en la figura 1, existe una pérdida de bienestar asociada a la cantidad del producto que los consumidores dejaron de consumir como resultado del sobreprecio (área II). Para cuantificar este daño, se calcula la cantidad de kilogramos de carne de pollo que el consumidor dejó de consumir,  $PKG_t$ , como:

$$PKG_t = -\epsilon \cdot \Delta \%_{Consumidor,t} \cdot CKG_t \quad (3)$$

dónde  $\epsilon$  representa la elasticidad precio de la demanda<sup>11</sup>,  $\Delta \%_{Consumidor,t}$  el sobreprecio porcentual experimentado por el consumidor en el período  $t$  (ecuación (2)), y  $CKG_t$  el consumo observado de kg. de carne de pollo en el período  $t$ .

Para este cálculo se utiliza la elasticidad  $\epsilon = -2,21$  Montero J.P. and F. [2013], el sobreprecio  $\Delta \%_{Consumidor,t}$  obtenidos en las estimaciones detalladas en Cuadro 11, y  $CKG_t$  la cantidad consumida por un habitante promedio según cifras de la ODEPA (31,3 kg/hab el 2009, y 33,3 kg/hab el 2010) Oficina de Estudios y Políticas Agrarias [2011]. Al igual que en la sección anterior, se utiliza la ecuación presentada en el Anexo 7.7 para estimar la magnitud total del daño percibido por un consumidor promedio, siendo en esta ocasión  $d_t = \Delta_{Consumidor,t} \cdot PKG_t$ . Estas estimaciones señalan que el daño causado por la pérdida de consumo oscila entre 0,2 y 0,5 UF, dependiendo del escenario de evaluación considerado (Cuadro 12, columna Daño área (II)), un orden de magnitud menor que el estimado para el área (I).

### 5.6. Reembolso del Daño Económico según Participación de Cada Firma

El daño total estimado en este trabajo comprende el consumo total de carne de pollo de un consumidor promedio, entre los años 1994 y 2010 (duración del acuerdo colusorio según la sentencia del TDLC de Defensa de la Libre Competencia [2014]). Sin embargo, las empresas que participaron

<sup>11</sup>Variación porcentual de la cantidad demanda a causa de la variación de un 1% de los precios



en el acuerdo concentraban el 92 % del mercado, y la participación de cada una de ellas difería considerablemente (Cuadro 1). Por ello, el daño económico compensado al consumidor debe originarse de manera proporcional a la participación total de cada firma en el mercado<sup>12</sup>, lo cual origina los montos a desembolsar por cada una que se muestran en el Cuadro 13.

Cuadro 13: Reembolso propuesto para cada empresa coludida

|                   | Escenario Conservador | Escenario Moderado | Escenario Estricto |
|-------------------|-----------------------|--------------------|--------------------|
| <b>Daño Total</b> | <b>2,74 UF</b>        | <b>3,32 UF</b>     | <b>3,95 UF</b>     |
| Agrosuper         | 1,53 UF               | 1,85 UF            | 2,20 UF            |
| Ariztía           | 0,77 UF               | 0,93 UF            | 1,11 UF            |
| Don Pollo         | 0,23 UF               | 0,27 UF            | 0,33 UF            |

## 6. Conclusiones

El acuerdo colusivo sostenido por las tres principales empresas productoras de pollo en el mercado chileno entre los años 1994 al 2010, afectaron a sus compradores directos o distribuidores, los cual incidió en un sobreprecio pagado por el consumidor final. Se estima que este sobreprecio pagado por los consumidores finales oscila en el rango entre 4,36 % - 6,08 %. La variación de estas cifras estimadas se debe a los distintos escenarios de evaluación propuestos, siendo el más conservador de ellos aquel que considera el mínimo daño económico posible.

Al considerar el consumo promedio per cápita de carne de pollo, se obtuvo que el mínimo daño económico experimentado por un habitante que adquirió el producto entre los años 1994 y 2010 es de 2,5 UF. Por otro lado, para los consumidores que no pudieron acceder al producto debido al sobreprecio resultante de la colusión, el mínimo daño económico estimado es igual a 0,24 UF por persona.

Debido a que las empresas coludidas concentraban un 92 % de la producción del mercado nacional, y que a pesar de la estabilidad temporal de las participaciones de cada una ellas su magnitud difería considerablemente, se sugiere que la compensación del daño total causado sea proporcional a dichas cifras.

Si bien los cálculos del daño total estimado en UF aplican a consumidores que adquirieron el producto durante los 17 años del período colusivo, es posible obtener el daño económico para otras ventanas temporales considerando (i) el sobreprecio porcentual al consumidor final producto de la colusión y (ii) el total de las ventas del producto de cada firma coludida en el comercio minorista (supermercados o carnicerías). Específicamente, al multiplicar ambas cifras se puede obtener el valor económico real que los consumidores pagaron de manera adicional como consecuencia de la

<sup>12</sup>Suponiendo que la participación de mercado de las firmas se ve reflejada en las compras de un consumidor promedio



colusión, en cada canal de venta y para cada una de las firmas involucradas.

## Referencias

- John Baffes. Explaining stationary variables with non-stationary regressors. *Applied Economics Letters*, 4(1):69-75, 1997.
- Sean Beckett et al. *Introduction to time series using Stata*. Stata Press College Station, TX, 2013.
- Tribunal de Defensa de la Libre Competencia. Sentencia número 139/2014, Septiembre 2014.
- Fiscalía Nacional Económica. Requerimiento en contra de agrícola agrosuper s.a. y otros, Noviembre 2011.
- Andres Gomez-Lobo and J.L. Lima. Estimación de los daños económicos generados por la colusión en la industria de pollo en Chile. Technical report, Facultad de Economía y Negocios, Universidad de Chile, Agosto 2012.
- Harrington J. Montero J.P. and Gallego F. A competition analysis of Chile's wholesale chicken market. Technical report, Pontificia Universidad Católica de Chile, Abril 2013.
- Gobierno de Chile Oficina de Estudios y Políticas Agrarias, Ministerio de Agricultura. Consumo aparente de principales alimentos en Chile, Agosto 2011.



## 7. Anexos

### 7.1. Descripción general de los modelos econométricos utilizados

Un modelo de regresión lineal es un modelo econométrico de forma reducida que permite estimar el efecto de distintas variables explicativas  $X$  (o independientes) sobre una variable de interés  $Y$  (o dependiente). Específicamente, establece una relación lineal de la forma:

$$Y_t = \beta X_t + \epsilon_t \quad (4)$$

dónde se ha asumido que se cuenta con observaciones para distintos períodos  $t$ ,  $X_t$  representa un vector de variables observables y  $\epsilon_t$  representa un error aleatorio que satisface  $E(\epsilon|X) = 0$ .

Bajo el contexto de análisis,  $Y_t$  es una variable asociada a los precios de ventas a los consumidores, y  $X_t$  una variable asociada a los precios de venta al comercio minorista. La estimación del parámetro de interés  $\beta_{IPP}$ , se obtiene mediante la minimización de la suma del cuadrado de los errores de estimación, que representan la diferencia entre las variables observadas y las predichas por la función lineal establecida. Esto origina el estimador de mínimos cuadrados ordinarios  $\hat{\beta}_{OLS}$ :

$$\hat{\beta}_{OLS} = \frac{Cov(X, Y)}{Var(X)} \quad (5)$$

Hay situaciones en las que todas las variables relevantes para la determinación de  $X_t$  no se encuentran disponibles, o son no observables. En este caso, el modelo de relación lineal queda descrito por:

$$Y_t = \beta X_t + \gamma W_t + \epsilon_t \quad (6)$$

dónde  $W_t$  representa un vector de variables no observables que afecta tanto a la variable de interés  $Y_t$ , como a la variable independiente  $X_t$ . Cuando lo último ocurre, es decir  $Cov(X, W) \neq 0$ , se dice que  $X$  es una variable endógena.

En el contexto de este estudio,  $W_t$  podría representar factores no observables de demanda que afectan tanto a  $X_t$  como a  $Y_t$ , puesto que por ley de oferta-demanda se sabe que cuando aumenta la demanda, la oferta también ajusta sus precios.

En este nuevo modelo, el estimador de mínimos cuadrados ordinarios es:

$$\hat{\beta}_{OLS} = \beta + \gamma \frac{Cov(X, W)}{Var(X)} \quad (7)$$

y debido a que  $Cov(X, w) \neq 0$ , este estimador constituye una estimación sesgada del verdadero parámetro  $\beta$ . Este sesgo puede ser corregido mediante el uso de variables instrumentales, que se describe a continuación.

Sea  $Z_t$  una variable instrumental que determina a la variable endógena  $X_t$ , es decir:

$$X_t = \rho Z_t + \xi_t \quad (8)$$

Si  $Z_t$  cumple que:

- Es un instrumento **relevante**, es decir, tiene efecto significativo sobre la variable endógena. El cumplimiento de este requerimiento puede ser testeado mediante la significancia del parámetro  $\rho$ , obtenido mediante una estimación OLS de la ecuación 8.
- Es un instrumento **exógeno**, es decir,  $E(\chi|Z_t) = 0$ . Dado que la componente aleatoria  $\xi$  no es observable, este requerimiento no puede ser testeado estadísticamente, si no que solo puede ser verificado mediante teoría económica, sentido común, o fuentes de validez externa.

entonces se puede obtener una estimación insesgada del parámetro de interés  $\beta$  de la ecuación principal (6) utilizando un método de regresión lineal en dos etapas (2SLS).

La **primera etapa** del método 2SLS, consiste en efectuar una estimación de la ecuación 8, y obtener los valores estimados de  $\hat{X}_t$ . Luego, se procede a efectuar la **segunda etapa** del método que consiste en una estimación de  $Y_t$  en función de  $\hat{X}_t$ .

## 7.2. Test estadísticos para verificar la robustez de los resultados

### Estimaciones alternativas del efecto del precio mayorista

En el Cuadro 14 se describen tres estimaciones alternativas de los modelos reportados en el Cuadro 8, mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS, Ordinary Least Squares), estimación con variables instrumentales en dos etapas (IV-2SLS) y mediante Máxima Verosimilitud (IV-LIML). Se observa una diferencia considerable entre las estimaciones mediante mínimos cuadrados ordinarios (OLS) y las estimaciones con variables instrumentales, lo cual refleja el sesgo originado en la estimación al ignorar la endogeneidad originada por la dependencia entre las variables no observables de la demanda y el precio observado por el comercio minorista.

|          | OLS      | IV-2SLS  | IV-LIML  |
|----------|----------|----------|----------|
| Modelo A | 0,238*** | 0,349*** | 0,351*** |
| Modelo B | 0,249*** | 0,414**  | 0,424**  |
| Modelo C | 0,178**  | 0,345*   | 0,351*   |
| Modelo D | 0,216**  | 0,350*   | 0,351*   |

Cuadro 15: \*

Nivel de Significancia: \*\* < 0,1; \*\*\* < 0,05; \*\*\*\* < 0,01



En cuanto a la estimación de los modelos, es importante indicar que la primera etapa de la estimación con variables instrumentales, la variable dependiente  $IPP_t$  es estacionaria, mientras que las covariables de precio son variables estacionarias de orden 1. En estas circunstancias, la validez de las estimaciones depende del cumplimiento de tres supuestos Baffes [1997]: que los errores de la regresión sean estacionarios, que la variable predicha sea estacionaria, y que la varianza de las predicciones sea igual a la varianza de la variable original. Estos supuestos se cumplen para cada uno de los modelos presentados (detalle en subsecciones posteriores).

Por otro lado, se puede realizar una serie de diagnósticos que permitan verificar la validez de los instrumentos estimados. Entre los diagnósticos más importantes se encuentran la prueba de sub-identificación, identificación débil, y exogeneidad de los instrumentos. Todos los modelos estimados aprueban los test de sub-identificación, exogeneidad, y comparten un máximo 15 % del sesgo obtenido por los modelos OLS (excepto el modelo C, que alcanza un 25 %).

### Estacionariedad variables independientes

Resultados prueba Phillips-Perron para testear raíz unitaria. La hipótesis nula plantea que la variable testeada posee raíz unitaria, mientras que la hipótesis alternativa indica que la variable fue generada por un proceso estacionario Becketti et al. [2013].

Los p-valores de todas las series testeadas son mayores a un nivel de significancia  $\alpha = 0,1$  (Cuadro 16), por lo tanto no se puede rechazar la hipótesis nula de que las series son no estacionarias.

Cuadro 16: Test raíz unitaria

| Variable                              | p-valor |
|---------------------------------------|---------|
| Índice de precios del trigo           | 0,737   |
| Índice de precios del maíz            | 0,448   |
| Precios internacionales pollo broiler | 0,208   |
| Precios internacionales trigo         | 0,236   |
| Precios internacionales maíz          | 0,792   |
| Precios internacionales soya          | 0,297   |

### Estacionariedad variables dependientes

Resultados de la prueba Zivot-Andrews para testear raíz unitaria. La hipótesis nula plantea que la variable testeada posee raíz unitaria, mientras que la hipótesis alternativa indica que la variable fue generada por un proceso estacionario.

El valor de los estadísticos es menor que el valor crítico a un nivel de significancia  $\alpha = 5\%$ , por lo tanto tras incorporar el cambio en la tendencia de las series se rechaza la hipótesis nula de no estacionariedad de las series.



Cuadro 17: Test raíz unitaria IPC e IPP

| 2*Serie                      | 2*Quiebre  | 2*t-estadístico mínimo | valores críticos |        |        |
|------------------------------|------------|------------------------|------------------|--------|--------|
|                              |            |                        | 1 %              | 5 %    | 10 %   |
| Índice de precios consumidor | Abril 2015 | -4,484                 | -4,930           | -4,420 | -4,110 |
| Índice de precios productor  | Enero 2015 | -4,641                 | -4,930           | -4,420 | -4,110 |

### Condiciones regresiones con variables de distinto orden de integración

De acuerdo a Baffes [1997], para regresionar una variable estacionaria en función de variables no estacionarias, se deben cumplir tres supuestos (resultados en Cuadro 18):

- Estacionariedad de las predicciones. Al aplicar un test de raíz unitaria con tendencia, Zivot-Andrews, se obtiene que los estadísticos son menores que los valores críticos, por lo que se rechaza la hipótesis nula de no estacionariedad. Para los modelos C y D, que no consideran los datos post quiebre de la serie, se aplica un test de Phillips-Perron cuyo p-valor es menor que  $\alpha = 0,01$ , por lo que también se rechaza la hipótesis nula de no estacionariedad.
- Estacionariedad de los errores. En cada uno de los modelos estimados, se aplica un test de Phillips-Perron cuyo p-valor es menor que  $\alpha = 0,01$ , por lo que también se rechaza la hipótesis nula de no estacionariedad.
- Igualdad de las varianzas de la serie original y los valores predichos por el modelo. Al ejecutar test de hipótesis de igualdad de varianzas, se obtienen p-valores mayores a  $\alpha = 0,1$ , por lo cual no se puede rechazar la hipótesis nula de que las varianzas de ambas variables de interés sean iguales.



Cuadro 18: Test primera etapa

| 2*         | 2*Test raiz unitaria predicción                 | Test raiz unitaria errores<br>p-valor | Igualdad varianzas<br>p-valor |
|------------|---|---------------------------------------|-------------------------------|
| 2*Modelo A | Valor crítico 1% = -4,93<br>Estadístico = -4,96 | 2*0,000                               | 2*0,105                       |
| 2*Modelo B | Valor crítico 5% = -4,80<br>Estadístico = -5,08 | 2*0,000                               | 2*0,399                       |
| Modelo C   | p-valor = 0,000                                 | 0,000                                 | 0,140                         |
| Modelo D   | p-valor = 0,000                                 | 0,001                                 | 0,306                         |

### Test aplicados a variables instrumentales

Cuadro 19: Test instrumentos (sin LIML)

|          | Underidentification test | Weak identification test | Hansen J statistic |
|----------|--------------------------|--------------------------|--------------------|
| Modelo A | 0,000                    | No pasa el 25 %          | 0,655              |
| Modelo B | 0,002                    | No pasa el 30 %          | 0,663              |
| Modelo C | 0,013                    | No pasa el 25 %          | 0,582              |
| Modelo D | 0,019                    | No pasa el 25 %          | 0,815              |

### 7.3. Resultados Modelos A

|            | Esimtación OLS<br>pc_pollo | Esimtación IV - 1era Etapa<br>pp_pollo | Estimación IV - 2da Etapa<br>pc_pollo |
|------------|----------------------------|--|---------------------------------------|
| pp_pollo   | 0.238***<br>(4.15)         |  | 0.351**<br>(3.20)                     |
| L.pp_trigo |                            | 0.265**<br>(3.44)                      |                                       |



|               |          |         |         |
|---------------|----------|---------|---------|
| L.pp_maiz     |          | -0.189* |         |
|               |          | (-2.44) |         |
| L.imacec_2013 | 0.175    | 0.376   | 0.154   |
|               | (1.74)   | (1.18)  | (1.40)  |
| 2.mes         | 1.610    | 3.722   | 1.587   |
|               | (1.41)   | (1.02)  | (1.27)  |
| 3.mes         | 2.456    | 5.859   | 2.330   |
|               | (1.53)   | (1.08)  | (1.31)  |
| 4.mes         | 0.684    | -1.929  | 1.158   |
|               | (0.80)   | (-0.88) | (1.17)  |
| 5.mes         | 0.829    | -3.101  | 1.308   |
|               | (0.69)   | (-1.06) | (0.99)  |
| 6.mes         | 0.417    | -4.571  | 1.040   |
|               | (0.33)   | (-1.72) | (0.73)  |
| 7.mes         | 0.213    | -4.490  | 0.842   |
|               | (0.17)   | (-1.43) | (0.59)  |
| 8.mes         | 0.357    | -1.949  | 0.753   |
|               | (0.30)   | (-0.60) | (0.55)  |
| 9.mes         | 2.040    | 2.010   | 1.962   |
|               | (1.66)   | (0.64)  | (1.49)  |
| 10.mes        | 2.744*   | -0.649  | 3.035*  |
|               | (2.22)   | (-0.20) | (2.23)  |
| 11.mes        | 0.884    | -2.522  | 1.316   |
|               | (0.85)   | (-1.17) | (1.17)  |
| 12.mes        | 0.860    | -1.396  | 1.089   |
|               | (1.01)   | (-0.66) | (1.17)  |
| 2009.year     | 0        | 0       |         |
|               | (.)      | (.)     |         |
| 2010.year     | -1.300*  | 3.720   | -1.471  |
|               | (-2.01)  | (1.90)  | (-1.95) |
| 2011.year     | -0.915   | 2.306   | -1.121  |
|               | (-0.95)  | (0.83)  | (-1.03) |
| 2012.year     | 0.763    | -0.958  | 0.823   |
|               | (0.74)   | (-0.30) | (0.74)  |
| 2013.year     | 0.274    | -3.340  | 0.172   |
|               | (0.21)   | (-0.81) | (0.12)  |
| 2014.year     | 4.500*** | 0.108   | 4.047** |



|                |          |           |          |
|----------------|----------|-----------|----------|
|                | (3.82)   | (0.03)    | (2.99)   |
| 2015.year      | 4.705*** | -6.203    | 5.037*** |
|                | (4.83)   | (-1.94)   | (4.70)   |
| 2016.year      | -1.529   | -9.100*** | -0.440   |
|                | (-1.59)  | (-3.73)   | (-0.34)  |
| _cons          | 55.97*** | 55.97     | 46.78**  |
|                | (4.52)   | (1.62)    | (2.99)   |
| <hr/> <i>N</i> | 88       | 88        | 88       |

*t* statistics in parentheses

\*  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*\*\*  $p < 0,001$



Cuadro 20: Test instrumentos (LIML)

|          | Underidentification test | Weak identification test                  | Hansen J statistic |
|----------|--------------------------|---|--------------------|
| Modelo A | 0,000                    | 15 % (estadístico 5,9/ valor crítico 5,3) | 0,655              |
| Modelo B | 0,002                    | 15 % (estadístico 4,4/ valor crítico 3,4) | 0,667              |
| Modelo C | 0,013                    | 25 % (estadístico 4,9/ valor crítico 4,4) | 0,583              |
| Modelo D | 0,019                    | 15 % (estadístico 6,1/ valor crítico 5,3) | 0,815              |

#### 7.4. Resultados Modelos B

|                   | Esimtación OLS     | Esimtación IV - 1era Etapa | Estimación IV - 2da Etapa |
|-------------------|--------------------|----------------------------|---------------------------|
|                   | pc_pollo           | pp_pollo                   | pc_pollo                  |
| pp_pollo          | 0.249**<br>(3.16)  |                            | 0.424*<br>(2.44)          |
| interaccion       | -0.0293<br>(-0.24) |                            | -0.267<br>(-1.06)         |
| L.imacec_2013     | 0.189              | -0.220                     | 0.291                     |
| L.trigo_int       |                    | 0.0479<br>(1.30)           |                           |
| L.pollo_vivo      |                    | 0.208***<br>(3.68)         |                           |
| interaccion_trigo |                    | 0.803**<br>(2.73)          |                           |
| interaccion_pollo | (1.48)             | -0.670**<br>(-0.77)        | (1.88)                    |
| 2.mes             | 1.752<br>(1.40)    | -3.487<br>(-1.19)          | 2.884<br>(1.64)           |
| 3.mes             | 2.687<br>(1.39)    | -4.622<br>(-0.99)          | 4.570<br>(1.74)           |
| 4.mes             | 0.809<br>(0.86)    | -5.778***<br>(-3.46)       | 2.213<br>(1.33)           |
| 5.mes             | 0.986<br>(0.69)    | -6.706*<br>(-2.49)         | 2.667<br>(1.31)           |
| 6.mes             | 0.571              | -7.776***                  | 2.338                     |



|           |           |           |           |
|-----------|-----------|-----------|-----------|
|           | (0.40)    | (-3.49)   | (1.04)    |
| 7.mes     | 0.379     | -8.898**  | 2.257     |
|           | (0.27)    | (-3.38)   | (1.05)    |
| 8.mes     | 0.503     | -6.806*   | 2.038     |
|           | (0.37)    | (-2.47)   | (1.00)    |
| 9.mes     | 2.125     | -1.505    | 2.795     |
|           | (1.59)    | (-0.62)   | (1.77)    |
| 10.mes    | 2.871*    | -4.744    | 4.177*    |
|           | (2.14)    | (-1.82)   | (2.26)    |
| 11.mes    | 0.950     | -4.444*   | 1.843     |
|           | (0.91)    | (-2.61)   | (1.27)    |
| 12.mes    | 0.904     | -1.671    | 1.455     |
|           | (1.04)    | (-1.09)   | (1.32)    |
| 2010.year | -1.394    | 6.197***  | -2.299*   |
|           | (-1.85)   | (3.81)    | (-2.09)   |
| 2011.year | -1.056    | 8.383***  | -2.374    |
|           | (-0.90)   | (4.45)    | (-1.47)   |
| 2012.year | 0.612     | 6.063*    | -0.596    |
|           | (0.49)    | (2.49)    | (-0.37)   |
| 2013.year | 0.0692    | 6.849*    | -1.710    |
|           | (0.04)    | (2.09)    | (-0.81)   |
| 2014.year | 4.297**   | 5.646     | 2.273     |
|           | (2.81)    | (1.79)    | (1.00)    |
| 2015.year | 7.535     | 42.18     | 30.71     |
|           | (0.64)    | (1.16)    | (1.24)    |
| 2016.year | 1.058     | 41.71     | 22.85     |
|           | (0.10)    | (1.14)    | (0.99)    |
| _cons     | 53.46**   | 98.16**   | 25.57     |
|           | (3.00)    | (2.97)    | (0.88)    |
| <b>N</b>  | <b>86</b> | <b>88</b> | <b>86</b> |

*t* statistics in parentheses

\*  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*\*\*  $p < 0,001$

## 7.5. Derivacion del calculo del sobreprecio al consumidor

Por simplicidad, considere que los indicadores de precios están contruidos en base a una canasta con un único producto, es decir:



$$IPC_t = \frac{P_t \cdot Q_0}{P_0 \cdot Q_0} = \frac{P_t}{P_0}$$

dónde  $P_t$  corresponde al precio pagado por el bien en el período  $t$  y  $Q_0$  la cantidad adquirida en el año base utilizada para la construcción del indicador. En lo que sigue se denotará como  $C_t$  el precio pagado por el comercio minorista.

Se sabe a partir de la colusión, el comercio minorista observó un precio  $C_t^*$ , que representó una variación porcentual  $\Delta^w \%$  sobre los precios que se hubiesen observado en equilibrio competitivo (Gomez-Lobo and Lima [Agosto 2012]). Esta variación porcentual queda descrita por:

$$\frac{C_t^* - C_t}{C_t} = \Delta^w \%$$

$$C_t^* - C_t = \Delta^w \% \cdot C_t$$

Al dividir ambos términos de la expresión por  $C_0$ , y considerando la relación establecida entre indicadores de precio de consumidor y productor en la ecuación 1:

$$\frac{P_t^*}{P_0} - \frac{P_t}{P_0} = \beta_{IPP} \cdot \frac{C_t^*}{C_0} - \beta_{IPP} \cdot \frac{C_t}{C_0} \quad (9)$$

$$P_t^* - P_t = \beta_{IPP} \cdot \frac{(C_t^* - C_t)}{C_0} \cdot P_0 \quad (10)$$

$$P_t^* - P_t = \beta_{IPP} \cdot \frac{\Delta^w \% \cdot C_t}{C_0} \cdot P_0 \quad (11)$$

$$P_t^* - P_t = \beta_{IPP} \cdot \Delta^w \% \cdot IPP_t \cdot P_0$$

Sin embargo, las series de precios observadas corresponden a los precios bajo el escenario colusorio, es decir,  $IPP_t^*$ . Debido a que la relación entre el precio en escenario competitivo ( $C_t$ ), y el escenario colusorio ( $C_t^*$ ) está dada por  $C_t^* = C_t \cdot (1 + \Delta^w \%)$ , considerando que  $C_0$  no fue afectado (año base 2013, post periodo colusorio), se obtiene que  $IPP_t^* = (1 + \Delta^w \%) \cdot IPP_t$ . Luego, el sobreprecios del consumidor pueden ser estimado como:

$$\Delta^r = P_t^* - P_t = \beta_{IPP} \cdot \left( \frac{\Delta^w \%}{1 + \Delta^w \%} \right) \cdot IPP_t^* \cdot P_0 \quad (12)$$

Finalmente, para obtener la variación porcentual sobre los precios transados:

$$\Delta^r \% = \frac{P_t^* - P_t}{P_t^*} = \beta_{IPP} \cdot \left( \frac{\Delta^w \%}{1 + \Delta^w \%} \right) \cdot \frac{IPP_t^*}{IPC_t^*} \quad (13)$$



## 7.6. Estimación Precio Base

Cuadro 23: Estimación precio base al consumidor (2013)

| 2*Producto                | 2*Ponderador <sup>13</sup> | Precio Supermercados<br>(34,1 % de las ventas) | Precio Carnicerías<br>(65,9 % de las ventas) | 2*Precio Promedio |
|---------------------------|----------------------------|--|--|-------------------|
| Trutro de pollo           | 51,6 %                     | \$1.997  | \$1.980                                      | \$1.986           |
| Pechuga de pollo          | 13,2 %                     | \$1.725  | \$1.705                                      | \$1.712           |
| Pollo Entero              | 35,2 %                     | \$2.312  | \$2.322                                      | \$2.319           |
| <b>Promedio Productos</b> |                            |  |  | <b>\$ 2.027</b>   |

## 7.7. Cálculo daño al consumidor

Para obtener una estimación del daño total ( $D$ ) durante el período colusorio, se suman los flujos monetarios asociados a cada año ajustando por inflación (normalizando por el valor de la  $UF$ ) y aplicando una tasa de descuento  $\rho$  que permita obtener un valor económico común. Es decir:

$$D = \sum_{t=1}^T (1 + \rho)^{(T-t)} \frac{d_t}{UF_t}$$

dónde  $t$  representa el primer año y  $T$  el último en que existió el acuerdo entre las firmas productoras. Sin embargo, para estimar la fórmula anterior se necesita la estimación de los daños en cada año del período colusorio, y solo se dispone de la estimación de los daños al consumidor a partir del año  $s = 2009$  ( $d_{2009}$  y  $d_{2010}$ )<sup>14</sup>. Según datos de la ODEPA (Oficina de Estudios y Políticas Agrarias [2011]), el consumo aparente per cápita de carne de pollo fue de 31,3 kg/hab en el año 2009, y 33,3 kg/hab el año siguiente. Luego, para obtener una estimación del daño total se separa la sumatoria en dos términos (Gomez-Lobo and Lima [Agosto 2012]):

$$D = \left( \frac{d}{UF} \right) (1 + \rho)^{(T-(s-1))} \left( 1 + \frac{1}{\theta} \right) \left( 1 - \frac{1}{(1 + \theta)^{(s-1)}} \right) + \sum_{t=s}^T (1 + \rho)^{(T-t)} \frac{d_t}{UF_t} \quad (14)$$

dónde  $\theta = \frac{(1+g)}{(1+\rho)} - 1$ , con  $g$  un parámetro que refleja la tasa de crecimiento promedio de las ventas durante el período  $(t, s-1)$ , y  $\left( \frac{d}{UF} \right)$  el daño promedio estimado en los períodos de datos disponibles. Se utilizaron los valores de tasa de interés  $\rho = 2,75\%$  correspondiente al promedio de las tasas de interés del mercado secundario de los bonos licitados a 10 años expresados en UF entre los años 2002 y 2016. La tasa de crecimiento  $g = 4\%$  se calculó en base al crecimiento de consumo de pollo entre los años 1996 y 2006 según demanda agregada publicada en el sitio web de la APA.

<sup>14</sup> Esta restricción se originó por la disponibilidad de los datos de las series de precios (INE), que inician en el año 2009.