

UNIVERSIDAD DE LA REPÚBLICA

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y DE ADMINISTRACIÓN

Tesis para el Título de Licenciado en Economía

PODER DE MERCADO EN LA INDUSTRIA LÁCTEA URUGUAYA

DANIEL YAVUZ KEFELI PRAT

MARIANGEL PACHECO TROISI

MARÍA EUGENIA SILVA CARRAZZONE

FERNANDO MIGUEL BORRAZ ESCAMES, Ec. Phd.

Montevideo, Uruguay

2010

PÁGINA DE APROBACIÓN

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y DE ADMINISTRACIÓN

El tribunal docente integrado por los abajo firmantes aprueba la Tesis de Investigación:

Título

.....
.....

Autores

.....
.....
.....

Tutor

.....

Carrera

.....

Puntaje

.....

Tribunal

Profesor.....(Nombre y firma)

Profesor.....(Nombre y firma)

Profesor.....(Nombre y firma)

Fecha

Agradecimientos

A nuestras familias por su constante apoyo e inagotable paciencia en todo este proceso.

A nuestros amigos que a pesar de haberlos abandonado un poco siempre estuvieron con nosotros.

A los compañeros de trabajo que colaboraron continuamente con nuestra tesis con sus conocimientos y también con su apoyo.

A Alessandra Spremolla por compartir con nosotros su valiosa experiencia.

A la Liga de Defensa Comercial y a los Gerentes de las empresas lácteas, que nos brindaron la información que hizo posible este trabajo, y a los entrevistados, que enriquecieron nuestra visión del sector.

Finalmente y de manera muy especial, a nuestro tutor, Fernando Borraz, por habernos transmitido sus conocimientos, por su firme compromiso, por la continua motivación y por la confianza depositada en nosotros.

Índice

1	Introducción.....	1
2	El sector lácteo en Uruguay.....	5
2.1	Aspectos regulatorios	6
2.2	Oferta	9
2.3	Demanda.....	11
2.4	Precio.....	14
3	Caracterización de las industrias lácteas analizadas	18
3.1	Costos	18
3.2	Ingresos.....	21
3.3	Precios	22
3.4	Rentabilidad	23
4	Fundamentos microeconómicos para la estimación del poder de mercado	26
4.1	Modelo de competencia perfecta, base de microeconomía aplicada ...	26
4.2	Función de producción	27
4.3	Costos y beneficios	28
4.4	Demanda de factores productivos por parte de las empresas	30
4.5	Oligopsonio	31
4.6	Relación entre estructura y resultado. Índice de Lerner y medidas de concentración.....	34
4.7	Teorías de Organización Industrial	36

5	Metodología para la estimación del poder de mercado.....	42
5.1	Revisión de antecedentes	42
5.2	Análisis de cointegración de precios.....	47
5.3	Estimación del Índice de Lerner por regresiones paramétricas.....	50
5.4	Estimación del Índice de Lerner por regresiones semiparamétricas	56
5.5	Datos.....	62
6	Resultados de la estimación del poder de mercado en la industria láctea uruguaya	66
6.1	Análisis de cointegración de precios.....	66
6.2	Estimación del Índice de Lerner por regresiones paramétricas.....	69
6.3	Estimación del Índice de Lerner por regresiones semiparamétricas	74
7	Conclusiones, limitaciones y posibles extensiones	78
	Referencias bibliográficas.....	83
	Anexos	86

Resumen

Este trabajo tiene como objetivo analizar si la alta concentración que caracteriza al mercado conformado por productores de leche como oferentes e industria láctea como demandante redundan en un efectivo ejercicio del poder de mercado. Como primera aproximación se realizó un análisis de cointegración entre el precio internacional de la leche y el precio pagado al productor. Posteriormente, se procedió a calcular el Índice de Lerner. Esto implicó estimar la función de costos del conjunto de empresas bajo estudio. Dicha estimación se realizó utilizando métodos paramétricos y no paramétricos. En la estimación paramétrica se trabajó con el método de datos de panel con efectos fijos, mientras que en la no paramétrica se siguió el método de Robinson utilizando funciones Kernel. Para las estimaciones realizadas se trabajó con datos a nivel de empresas obtenidos principalmente de sus Balances Contables. Del análisis de cointegración surge que ambos precios presentan una relación estable en el largo plazo. Los Índices de Lerner estimados en todos los casos arrojan valores distintos de cero. Si bien éstos sugieren que hay ejercicio de poder de mercado, están sujetos a un conjunto de limitaciones y supuestos asociados al tratamiento de los datos y los métodos de estimación utilizados.

Palabras clave: sector lácteo, organización industrial, concentración, poder de mercado, índice de Lerner, cointegración, panel, Kernel.

1 Introducción

El mercado conformado por los productores de leche como oferentes y la industria como demandante se caracteriza por estar atomizado del lado de la oferta y altamente concentrado del lado de la demanda. De hecho, las cinco industrias lácteas más grandes de Uruguay captan el 90% de la remisión de leche y la primera industria por sí sola capta el 60% de la leche para su procesamiento. Según indican las teorías de Organización Industrial, el alto grado de concentración podría dar lugar al ejercicio de poder de mercado. Adicionalmente, este mercado presenta la particularidad de que el bien transado, la leche cruda, es altamente perecedero y por tanto los productores no pueden almacenarlo, lo que reduce su poder de negociación frente a la industria.

Por otro lado, la industria procesadora de leche se caracteriza por estar organizada en buena medida bajo la forma de cooperativas de productores, lo que en algunos casos va acompañado por la prestación de beneficios adicionales como subsidios, acceso a condiciones especiales de financiamiento y facilitación de insumos agropecuarios, entre otros. A esto se suma que el continuo abastecimiento de materia prima resulta fundamental para la industria. Estos argumentos pueden llevar a pensar que la industria no ejerce poder de mercado sobre los productores rurales.

Por otra parte, si bien desde 2007 existe en Uruguay la ley 18.159 de Defensa de la Competencia, ésta no considera de forma explícita la defensa de la competencia en el primer eslabón de la cadena productiva, es decir, entre la industria y el productor en este caso.

Estos elementos motivan la realización del presente trabajo, que busca determinar si efectivamente la industria láctea ejerce poder de mercado, partiendo de la hipótesis de que, a pesar de la alta concentración, la organización bajo la forma de cooperativas podría hacer que la industria láctea no ejerciera poder de mercado sobre los productores.

A nivel nacional no se encontraron trabajos previos que estudien el efectivo ejercicio de poder de mercado en el sector. Sin embargo, existen diversos trabajos de la Oficina de Política y Programación Agropecuaria (OPYPA) del Ministerio de Ganadería, Agricultura y Pesca (MGAP) que analizan la formación de precios en el sector. A nivel internacional, predominan investigaciones que estudian el ejercicio de poder de mercado en la industria frigorífica norteamericana, mientras que para países emergentes el trabajo de Loza (2001) analiza el ejercicio de poder de mercado en el sector lácteo argentino.

En este trabajo, como primera aproximación se procedió a analizar la relación existente entre el precio internacional de la leche y el precio pagado al productor y cómo impactan los cambios de los primeros en los segundos. Para ello se realizó un análisis de cointegración siguiendo la metodología propuesta por Engle y Granger. Luego se procedió a calcular el Índice de Lerner, lo que implicó estimar la función de costos del conjunto de empresas bajo estudio. Dicha estimación se realizó utilizando métodos paramétricos y no paramétricos. Estos últimos permiten superar las limitaciones que presentan los métodos paramétricos, dado que no requieren supuestos sobre la forma funcional de los costos.

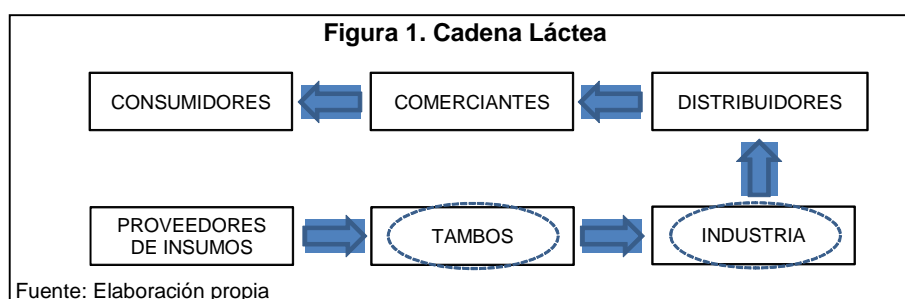
En lo que refiere a la estimación paramétrica se utilizó el método de datos de panel con efectos fijos. En la estimación no paramétrica se siguió el método de Robinson utilizando la función de ponderación continua de Kernel.

Cabe destacar que para las estimaciones realizadas se trabajó con datos a nivel de empresas obtenidos de sus Balances Contables, información adicional proporcionada por las industrias lácteas y por instituciones vinculadas al sector. Adicionalmente se realizaron entrevistas a las empresas, gremiales de productores, organismos públicos y referentes de política industrial en Uruguay para complementar las estimaciones cuantitativas con un análisis cualitativo del sector.

El presente trabajo se organiza de la siguiente manera. En el capítulo 2 se describe el mercado analizado. En el capítulo siguiente se analiza comparativamente la información a nivel de empresas referida a la estructura de costos, precios, ingresos y rentabilidad. En el capítulo 4 se desarrolla el marco teórico, centrándose en los fundamentos microeconómicos y en las teorías de Organización Industrial que sustentan el estudio. En el quinto capítulo se desarrolla la estrategia empírica, presentando el análisis de cointegración, la estimación paramétrica, la estimación no paramétrica y la descripción de los datos utilizados. En el capítulo 6 se comentan los resultados de dichas estimaciones y en el capítulo 7 se sintetizan las conclusiones globales, limitaciones del trabajo y posibles estudios que pueden derivar del mismo.

2 El sector lácteo en Uruguay

En la cadena láctea pueden distinguirse seis eslabones (ver Figura 1), que abarcan desde la fase primaria hasta el consumidor final. Desde el punto de vista del bien transado, el mercado relevante para este trabajo es el mercado de leche cruda (materia prima de la industria), conformado por los productores rurales como oferentes y la industria como demandante. Si bien parte de la producción de leche es consumida en el propio predio del tambero o procesada por productores artesanales, ésta no forma parte del mercado relevante, dado que no tiene como destino el procesamiento industrial. Desde el punto de vista geográfico, el mercado analizado tiene una cobertura a nivel nacional. Si bien existe una mayor concentración de los productores lecheros en los departamentos que conforman la cuenca lechera, la industria láctea se abastece de materia prima prácticamente en todo el territorio nacional, no existiendo diferencias en los precios pagados entre los distintos departamentos o regiones.



El sector lácteo constituye uno de los rubros de mayor relevancia en la economía uruguaya. En efecto, en el año 2008 la agroindustria láctea representó más del 9% del Valor Bruto de Producción (VBP) agropecuario, ubicándose de este modo en tercer lugar, luego de la producción de carne y de arroz. En la fase primaria los empleos directos alcanzaron a 19.300 personas, mientras que en la fase industrial se ocuparon unas 4.600 personas. Asimismo, la industria láctea contribuye de forma importante a la generación de exportaciones. De hecho, en 2008 las exportaciones de productos lácteos constituyeron el tercer rubro de exportación a nivel nacional, al superar los US\$ 440 millones, representando de este modo el 7% del total exportado por el país.

2.1 Aspectos regulatorios

El sector lácteo tradicionalmente se ha caracterizado por la presencia de una fuerte regulación. Podría afirmarse que la relación entre el marco regulatorio y el sector es bidireccional, dado que dicha regulación ha obedecido a las características propias del sector, así como la estructura del mercado lácteo se ha visto condicionada por el marco regulatorio.

Una ley clave dentro de la regulación del sector es la ley 9.526 de 1935, por medio de la cual se crea la Cooperativa Nacional de Productores de Leche (CONAPROLE) y se introduce el régimen de cuotas. Dicha ley bus-

caba la estabilidad y crecimiento del sector lácteo, la continuidad y estabilidad en la producción, la creación de un producto homogéneo, así como la mejora en la calidad del producto, asegurando de esta manera el abastecimiento de una demanda creciente a un precio accesible para el consumidor.

En lo que refiere a la creación de CONAPROLE, esta ley le otorgó a la cooperativa el monopolio en el abastecimiento a Montevideo de leche pasteurizada y pautó la participación de representantes de distintas instituciones del Estado en su directorio. Dicho monopolio perduró por cincuenta años, hasta que en 1982 un Decreto Municipal de Montevideo autorizó el abastecimiento al consumo capitalino por plantas pasteurizadoras que no fueran de la capital, acabando de esta forma con la exclusividad de CONAPROLE. Asimismo, la participación obligatoria en el directorio de integrantes del Estado fue removida posteriormente a la creación de la empresa.

Pese a que el monopolio en el abastecimiento de Montevideo había finalizado, la regulación sustituta también generaba barreras a la entrada de nuevas empresas procesadoras. La ley 15.640 de 1984 exigía a las nuevas empresas que quisieran participar en el mercado, no a las ya instaladas, una capacidad de pasteurización diaria mínima de 100 mil litros, requisito que al momento sólo cumplía CONAPROLE.

En lo que refiere al régimen de cuotas, la ley 9.526 introduce la regulación del precio pagado por la industria al productor y del precio de venta al consumidor final. El criterio aplicado sobre el precio al productor, que regirá con modificaciones hasta 2008, diferencia el precio pagado por la leche cruda en dos categorías: por un lado el precio pagado por la leche cuota, que corresponde a la leche cruda destinada a la producción de leche pasteurizada de consumo interno, y por otro lado, el precio pagado por la leche industria, que corresponde a la leche destinada a la industrialización de productos derivados. Tal como se comenta en el apartado 2.4, a partir de marzo de 2008 se libera la fijación del precio de la leche cruda pagado al productor.

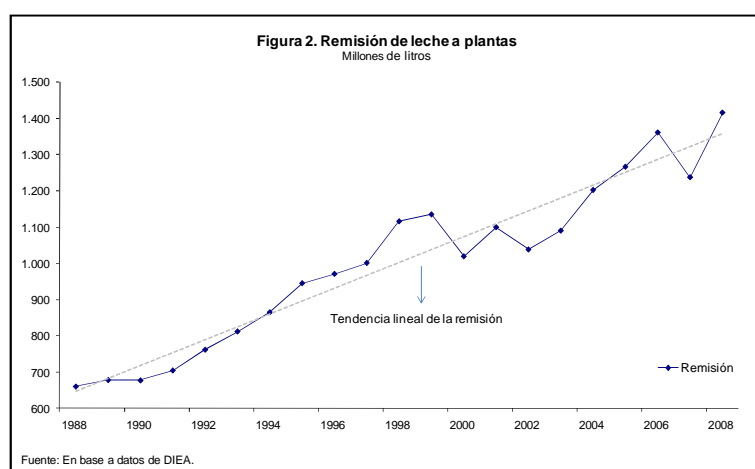
El fin del monopolio de CONAPROLE también repercutió en este régimen de cuotas, haciendo que la ley 15.640 incluyera artículos referentes a la distribución de cuotas entre las empresas procesadoras. La determinación de la cuota correspondiente a cada empresa surge de multiplicar la remisión total a cada planta por un cociente, que corresponde al ratio entre el total de leche pasteurizada vendida en el mercado interno en los últimos tres años (por todas las plantas) y el total de la remisión a todas las plantas en el mismo período. De esta forma, las plantas sólo podían distribuir como cuota entre sus remitentes una proporción equivalente a la fracción de la remisión total que en el último trienio fue vendida efectivamente como pasteurizada.

De este modo, en la regulación del sector pueden detectarse elementos que contribuyeron a generar la estructura concentrada que presenta la industria láctea actualmente.

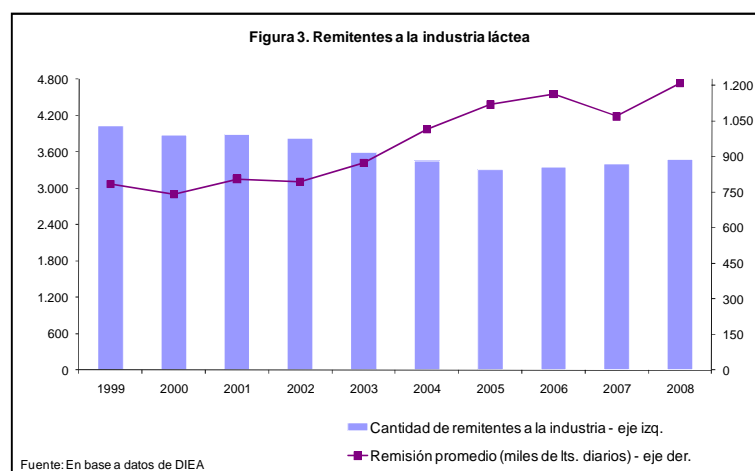
2.2 Oferta

La oferta del mercado de leche cruda se caracteriza por estar atomizada. En efecto, según datos de la División de Estadísticas Agropecuarias (DIEA) del MGAP, en el año 2008 la producción de leche con fines comerciales fue realizada por cerca de 4.600 productores. En dicho año la producción de leche alcanzó un nuevo máximo histórico, al superar los 1.800 millones de litros. De éstos, más del 80% fue captado por la industria.

Tal como se observa en la Figura 2, la producción de leche muestra una clara tendencia creciente. En concreto, en los últimos veinte años creció a



una tasa promedio de 4% acumulativa anual, mientras que la economía uruguaya en su conjunto creció 2,7% acumulativo anual. No obstante, como muestra la Figura 3, desde el año 2000 se ha venido reduciendo el número de productores, así como la superficie de tierra dedicada a la lechería (que se contrajo 30% en los últimos veinte años). Por el contrario, el ganado para la explotación lechera ha acumulado un crecimiento de 19% desde 1990 hasta 2007. De estos datos se deduce que en los últimos años se produjeron importantes aumentos de productividad en la fase primaria de la cadena, asociados principalmente a la gradual sustitución de las pasturas naturales por pasturas mejoradas. En efecto, los tambos nacionales se caracterizan por incorporar cambio técnico en lo referente a pasturas, suplementos alimenticios y sanidad. En la mayoría de los casos estos cambios se dan en el marco de programas específicos, alentados en buena medida por los requerimientos de la industria.



En cuanto a las características de los establecimientos lecheros, éstos son mayoritariamente de origen nacional. Los mismos abarcan desde grandes empresas (remisión diaria de 5.000 a 10.000 litros) hasta establecimientos familiares, con una producción diaria de 300 a 2.000 litros de leche. Si bien la producción lechera se desarrolla en prácticamente todo el territorio nacional, existe una fuerte concentración de establecimientos en los departamentos de Colonia, San José y Florida.

A este grupo de productores nacionales se ha agregado un grupo neozelandés de productores que estaría buscando alcanzar una producción diaria cercana a un millón de litros de leche, basada en la fuerte innovación tecnológica. Asimismo, se ha anunciado la instalación de un importante tambo, con capacidad de producir 100 millones de litros por año, por parte de empresarios argentinos. Cabe destacar que el ingreso de estos actores al mercado podría tener un impacto significativo en la producción de leche cruda, afectando el crecimiento tendencial de la remisión y dando lugar a una mayor concentración del mercado del lado de la oferta.

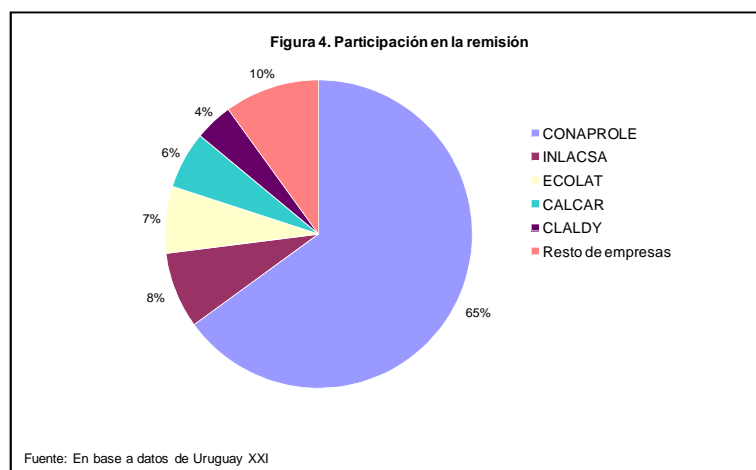
2.3 Demanda

La demanda está constituida por la industria láctea, para la cual la leche cruda es su principal insumo. Una porción relativamente reducida de la

leche remitida a las plantas es vendida a los consumidores como leche pasteurizada (14% en 2008), mientras que la mayor parte es procesada para la elaboración de productos lácteos, que se comercian tanto en el mercado doméstico como externo. En efecto, aproximadamente el 35% de la producción industrial se vuelca al mercado interno, mientras que el 65% restante se exporta. El principal producto elaborado y exportado (en términos de volumen) por la industria nacional es la leche en polvo, seguida por los quesos y en tercer lugar la manteca. El mercado perfil exportador de la industria láctea nacional es clave para el proceso de formación de precios que se comenta más adelante.

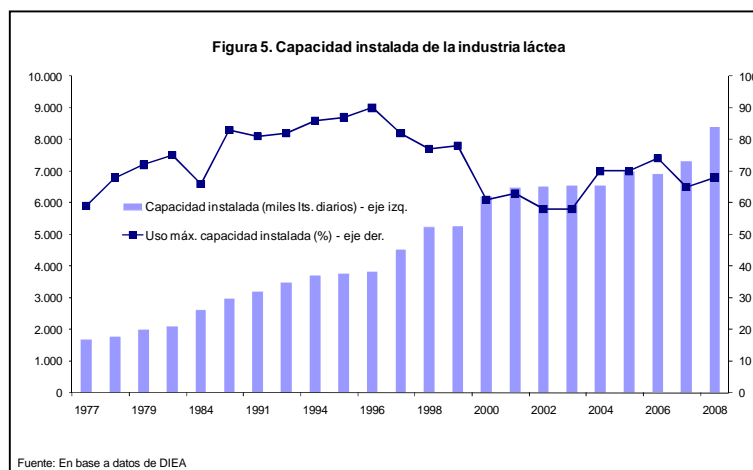
Tradicionalmente el sector mantiene la característica de la cooperación y la organización en sistemas asociativos. Ésta deriva, a su vez, de las características intrínsecas de la materia prima, en particular de su carácter perecedero, que hace que sea fundamental para la industria poder abastecerse con regularidad de leche cruda. En el caso de algunas industrias lácteas, se ofrecen beneficios al productor tales como facilidades para la compra de insumos agropecuarios, acceso a condiciones especiales de financiamiento, subsidios, planes de capacitación diferenciados según las características del productor y asistencia técnica. Estos elementos pueden llevar a pensar que estas industrias no ejercen poder de mercado sobre los tamberos.

Sin embargo, vale destacar que el lado de la demanda del mercado de leche cruda está altamente concentrado, lo que da lugar a la posible existencia de poder de mercado por parte de la industria. En concreto, a 2008 el sector industrial lácteo estaba conformado por un total de 36 empresas registradas. De éstas, la principal empresa concentra el 65% de la remisión, mientras que las cinco primeras en conjunto concentran el 90% del total de leche cruda remitida a plantas (ver Figura 4).



En línea con el crecimiento de la producción de leche a nivel primario, la industria láctea ha aumentado fuertemente su capacidad de procesamiento. En el año 2008 la industria en su conjunto tenía una capacidad instalada que le permitía procesar más de 8 millones de litros de leche por día. De todos modos, el uso efectivo de dicha capacidad instalada no superó el 75% en los últimos años (ver Figura 5), lo que hace que la industria

pueda procesar 300 millones de litros por año adicionales sin necesidad de aumentar la capacidad de producción (Uruguay XXI, 2010)¹.



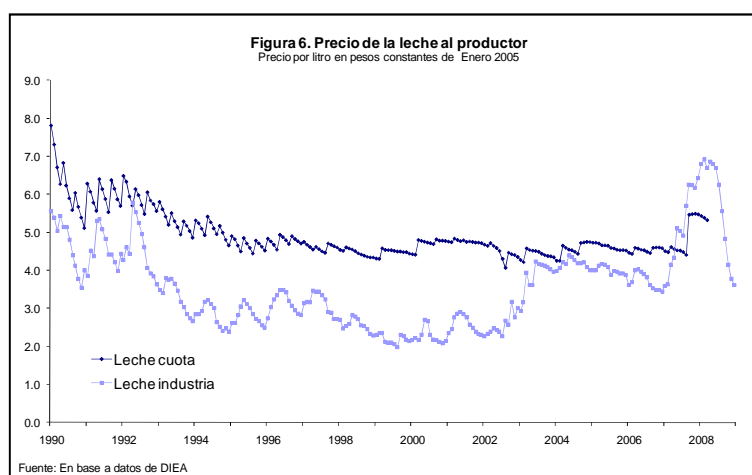
En el año 2010 se anunció el ingreso de dos nuevas industrias al sector, Schreiber Foods y Bom Gosto, que demandarán más de un millón de litros de leche por día, aumentando de forma importante la capacidad de producción del parque industrial.

2.4 Precio

En línea con lo comentado en el apartado 2.1, hasta el año 2008 es posible distinguir dos precios pagados por la industria al productor: por un lado el precio de la leche cuota, es decir, leche que se procesa industrial-

¹ Esta estimación fue realizada por Uruguay XXI asumiendo una remisión diaria constante para el mes de mayor producción, generalmente octubre o noviembre. Adicionalmente, diversos actores consultados para esta investigación manifestaron la existencia de capacidad instalada ociosa en sus plantas.

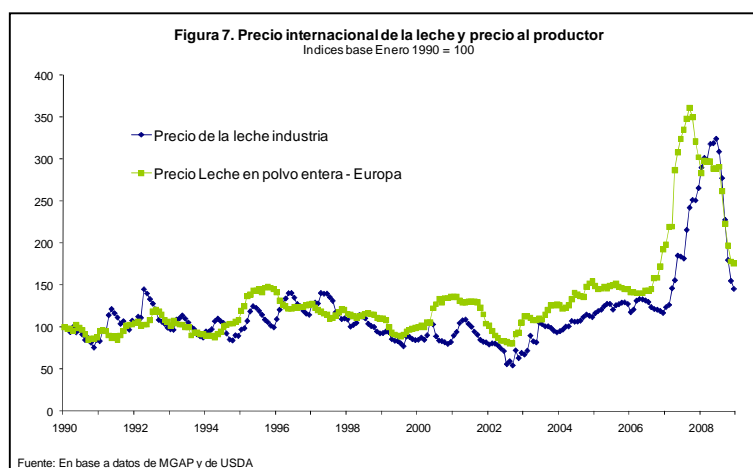
mente y se vende como leche fluida, y por otro el precio de la leche industria, o sea, el precio pagado por la materia prima que se industrializa para obtener derivados lácteos. A pesar de que este régimen de cuotas tenía un peso decisivo en la formación del precio promedio recibido por los productores (en la medida que aseguraba un precio mínimo), la leche cuota ha representado una porción decreciente de la remisión total en los últimos años. Por otro lado, la fuerte suba que últimamente evidenciaron los precios internacionales de los lácteos hizo que en 2007 el precio de la leche cuota se ubicara por primera vez por debajo del precio de la leche industria (ver Figura 6), por lo que el régimen de precios dejó de ser atractivo para los productores. En consecuencia, en febrero de 2008 el Poder Ejecutivo decidió liberar el precio pagado al productor², pero mantiene su participación en la determinación del precio de la leche pasteurizada vendida al consumidor.



² Decreto 129/008 del 29 de febrero de 2008.

Más allá de los aspectos regulatorios, en la fijación de precios al productor por parte de la industria inciden principalmente los precios de venta en el mercado interno y externo y elementos vinculados a la composición de la materia prima.

En lo que hace al mercado externo, la industria láctea uruguaya es tomadora de precios en los mercados internacionales (principal destino de sus ventas). En este sentido, las principales referencias a nivel internacional son Nueva Zelanda y Europa. Tal como se observa en la Figura 7, la evolución de los precios de la leche en Uruguay está fuertemente determinada por los precios pautados en estos mercados de referencia.



A partir de los precios de exportación y de los precios en plaza, la industria determina el precio pagado al productor. En su fijación se busca estimular el contenido de sólidos en la leche cruda, particularmente de grasas y proteínas, dado que la composición de la materia prima resulta clave en

la eficiencia del proceso industrial. Es por eso que la industria paga precios diferentes en función de la composición de la leche cruda³.

Por último, además de los factores económicos mencionados, en la determinación del precio pagado al productor incide fuertemente la competencia entre las empresas por la captación de los remitentes.

³ Existen otros factores que inciden en el precio pagado al productor además de la composición de la leche, tales como su calidad, volumen, estacionalidad de la remisión y plazo del pago. No obstante, el estudio de Bertini *et al* (2006) concluye que la composición y la calidad son los más significativos.

3 Caracterización de las industrias lácteas analizadas

En este capítulo se caracterizan las siete principales empresas lácteas de Uruguay de acuerdo a su estructura de costos, composición de ingresos, precios y rentabilidad. Esta caracterización se realiza en base a la información contable presentada en los Balances Contables de cada una de las empresas (insumo de las estimaciones que se realizan posteriormente). Dicha información fue proporcionada por la Liga de Defensa Comercial (LIDECO) y las propias empresas lácteas. Para mantener la confidencialidad de las empresas, dado que la información manejada incide en su estrategia, no se identificará a dichas firmas por su nombre comercial.

3.1 Costos

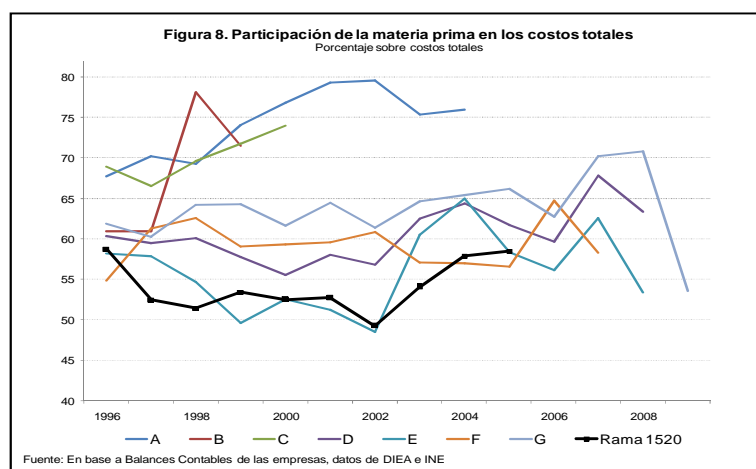
Los costos a considerar, de acuerdo a Davis y Garcés (2010) son los directamente asociados al proceso productivo. Contablemente, éstos son los costos de bienes vendidos o servicios prestados y gastos administrativos y de ventas, excluyéndose costos financieros y tributarios.

La desagregación de los costos considerados se realiza de acuerdo a los requerimientos de las especificaciones econométricas⁴, por lo tanto se

⁴ Se trabaja con una desagregación de costos reducida para obtener modelos econométricos parsimoniosos.

trabajó con leche cruda (materia prima), electricidad, combustible y agua, mano de obra y otros costos (que incluyen publicidad, arrendamientos, materiales de envasado, transporte, reparación y mantenimiento y otros insumos).

Como se observa en la Figura 8, en todas las empresas el componente con mayor peso en los costos totales es la leche cruda. En concreto, la materia prima representa más de la mitad de los costos en todos los casos, la única excepción es en el año 2002 donde la materia prima tiene una participación del 49% para la empresa E.



Considerando el promedio de las observaciones, la materia prima tiene mayor peso sobre los costos totales en la empresa A (74%) y menor peso en la empresa E (56%).

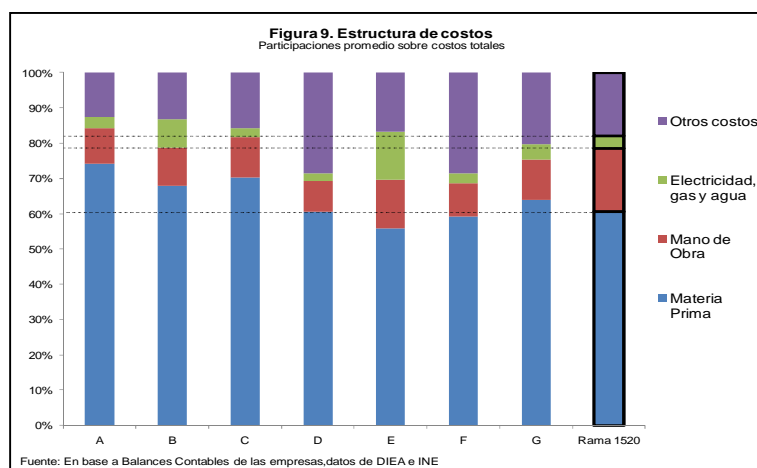
Para las empresas D, F y G la participación de la leche cruda es más estable durante el período observado. En el caso de la empresa G en el año 2009 se observa una fuerte caída de la participación de la leche en detrimento de otros costos. Por el contrario, las empresas B y E son las que presentan mayor inestabilidad.

En cuanto al resto de los componentes de los costos, mano de obra y otros costos son los que presentan mayor participación. Particularmente para las empresas D y F, otros costos representan en promedio 28% y 29% de los costos totales respectivamente, siendo los casos donde se observa mayor participación para estos componentes. En lo que refiere al peso de la mano de obra, las empresas E y G son las que presentan el porcentaje más alto (14%). Para el resto de las empresas la participación es de entre 9% y 11% en promedio. Por último la participación de electricidad, combustible y agua no supera el 14% en promedio para ninguna de las empresas.

Si se compara la estructura de costos de cada una de las empresas con la rama de Elaboración de productos lácteos (Rama 1520 en la clasificación CIIU Rev. 3)⁵, se observan participaciones similares en términos relativos para todos los componentes de costos. En la siguiente figura se grafican las estructuras de costos (promedio de participaciones de los com-

⁵ Información divulgada por el Instituto Nacional de Estadística (INE).

ponentes de costos totales, para los períodos que se cuenta con información⁶ sobre cada una de las empresas) de las siete empresas y la rama 1520.



3.2 Ingresos

Los Estados de Resultados de todas las empresas presentan los ingresos desagregados en ingresos por ventas al exterior e ingresos por ventas en el mercado interno. En la Figura 10 se muestra la composición de los ingresos totales para cada una de las empresas.

En la misma se observa que cuatro de ellas muestran prácticamente la misma composición de ingresos, presentando igual peso las ventas externas e internas. En cuanto a las tres empresas restantes, dos de ellas, las

⁶ En el apartado 5.5 se detallan los períodos analizados para cada empresa. En el Anexo B se presenta la estructura de costos de cada empresa para cada año.

empresas B y A, exportan la mayor parte de su producción, mientras que en la empresa C predominan las ventas al mercado interno.

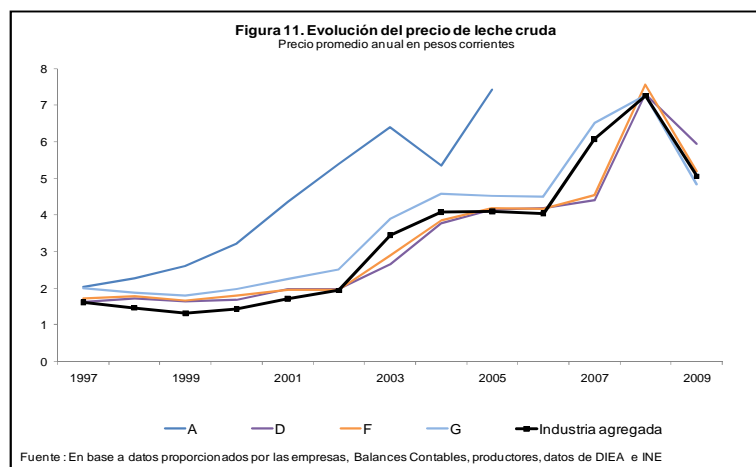
Figura 10. Composición de ingresos según destino
Porcentaje promedio sobre ingresos totales

	Empresas						
	A	B	C	D	E	F	G
Exportaciones	68	98	14	50	50	50	52
Mercado interno	32	2	86	50	50	50	48
Período	1999 - 2007	2006 - 2009	1999 - 2003	1997 - 2009	1996 - 2008	1998 - 2009	1996 - 2009

Fuente: En base a Balances Contables de las empresas

3.3 Precios

En lo que refiere a los precios pagados al productor por la leche cruda, sólo se obtuvieron aquellos pagados por las empresas A, D, F y G. Comparando los precios se observa que aquéllos pagados por las empresas G, F y D presentan la misma evolución que el precio promedio pagado por el conjunto de la industria; particularmente la empresa G hasta el año 2008 siempre pagó ligeramente por encima del promedio. Adicionalmente, como se observa en la Figura 11, los precios pagados por las empresas D y F son muy similares. Sólo la empresa A paga un precio sensiblemente superior al resto de las empresas y de la industria en su conjunto. Para el período sobre el cual se cuenta con información, la empresa A paga en promedio 1,21 pesos por encima de lo que paga el promedio de la industria.



La diferencia observada entre el precio pagado por la empresa A y las restantes responde a la relevancia del precio pagado al productor a la hora de competir por la materia prima. Esta diferencia se puede asociar con que aquellas empresas que pagan precios más bajos otorgan otro tipo de beneficios al productor para asegurarse el abastecimiento de leche.

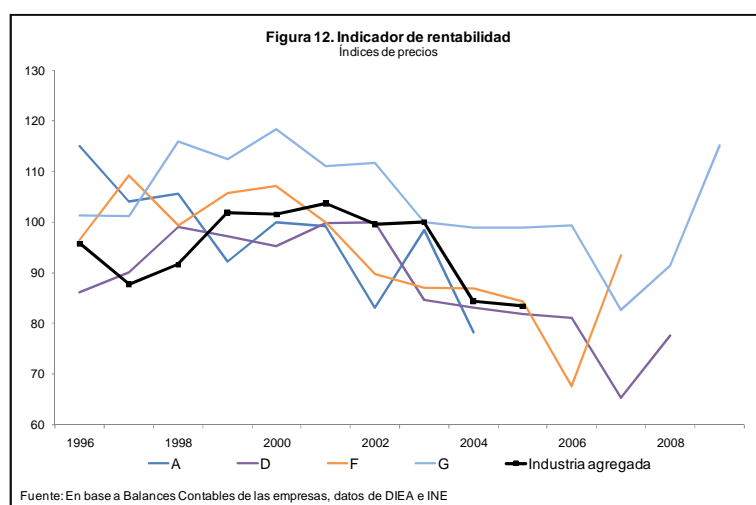
3.4 Rentabilidad

Como aproximación a la rentabilidad de las empresas y la industria en su conjunto, se calculó un índice de precios relativos⁷. Este índice mide la relación entre el precio de venta y el precio pagado por la materia prima. Si el índice permanece estable ambos precios están evolucionando de la

⁷ Como precio de venta se consideró el promedio ponderado de las ventas externas e internas de cada empresa.

misma manera, mientras que incrementos del índice indican que el precio de venta está evolucionando por encima del de la materia prima y viceversa. De forma sencilla este índice constituye una primera aproximación al traslado de precios por parte de la industria.

El índice de precios relativos se calcula para las empresas sobre las cuales se cuenta con información de los precios pagados por la materia prima. Los valores calculados se encuentran entre 65 (empresa D, año 2007) y 118 (empresa G, año 2000).



En línea con lo anterior, el valor del índice para la empresa G evoluciona por encima del resto de las empresas y la industria en su conjunto durante todo el período considerado.

Los valores para las empresas D y F acompañan los de la industria en su conjunto. En concreto, el índice de rentabilidad promedio para la empresa D es de 88, para la F es de 93 y para la industria en su conjunto de 95.

En particular, las empresas A, D y G presentan un mínimo absoluto del valor del índice entre los años 2007 y 2008. Luego muestran una significativa recuperación.

En conclusión, los índices de rentabilidad calculados muestran una ligera tendencia bajista. Esto sugiere que el poder de compra de la industria frente a la materia prima muestra un deterioro, indicando un encarecimiento de la leche sin procesar frente a los precios de venta de la industria, lo que sugeriría que la industria traslada al menos en parte sus ingresos al productor.

4 Fundamentos microeconómicos para la estimación del poder de mercado

Las teorías más tradicionales dentro de la Organización Industrial plantean que la estructura del mercado en el que operan las empresas determina en buena medida los resultados que éstas obtienen. Estos resultados pueden aproximarse a través de indicadores sintéticos como el Índice de Lerner. Por su parte, la estructura de mercado depende, entre otros, de factores tecnológicos asociados al proceso productivo de la empresa, que pueden ser contemplados por medio de la función de producción, función de costos y función de demanda de insumos productivos. En efecto, cada una de estas funciones contiene información acerca de las posibilidades tecnológicas para transformar insumos en productos finales. En adelante se realiza una sistematización de estos conceptos microeconómicos, desarrollados por Nicholson (2002), Vickrey (1969), Varian (1987), Cabral (1997) y Davis y Garcés (2010), que sustentan el análisis a desarrollar posteriormente.

4.1 Modelo de competencia perfecta, base de microeconomía aplicada

El modelo de competencia perfecta, base del análisis de microeconomía aplicada, parte de los siguientes supuestos:

- i. existencia de una gran cantidad de empresas donde cada una produce el mismo bien homogéneo
- ii. cada empresa maximiza beneficios
- iii. cada empresa es tomadora de precios
- iv. información perfecta
- v. no existen costos de transacción

Bajo estos supuestos el equilibrio de competencia perfecta tiene la propiedad de asignar los recursos de manera eficiente. Una asignación de recursos es eficiente en el sentido de Pareto si no es posible que un agente mejore sin que otro empeore, a través de reasignaciones. De este modo, la eficiencia productiva implica una asignación de recursos donde ninguna nueva reasignación permitiría producir más de un bien sin reducir la producción de algún otro bien.

4.2 Función de producción

La principal actividad de cualquier empresa consiste en transformar los factores productivos en bienes, en base a una tecnología dada. Así, la función de producción de una empresa para un determinado bien muestra la cantidad (q) máxima del bien que se puede producir utilizando combinaciones alternativas de los factores de producción.

$$q = f(K, L)$$

Por simplificación se presentan como factores productivos el capital (K) y el trabajo (L), pero el análisis es válido para todo tipo de factores.

El producto físico marginal de un factor productivo es el incremento de producción que se obtiene por la utilización de una unidad adicional del factor, manteniendo constante el resto de los factores.

$$PMg_{factor} = \frac{\partial q}{\partial factor}$$

Existen diferentes tipos de funciones de producción, tales como lineales, de proporciones fijas, Cobb-Douglas y funciones de producción con elasticidad de sustitución constante (CES).

4.3 Costos y beneficios

El término costos, desde el punto de vista económico, refiere a todos los gastos en los que la empresa incurre en el proceso de producción. Existen diferentes funciones de costos tales como la función Cobb-Douglas, de Leontieff, elasticidad de sustitución constante (CES), translogarítmicas, etc.

En adelante y con el objetivo de simplificar la introducción teórica se trabajará con dos supuestos:

- i. sólo existen dos factores productivos que son trabajo y capital, los cuales son homogéneos
- ii. los factores se transan en mercados competitivos, siendo w y m los precios del trabajo y capital respectivamente

Bajo estos supuestos los costos totales de una empresa para un determinado período son

$$CT = wL + mK$$

Por tanto, el problema de minimización de costos implica

$$\text{mín}_{K,L} CT = wL + mK$$

$$s. a: q = f(K, L)$$

De las condiciones de primer orden surge

$$\frac{w}{m} = \frac{\partial f / \partial L}{\partial f / \partial K} = RST_K^L$$

Por tanto, la minimización de los costos de producción de un determinado bien implica que la relación técnica de sustitución de un factor por otro se iguale a la relación de precios de los factores.

En tanto el costo unitario se puede medir a través del costo medio y el costo marginal. El costo medio es el costo por unidad de producto.

$$CM = \frac{CT(w, m, q)}{q}$$

Costo marginal es el costo de la última unidad producida. La función de costo marginal resulta de derivar el costo total respecto al producto.

$$CMg = \frac{\partial CT(w, m, q)}{\partial q}$$

La minimización de costos de la empresa es el problema dual de la maximización de beneficios (π), lo que supone maximizar la diferencia entre sus ingresos (IT) y costos totales (CT).

$$\pi = IT(K, L) - CT(K, L)$$

A partir de las condiciones de primer orden asociadas al problema de maximización se deduce que para maximizar el beneficio económico la empresa debe elegir el nivel de producción para el cual el ingreso marginal es igual al costo marginal.

$$IMg = \frac{\partial IT}{\partial q} = \frac{\partial CT}{\partial q} = CMg$$

4.4 Demanda de factores productivos por parte de las empresas

La demanda de factores por parte de una empresa está relacionada directamente con su objetivo de maximizar beneficios.

Del problema de maximización surgen las siguientes condiciones de primer orden:

$$\frac{\partial \pi}{\partial K} = \frac{\partial IT}{\partial K} - \frac{\partial CT}{\partial K} = 0$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial L} = \frac{\partial IT}{\partial L} - \frac{\partial CT}{\partial L} = 0$$

Por tanto,

$$\frac{\partial IT}{\partial K} = \frac{\partial CT}{\partial K}$$

$$\frac{\partial IT}{\partial L} = \frac{\partial CT}{\partial L}$$

Lo anterior indica que una empresa maximizadora de beneficios demandará unidades del factor de producción hasta que el ingreso marginal del factor, se iguale al costo marginal del mismo.

Se define Valor del Producto Marginal (VPMg) de contratar una unidad adicional de cualquier factor productivo como el ingreso adicional obtenido por la venta de la producción obtenida con ese factor adicional. Se obtiene como el producto de la productividad física marginal del factor productivo por el ingreso marginal obtenido con la producción de la empresa en el mercado de bienes.

$$VPMg = IMg \cdot PMg = v$$

4.5 Oligopsonio

Tal como plantea Stackelberg (1952), además de la competencia perfecta, es posible distinguir otras estructuras de mercado que presentan mayor concentración, ya sea del lado de la demanda o de la oferta:

Figura 13. Estructuras de mercado

		DEMANDANTES		
		Uno	Pocos	Atomización
O F E R T E S	Uno	Monopolio bilateral	Monopolio parcial	Monopolio
	Pocos	Monopsonio parcial	Oligopolio bilateral	Oligopolio
	Atomización	Monopsonio	Oligopsonio	Competencia perfecta

Del análisis descriptivo presentado en el capítulo 2 se desprende que el mercado analizado es concentrado del lado de la demanda y atomizado del lado de la oferta, por lo que constituye un oligopsonio. Sin embargo, existe una empresa que tiene una cuota superior al 50% del mercado, coexistiendo con un número relativamente bajo de empresas menores. El modelo de empresa dominante en un mercado de factores describe esta estructura de mercado.

Las hipótesis de este modelo son (Cabral, 1997):

- i. el conjunto de empresas que opera en la franja de competencia demanda la cantidad de factor hasta igualar su precio a su ingreso marginal.
- ii. la empresa dominante tiene poder sobre el precio pagado por el factor, considerando los precios pagados por el resto de las empresas como un dato

Para todo precio pagado por la empresa dominante, la cantidad demandada por esta empresa es igual a la diferencia entre la oferta del factor y

la cantidad demandada por el resto de las empresas pequeñas. Considerando el caso de un solo factor productivo (caso relevante para este trabajo), esta empresa tratará de maximizar su beneficio según indica la expresión

$$\pi = (v - r)(S(r) - D(r))$$

donde $S(r)$ es la oferta total del factor, $D(r)$ función de demanda del conjunto de empresas de cuota menor (suma horizontal de las demandas de las empresas pequeñas), r es el precio del factor y v el valor del producto marginal del factor.

Desarrollando⁸

$$L = \frac{v - r}{r}$$

donde L es el Índice de Lerner, que en su definición más usual mide la capacidad de la industria de fijar el precio de venta por encima del costo marginal, apartándose de este modo de la solución de competencia perfecta. En un mercado de factores, este índice mide la capacidad de la industria de fijar precios de compra del factor productivo por debajo de su valor de producción marginal. Este índice es una medida sin unidad, que difiere de cero si el mercado no opera en competencia perfecta, sugiriendo la existencia de poder de mercado.

⁸ El desarrollo de este modelo se puede ver Cabral (1997).

4.6 Relación entre estructura y resultado. Índice de Lerner y medidas de concentración

La gran mayoría de los mercados están comprendidos entre los extremos de competencia perfecta y monopolio. Las medidas de concentración tienen el objetivo de medir la proximidad de un mercado a la competencia perfecta o al monopolio.

Los índices de concentración más usados son el C_k y el Índice de Herfindahl. El conjunto de índices de concentración C_k se definen como

$$C_k = \sum_{i=1}^k s_i$$

cumpléndose que

$$k/n \leq C_k \leq 1$$

donde k/n es la concentración mínima y 1 es la concentración máxima, s_i es la cuota de mercado de la empresa i , ordenando las empresas por orden decreciente de cuota de mercado y k (menor a la cantidad total de empresas) corresponde a las empresas con mayor concentración.

El Índice de Herfindahl se define

$$H = \sum_{i=1}^n s_i^2$$

cumpléndose que

$$1/n \leq H \leq 1$$

donde $1/n$ es la concentración mínima y 1 la concentración máxima.

El C_k es muy utilizado porque es de simple cálculo y además requiere información sólo de las mayores empresas del mercado. Por otro lado, el Índice de Herfindahl permite definir cuál mercado es más concentrado, es invariante a la escala de cada empresa, es sensible a las fusiones entre empresas y a la división de las mismas, es monótono al número de empresas; todos ellos requisitos necesarios para una buena medida de concentración (Jacquemine, citado en Cabral; 1997). La evidencia empírica demuestra que existe una alta correlación entre los resultados proporcionados por C_k y Herfindahl.

En cuanto a las limitaciones de estos indicadores, debe tenerse en cuenta que estas medidas de concentración consideran la porción de mercado que tiene cada empresa y no cada agente, limitación que adquiere particular relevancia cuando existen *holdings*. Adicionalmente, estos indicadores son muy sensibles a la inadecuada definición del mercado relevante y no reflejan la evolución de la concentración del mercado.

Es posible construir el Índice de Lerner en función del Índice de Herfindahl (Cabral, 1997) con el objetivo de vincular la estructura del mercado con los resultados de la empresa⁹.

$$L = \frac{P - C}{P} = \frac{H}{\eta}$$

siendo P el precio, C el costo marginal, η la elasticidad de la demanda y H el Índice de Herfindahl.

Este resultado es relevante dado que sintetiza la idea central del paradigma Estructura-Conducta-Resultado (E-C-R) que relaciona la estructura que es capturada por el Índice de Herfindahl y los resultados medidos por el Índice de Lerner.

4.7 Teorías de Organización Industrial

Es posible distinguir dos grandes enfoques dentro de las teorías de la Organización Industrial: por un lado, el enfoque del paradigma clásico “Estructura-Conducta-Resultados”, y por otra lado, lo que se denomina “Nueva Organización Industrial Empírica” (NOIE).

El paradigma E-C-R surge en los años 50, siendo J. Bain su principal representante, y postula que existe una relación unidireccional entre la es-

⁹ Esta demostración está en el Anexo A.2.

estructura del mercado en el que operan las empresas, la conducta que éstas desarrollan y los resultados que obtienen. La estructura del mercado hace referencia al número y tamaño de las empresas que lo componen, dando lugar a un cierto grado de concentración, y está determinada en buena medida por la existencia de barreras a la entrada, a la salida y a la movilidad de las firmas así como de encadenamientos. La conducta, en tanto, refiere a las estrategias y acciones que adoptan las empresas, tales como competencia en precio, diferenciación de productos, colusión. Finalmente, los resultados refieren a las ventas o los beneficios que obtienen las firmas.

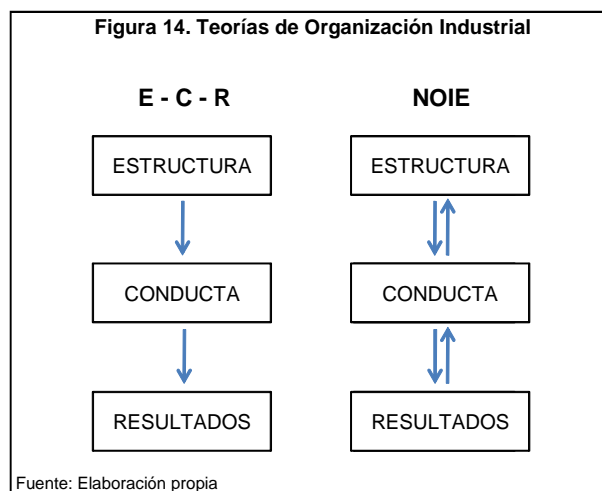
Este enfoque supone que los resultados observables obtenidos por las empresas están determinados por la estructura de los mercados en los que éstas operan, planteando que la concentración permite a las empresas fijar precios que se separan de los que existirían en un mercado competitivo, lo que les posibilite a su vez obtener beneficios extranormales. Para esta corriente existe un vínculo unívoco entre el grado de concentración del mercado y el poder de mercado que detentan las empresas que operan en él, de allí que la utilización de indicadores estructurales de concentración como los descritos anteriormente resulte fundamental para detectar el poder de mercado de las empresas.

De hecho, la mayoría de los trabajos empíricos contenidos en esta corriente utilizan el Índice de Lerner, donde la medición de la concentración es capturada por el Índice de Herfindahl. Existen otras posibles medidas de resultados tales como las tasas de beneficios contables y el valor actual neto de la empresa, entre otras.

Por su parte, la NOIE tiene su origen en la década de los 80, motivada por la ampliación de fuentes estadísticas y herramientas informáticas disponibles, que permite superar algunas de las limitaciones y críticas al esquema E-C-R.

En particular, el objeto central de las críticas al esquema E-C-R es su visión sobre el vínculo entre los tres componentes. De hecho, para este esquema clásico la relación entre la estructura del mercado, la conducta de las empresas y sus resultados es unidireccional y determinística. Frente a esto, los desarrollos basados en la Teoría de Juegos plantean que en realidad hay una fuerte interacción entre estos tres componentes. Incluso, las empresas desarrollan una conducta (por medio de sus estrategias de competencia en precios, cantidades, publicidad, diferenciación de productos) para lograr incidir en la estructura del mercado en el que operan y en los resultados que ellas obtienen. Dado que en general en la práctica las estructuras de mercado se apartan del marco de competencia perfecta, las empresas tienen espacio para adoptar decisiones estratégicas que

incidan en las acciones de sus competidores y por ende en los resultados obtenidos.



Asimismo, las críticas al esquema E-C-R plantean que al considerar la existencia de un vínculo lineal y positivo entre el *market-share* de la empresa y sus beneficios no se están considerando aspectos de eficiencia. En efecto, según el Paradigma de la Eficiencia Relativa es posible que la empresa tenga una alta participación en el mercado porque es más eficiente, en términos de minimización de costos, lo que a su vez deriva en mayores beneficios. Por tanto, el alto *market-share* y resultados de la empresa no derivan de la elevada concentración del mercado, sino de la eficiencia de la firma.

Siguiendo a Bresnahan (citado en Huergo, 2005), los planteos principales de la NOIE son:

- i. dado que el margen precio-costo marginal no se puede observar directamente (ya que los costos marginales no son observables), éste debe inferirse a partir de la observación del comportamiento de las empresas y no mediante su cuantificación
- ii. la relevancia dada por este enfoque al comportamiento de las empresas hace que sea fundamental considerar las características propias del mercado o industria al que éstas pertenecen. Asimismo, los aspectos institucionales resultaran claves, en la medida que inciden en la acción de la empresa
- iii. se deben estimar ecuaciones de comportamiento de las empresas, que refieran a la fijación de precios y cantidades por parte de éstas
- iv. una vez estimadas estas ecuaciones, se elaboran hipótesis que serán contrastadas. Por ejemplo, es posible contrastar la hipótesis de existencia de colusión entre las empresas de un mercado contra la hipótesis de competencia perfecta

Desde el punto de vista empírico, los trabajos enmarcados en la NOIE utilizan estimaciones del costo marginal partiendo de ecuaciones de oferta y demanda de factores, análisis de estática comparativa y análisis de comportamientos que surgen de Teoría de Juegos.

En el marco de la NOIE, la utilización de indicadores estructurales para medir el grado de concentración del mercado pierde relevancia. Para los

trabajos contenidos dentro de esta visión es fundamental tomar en cuenta las características propias de la industria considerada así como del mercado en el que opera, lo que ha derivado en trabajos empíricos para sectores o industrias concretas. Estos trabajos mantienen el interés en el vínculo entre la estructura, la conducta y los resultados, pero consideran la existencia de interrelación entre estos componentes, al tiempo que incorporan una visión global del mercado y de la empresa analizados. Para eso se contemplan indicadores descriptivos del sector, conjuntamente con factores institucionales, al tiempo que se manejan supuestos acerca del comportamiento de las empresas, por ejemplo, competencia en precios (Bertrand), en cantidades (Cournot) o colusión.

Más allá de las limitaciones señaladas, en la práctica muchas de las agencias de defensa de la competencia usan índices como el Herfindahl para definir parámetros de tolerancia de la concentración de mercado, dado que su cálculo es simple y que permiten la toma de decisiones a partir de información de la que se puede disponer con relativa facilidad.

5 Metodología para la estimación del poder de mercado

5.1 Revisión de antecedentes

Dentro de los antecedentes a nivel internacional sobre el estudio del ejercicio del poder de mercado cabe mencionar a Love y Shumway (1994). Este trabajo se propone aproximar el Índice de Lerner mediante la utilización de pruebas no paramétricas. Las pruebas planteadas tienen la ventaja de no requerir la especificación de funciones de oferta y demanda y a su vez contemplan la posibilidad de que exista cambio técnico neutral de Hicks. Los autores plantean un modelo genérico, que puede resultar válido para cualquier firma que tenga como insumo productos agrícolas transformados en un mercado oligopsónico y que ofrezca su producto final en un mercado competitivo. Love y Shumway demuestran la robustez de estas pruebas mediante su implementación con datos a nivel de firma simulados.

En lo que refiere a aplicaciones empíricas, se destacan los estudios realizados sobre la industria frigorífica de carne vacuna norteamericana. Entre ellos se encuentra el trabajo de Azzam (1997) donde se busca determinar la relación entre los efectos del poder de mercado y los costos de eficiencia derivados de un alto grado de concentración. El autor analiza la industria frigorífica norteamericana entre 1970 y 1992, centrándose en el vínculo

lo entre la fase industrial y el productor agropecuario. Azzam estima una función de beneficios, asumiendo que los costos siguen la especificación funcional de Leontieff, mediante mínimos cuadrados no lineales. En esta investigación se utiliza información agregada a nivel de industria, elemento que se plantea como una de las principales limitaciones.

Asimismo, Muth y Wohlgenant (1999) analizan el ejercicio de poder de mercado por parte de la industria frigorífica. Los autores desarrollan un modelo que puede aplicarse cuando existen restricciones de información, en particular, si no se dispone de las cantidades utilizadas de los insumos no específicos. Partiendo del teorema de la envolvente, los autores demuestran que el vínculo entre el ingreso marginal y el costo marginal puede establecerse en términos de precios de los insumos no principales en lugar de las cantidades (información que se supone que no está disponible). Este estudio fue realizado utilizando datos para la industria agregada para el período 1967-1993 y las estimaciones fueron realizadas a través de mínimos cuadrados no lineales en tres etapas. Los autores concluyen que en el período analizado la industria no ejerció poder de mercado.

Otro de los estudios, desarrollado por Cai *et al* (2009), busca determinar si el incremento de la concentración que ha manifestado la industria frigorífica norteamericana en el período de análisis (1993-2001) se tradujo en un mayor poder de oligopsonio para dicha industria. De este modo,

busca describir el cambio de conducta que presentan los frigoríficos hacia los productores a la hora de establecer el precio pagado al proveedor de ganado. Los datos utilizados corresponden al mercado de ganado vacuno de todo Estados Unidos y de tres Estados relevantes en la industria frigorífica. Para alcanzar los objetivos planteados, los autores plantean como modelo de fijación de precios un juego no cooperativo repetido con información completa pero imperfecta. Para testear la conducta cooperativa/competitiva los autores aplican el modelo de cambio de régimen de Hamilton asumiendo un proceso de primer orden de Markov. Los autores concluyen que los mercados estudiados presentan distintos niveles de cooperación y competencia en los años examinados.

Por otro lado, el estudio de Love y Raper (1999) investiga la posibilidad de ejercicio de poder de mercado por parte de los fabricantes estadounidenses de cigarrillos, tanto en los mercados internacionales de tabaco como en el mercado doméstico. A diferencia de lo que se supone en la literatura revisada por los autores, Love y Raper parten de la hipótesis de que existe ejercicio de poder de mercado por parte de los fabricantes de cigarrillos en los dos ámbitos considerados. Para contrastar su hipótesis trabajan con pruebas no paramétricas, siguiendo a Love y Shumway (1994). El estudio es realizado para el período 1977 hasta 1993 y trabajan con series de tiempo para costos de producción, precios y volúmenes de ventas. Las pruebas se realizan para dos escenarios: uno no admitiendo cambio

técnico neutral de Hicks y otro admitiendo cambio técnico parcial de Hicks. Los resultados para el mercado doméstico en cualquiera de los dos escenarios muestran que el precio pagado al productor dista notoriamente del precio de competencia perfecta, constatando así el ejercicio de poder de mercado para el caso de estudio. Asimismo, para el mercado internacional los resultados sugieren que los fabricantes de cigarrillos ejercen igualmente poder de mercado, pero en menor magnitud.

En cuanto a investigaciones vinculadas al sector lácteo y al ejercicio de poder de mercado en el mismo, se reconocen estudios realizados en Argentina. En concreto, el trabajo de Loza (2001) sigue la metodología propuesta por Love y Shumway (1994) y combina pruebas paramétricas y no paramétricas para analizar si efectivamente la industria láctea argentina ejerce poder de mercado sobre los productores. Los datos usados son a nivel de la industria en su conjunto y comprenden el período 1992-1997. A partir de estos datos, se estima por los dos métodos mencionados el Índice de Lerner.

A nivel nacional los estudios encontrados enfocan su análisis en la descripción de la cadena láctea, su competitividad y la formación de precios en el sector. En este sentido, Vaillant (1998) analiza la conformación de *clusters* en el sector lácteo a partir de la matriz insumo-producto. Además, el autor hace una revisión de las características del complejo lácteo con-

siderando las distintas fases de la cadena productiva, el vínculo entre éstas y el rol de la regulación. En tanto Sáder (2002) analiza los determinantes del consumo de leche pasteurizada y el impacto distorsivo que puede tener la regulación del sector lácteo, en la medida que da lugar a la discriminación de precios. En este estudio, concluye que la distorsión generada por la fijación del precio de la leche cuota “podría entenderse como una transferencia de los consumidores de leche pasteurizada hacia los consumidores de productos industrializados” (Sáder 2002:19). Asimismo, se puede reconocer como insumo de la investigación el análisis llevado a cabo por Sáder (2003) que describe el mercado lácteo uruguayo y la formación de precios para el período 1980-2002. En este estudio se compara el precio pagado por la leche industria con el precio que debería regir en un mercado competitivo, considerando la demanda de productos lácteos. Una vez demostrado que el precio efectivamente pagado es menor que el precio competitivo para la mayor parte del período de análisis, Sáder estima la pérdida de excedente del productor y los márgenes en la cadena láctea.

Sáder y Vidal (2001) analizan la existencia de relaciones de causalidad entre el precio internacional de la leche, el precio pagado al productor y la remisión. En esta línea, Borraz y Rossi (2008) con el objetivo de determinar el grado de integración del mercado cárnico uruguayo al mercado internacional, analizan en qué medida la industria frigorífica traslada las va-

riaciones de precios internacionales al precio pagado al productor. Con dicho objetivo, contrastaron la existencia de cointegración entre los precios pagados al productor y los precios captados por la industria a nivel internacional, utilizando un modelo de corrección de error.

En base a la revisión de antecedentes se seleccionaron enfoques complementarios para analizar el ejercicio de poder de mercado por parte de la industria láctea uruguaya.

5.2 Análisis de cointegración de precios

Como una primera aproximación para determinar el efectivo ejercicio del poder de mercado se buscó cuantificar qué porcentaje de las variaciones de los precios internacionales captados por la industria son efectivamente trasladados por ésta al productor, a través del precio pagado por la leche cruda (precio doméstico). De esta manera se pretende determinar en qué medida los precios pagados por la industria al productor están regidos por las condiciones del mercado en el que operan estas industrias. Para eso se analizó si existe una relación de largo plazo estable entre los precios de los productos lácteos a nivel internacional y los precios pagados al productor. En la modelización se incluyó además una función indicador interactuando con el precio internacional, que vale uno si dicho precio sube y cero si disminuye, de forma de captar el efecto sobre el precio al

productor asociado al signo de la variación. En particular, el precio pagado al productor que resulta relevante para este análisis es el precio de la leche industria, ya que durante el período considerado el precio de la leche cuota era fijado por el Poder Ejecutivo y no por las empresas.

Para detectar la existencia de una relación de cointegración se siguió el método bietápico de Engle y Granger¹⁰. A tales efectos, en una primera etapa se realizó la prueba de Dickey-Fuller Aumentado (DFA) sobre cada una de las series consideradas para determinar que sean integradas de igual orden y en una segunda etapa, una vez estimada la ecuación de largo plazo, se aplicó el DFA sobre los residuos de la ecuación especificada.

La ecuación estimada por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) es:

$$\ln(P_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(P_t^*) + \beta_2 \ln(P_t^*) * I(\Delta P_t^* > 0) + \varepsilon_t$$

donde P_t^* es el precio internacional de referencia, P_t es el precio doméstico pagado al productor e I es la función indicador que vale uno si la condición $\Delta P_t^* > 0$ se cumple y cero en caso contrario.

¹⁰ Si bien la prueba de Engle y Granger resulta más adecuada para este caso, dado que se analiza una única relación de cointegración, de todos modos se contrastó la existencia de cointegración entre ambos precios por medio de la prueba de Johansen.

Por otra parte, resulta relevante cuantificar en cuánto tiempo se procesa el ajuste entre los precios internacionales y los precios domésticos. Con ese objetivo se estimó un modelo de corrección de errores:

$$\begin{aligned} \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}) = & \alpha + \delta(\ln(P_t^*) - \ln(P_{t-1}^*)) + \gamma(\ln(P_{t-1}) - \beta_0 - \\ & \beta_1 \ln(P_{t-1}^*)) + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Siguiendo a Borraz y Rossi (2008) es posible determinar cuánto demoran en ajustarse los precios domésticos ante cambios en los precios internacionales a partir del siguiente cálculo:

$$\text{Ajuste procesado en } n \text{ meses} = \beta_1 - (\beta_1 - \delta)(1 + \gamma)^n$$

En efecto, ante un cambio de 1% en los precios internacionales, los precios domésticos se ajustarán γ % por período.

Es válido tener en cuenta que esta metodología permite cuantificar el traspaso de un cambio de precios internacionales a los precios pagados al productor pero no su mecanismo. En caso de encontrarse ajuste no completo, estaría indicando una imperfección de mercado pero no necesariamente poder de mercado. Es por ello que se avanza hacia la aplicación de técnicas o herramientas que permitan estimar indicadores de poder de mercado.

5.3 Estimación del Índice de Lerner por regresiones paramétricas

De acuerdo a lo planteado en el capítulo Fundamentos microeconómicos, la estimación del Índice de Lerner constituye una aproximación al efectivo ejercicio del poder de mercado. En este trabajo se realizó una primera estimación de dicho índice utilizando el método de datos de panel con efectos individuales no observables e información a nivel de empresas, combinando datos de corte transversal y series temporales.

Para la estimación del poder de mercado por regresiones paramétricas se utilizó la especificación del Índice de Lerner propuesta por Love y Shumway (1994). Para desarrollar esta especificación los autores realizan los siguientes supuestos, alineados con los planteos del modelo de empresa dominante en un mercado de factores:

- i. la industria no es tomadora de precios en el mercado de insumos
- ii. el mercado de insumos agroindustriales se caracteriza por una oferta, constituida por los productores, que opera bajo los supuestos de competencia perfecta
- iii. el precio del insumo no es exógeno, sino que la empresa procesadora se enfrenta a una función de oferta residual y las cantidades adquiridas afectan el precio de equilibrio que cada empresa procesadora debe pagar

Partiendo de la maximización de beneficios de la empresa se llega a la siguiente expresión del Índice de Lerner¹¹:

$$L_i = \frac{-\frac{\partial C_i(.)}{\partial x_{ni}} - r_n}{r_n}$$

donde

L_i : Índice de Lerner para la empresa i

r_n : precio del insumo n bajo análisis, en este caso leche cruda

x_{ni} : cantidad procesada de leche cruda por la empresa i

C_i : función de costos de la empresa i

Para la estimación de la especificación planteada del Índice de Lerner en primer lugar se estimaron funciones de costos, descomponiendo en precio y cantidad los principales insumos de cada empresa, de forma de poder aislar el efecto de las cantidades demandadas de leche cruda sobre los costos totales y obtener así la estimación del término $-\frac{\partial C_i(.)}{\partial x_{ni}}$.

En concreto, la función de costos estimada para cada empresa y a nivel agregado es la función translogarítmica estándar. Según Davis y Garcés (2010) al estimar funciones de costos debe optarse por una forma funcional que sea lo suficientemente flexible de modo que incorpore las posibilidades de sustitución de insumos y de existencia de economías de escala. Otras funciones comúnmente utilizadas en los trabajos de microeconomía

¹¹ La obtención de esta especificación está desarrollada en el Anexo A.

aplicada (tales como las funciones de costos Cobb-Douglas y de CES) presentan grandes limitaciones en este sentido, dado que no explican la existencia de economías de escala y asumen elasticidad de sustitución de factores unitaria (en el caso de la función Cobb-Douglas) y constante (en la especificación CES). En cambio, la función translogarítmica supera estas limitaciones, en la medida que es una especificación flexible y resulta adecuada además para el caso de empresas multiproducto.

La desventaja más reconocida de la especificación seleccionada es que, para empresas multiproducto no permite capturar la evolución de los costos cuando el nivel de producción de alguno de los productos es nulo. Se considera que dicha limitación no impacta en el presente caso de estudio. Si bien las empresas lácteas producen más de un producto, a efectos de las regresiones econométricas, se consideraron sólo dos grandes canastas de productos: los vendidos en el mercado interno y los de exportación. Por tanto, ninguna de las empresas bajo estudio, ni la industria láctea en su conjunto presentan valores nulos.

En lo que refiere al método de estimación de la función translogarítmica, se utilizaron modelos de datos de panel, incorporando parámetros que capturen las posibles diferencias entre las empresas¹². Para determinar si las diferencias estructurales en las empresas son relevantes y por ende si

¹² Este método se puede ver con más detalle en Wooldridge (2006).

tiene sentido incorporar en el modelo efectos individuales se realiza la prueba de redundancia de dichos efectos. Si se rechaza la hipótesis nula, entonces los efectos individuales son significativos.

Los parámetros que capturan las diferencias individuales pueden ser incorporados como efectos fijos o como efectos aleatorios. En este caso se utilizó el método de datos de panel con efectos fijos, incorporando una constante específica que varía por empresa, de forma de capturar el efecto de cualquier característica no observada, propia de cada firma. Es decir que el coeficiente asociado a la constante por empresa incorpora las diferencias estructurales entre las empresas que deriven de variables no observadas. La utilización de este método para detectar relaciones causales permite superar la existencia de endogeneidad derivada de la omisión de variables relevantes o de efectos inobservables. Para la adecuada aplicación de este método es preciso que los efectos inobservables sean constantes en el tiempo para cada empresa y a su vez, que sean relevantes para explicar la variable dependiente. Esta técnica resulta particularmente útil para este trabajo, dadas las limitaciones en cuanto al número de observaciones disponibles por empresa. De hecho, al agregar la dimensión de corte transversal aumenta considerablemente la cantidad de observaciones.

A diferencia de los efectos fijos, el método de los efectos aleatorios incorpora la variable que captura la heterogeneidad en el término de error, por lo que supone que las variables que capturan esa heterogeneidad entre empresas están incorrelacionadas con el resto de las variables explicativas para todo el período de análisis.

Para determinar cuál de los dos métodos resulta más adecuado para la estimación se realizó la prueba de Hausman, que contrasta si existe correlación entre los efectos individuales por empresas y las variables explicativas. Si existe correlación, es decir si no se rechaza la hipótesis nula de la prueba, entonces el método más adecuado es el de efectos fijos.

Concretamente, la ecuación de costos translogarítmica estándar estimada por el método de datos de panel con efectos fijos es

$$\begin{aligned} \ln \text{costos} = & \sum_{i=1}^g \alpha_i \cdot c_i + \sum_{i=1}^g \beta_1 \cdot \ln q_{ji} + \sum_{i=1}^g \beta_2 \cdot \ln c_{ni} + \sum_{i=1}^g \beta_3 \cdot \ln p_{ji} \\ & + \sum_{i=1}^g \beta_4 \cdot \ln p_{ni} + \sum_{i=1}^g \frac{1}{2} \sum_{n=1}^m \sum_{n'=1}^m \beta_5 \cdot \ln c_{ni} \cdot \ln c_{n'i|n \neq n'} \\ & + \sum_{i=1}^g \frac{1}{2} \sum_{j=1}^k \sum_{j'=1}^k \beta_6 \cdot \ln q_{ji} \cdot \ln q_{j'i|j \neq j'} + \sum_{i=1}^g u_i \end{aligned}$$

donde

c_i : constante para cada empresa i , con $i = 1, \dots, g$

q_{ji} : cantidad vendida por cada empresa i de cada producto j , con $j = 1, \dots, k$

p_{ji} : precio de venta de cada empresa i de cada producto j

c_{ni} : volumen procesado de cada componente n de la estructura de costos de la empresa i , con $n = 1, \dots, m$

p_{ni} : precio de los principales componentes n de cada empresa i

Por simplificación, en la notación se omite el subíndice correspondiente al período.

En tanto, para cada una de las empresas se estimó la siguiente especificación

$$\begin{aligned} \ln \text{costos}_i = & \beta_{0i} + \sum_{j=1}^k \beta_{1i} \cdot \ln q_{ji} + \sum_{n=1}^m \beta_{2i} \cdot \ln c_{ni} + \sum_{j=1}^k \beta_{3i} \cdot \ln p_{ji} + \sum_{n=1}^m \beta_{4i} \cdot \ln p_{ni} \\ & + \frac{1}{2} \sum_{n=1}^m \sum_{n'=1}^m \beta_{5i} \cdot \ln c_{ni} \cdot \ln c_{n'i|n \neq n'} + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^k \sum_{j'=1}^k \beta_{6i} \cdot \ln q_{ji} \cdot \ln q_{j'i|j \neq j'} \\ & + u_i \end{aligned}$$

Para las industrias lácteas analizadas y con el objetivo de simplificar el análisis, se definieron dos grandes canastas de productos j : la canasta de productos vendidos en el mercado interno y la canasta de productos exportados.

En cuanto a los componentes de la estructura de costos n , a partir del análisis de los Balances presentados por estas empresas y de la Encues-

ta de Actividad Económica elaborada por el INE para la rama Elaboración de productos lácteos se detectaron cuatro grandes componentes: materia prima, mano de obra, electricidad, combustibles y agua y un componente residual otros.

Cabe mencionar que solamente se consideraron estas variables explicativas por las limitaciones existentes en cuanto al tamaño de la muestra. En este sentido, la mayor desagregación de la estructura de costos implicaría una reducción importante de los grados de libertad y por lo tanto en la precisión de las estimaciones.

Finalmente, y para completar la estimación del Índice de Lerner, se procedió a calcular el promedio del precio de la leche cruda (r_n) para cada una de las empresas en los casos en que esta información fue proporcionada y el promedio de la industria para los restantes casos¹³.

5.4 Estimación del Índice de Lerner por regresiones semiparamétricas

Con el objetivo de evitar hacer supuestos acerca de la especificación de la función de costos (aspecto que constituye una de las limitaciones de las

¹³ De acuerdo al análisis presentado en el apartado 3.3, los precios pagados por las empresas muestran una evolución similar a la de la industria en conjunto, habiendo sólo una empresa que paga un precio superior. Esto justifica imputar el precio promedio de la industria en conjunto.

regresiones paramétricas) se procedió a estimar dicha función a través de regresiones no paramétricas.

A diferencia de las modelizaciones paramétricas, las regresiones no paramétricas presentan la ventaja de que no requieren establecer una especificación funcional que vincule a las variables ni una modelización del término de error. De hecho, las técnicas de regresión no paramétricas permiten extraer una forma funcional a partir de la utilización de observaciones cercanas. De esta manera se evitan las estimaciones inconsistentes derivadas de la inadecuada parametrización y permiten hacer inferencia de forma más sólida. Adicionalmente, pueden utilizarse como complemento de las estimaciones paramétricas, permitiendo contrastar si la especificación usada es la correcta.

Entre sus desventajas, cabe mencionar que desde el punto de vista teórico resultan más complejos que los métodos paramétricos, al tiempo que es difícil imponer restricciones al estimador. En particular, la principal desventaja es que, por la forma en que se establecen las relaciones entre las variables, estas regresiones requieren gran cantidad de datos de forma de reducir el error de aproximación. A medida que se incrementa el tamaño de la muestra se reduce el error de aproximación que surge de estimar el valor funcional a partir de las observaciones próximas. Los requerimientos de datos aumentan cuanto mayor sea la dimensión del componente no

paramétrico, por lo que la incorporación de un componente paramétrico en la función de costos a estimar resulta conveniente en la medida en que reduce la dimensión de la muestra necesaria para obtener una estimación de la función consistente. Adicionalmente, la incorporación de condiciones de suavizamiento también permite reducir el error de estimación y resulta clave para asegurar la consistencia del estimador.

En términos generales, los estimadores no paramétricos de una regresión $y = f(x) + u$ tienen la siguiente forma

$$\hat{f}_{(x)} = \sum_{i=1}^n \omega_{ni}(x) \cdot y_i$$

donde $\hat{f}_{(x)}$ es la estimación no paramétrica de la función, $\omega_{ni}(x) = \omega_n(x_i, x)$ es el peso asignado a la observación i -ésima, y es la variable explicada. De este modo, el estimador $\hat{f}_{(x)}$ es un estimador suavizado, ya que se construye definiendo entornos y tomando en cada punto los promedios locales de las observaciones cercanas contenidas en dicho entorno. Generalmente, estos ponderadores asignan mayor peso a las observaciones más próximas.

Concretamente, el estimador usado es el Nadaraya – Watson, donde los ponderadores son:

$$\omega_{ni}(x) = \frac{1}{nh_{(x_i)}} K \frac{(x_i - x)}{h_{(x_i)}}$$

siendo K la forma funcional del ponderador (Kernel) y h un parámetro de suavizamiento que determina la amplitud del entorno usado para estimar $\hat{f}(x)$. Si h es demasiado grande, el estimador será consistente pero poco eficiente y viceversa, por tanto el valor óptimo de dicho parámetro se establece a partir de una función de validación cruzada, de forma de equilibrar el *trade-off* entre sesgo y varianza del estimador. Este parámetro indica, en cierta medida, cuánto van a incidir las observaciones x_i sobre el valor estimado de $f(x)$.

En lo que refiere a la forma funcional, la utilización de funciones Kernel para ponderar las observaciones tiene la ventaja de que para valores de x_i más alejados de x , cualquiera sea h menor será el valor de K y por tanto, menor la ponderación de las observaciones lejanas en la estimación de $f(x)$. Existe cierto consenso en torno a que la elección de la función Kernel más adecuada no resulta tan relevante en términos de bondad de ajuste si se determinó adecuadamente el valor óptimo del parámetro h . Se propone utilizar $h = \frac{(0,9)}{n^{1/5}} \text{Min}(\sigma, \frac{R_i}{1,349})$, siendo n el tamaño de la muestra, σ el desvío estándar de x y R_i el rango intercuartílico (Silverman, 1986, citado por Pagan y Ullah, 1999).

En este trabajo para la estimación de la función de costos se utilizó un alto número de variables explicativas, lo que hace que una estimación no paramétrica de dicha función no sea factible.

Por estos motivos, se procedió a estimar el modelo semiparamétrico parcialmente lineal propuesto por Robinson (1988)¹⁴

$$y = f(x) + z^T \beta + u$$

siendo y los costos totales de las empresas, x el volumen de leche cruda y z el vector con los restantes regresores de la función de costos. A los efectos de estimar $-\frac{\partial c_i(\cdot)}{\partial x_{ni}}$ resulta relevante analizar la relación funcional entre y y x .

Así se combina un componente paramétrico ($z^T \beta$) y un componente no paramétrico ($f(x)$), obteniéndose de este modo un modelo semiparamétrico. El componente paramétrico incorpora los regresores incluidos en la función translogarítmica estándar usada en las estimaciones paramétricas, con excepción del volumen de leche cruda, mientras que el componente no paramétrico recoge la relación entre el volumen de leche cruda y los costos totales de la empresa.

Se optó por el modelo parcialmente lineal porque permite levantar el supuesto sobre la forma funcional que vincula a las dos variables relevantes para el cálculo del Índice de Lerner, al tiempo que permite incorporar a los restantes regresores de manera aditiva, tal como se venía trabajando en las regresiones paramétricas.

¹⁴ Existen diferentes modelos semiparamétricos además del utilizado en este caso, tales como el parcialmente aditivo, el índice lineal, el lineal heteroscedástico (Yatchew, 1998).

Tal como plantean Brufman *et al* (2008) partiendo de la especificación parcialmente lineal y asumiendo que $E(u | z, x) = 0$, se cumple $E(y | z, x) = z^T \beta + f(x)$. Además $E(u | z, x) = 0$ implica que $E(u | x) = 0$. De esto resulta $E(y | x) = E(z | x)^T \beta + f(x)$. Restando este último término a la ecuación de interés se obtiene $y - E(y | x) = [z - E(z | x)]^T \beta + u$. Las esperanzas condicionadas se pueden aproximar por regresiones no paramétricas \hat{m}_y , \hat{m}_{zi} , utilizando funciones Kernel y el estimador Nadaraya-Watson.

La estimación del modelo semiparamétrico por el método de Robinson puede hacerse en las siguientes etapas:

- i. en primer lugar se estiman m_y , m_{zi} como regresiones no paramétricas de y sobre x y z sobre x
- ii. se calculan los residuos que surgen de la etapa i, como la diferencia entre el valor observado de la variable y el valor estimado por regresiones no paramétricas
- iii. se estima β por MCO regresando el residuo de la variable dependiente y sobre los residuos de los regresores z del componente paramétrico
- iv. la relación funcional entre y y x se obtiene como diferencia:

$$\hat{f}(x) = \hat{m}_y - \hat{\beta} \hat{m}_{zi}$$

5.5 Datos

Con el fin de darle robustez a los modelos se seleccionó el período más largo posible teniendo en cuenta la restricción de los datos disponibles.¹⁵ Así, el período considerado para el análisis de cointegración es 1990-2009, mientras que las estimaciones del Índice de Lerner fueron realizadas para los años 1996 a 2009.

5.5.1 Cointegración

Para la verificación de la relación de largo plazo entre los precios de los productos lácteos y el precio pagado al productor se utilizó el precio internacional de la leche en polvo entera (principal producto de exportación de la industria láctea uruguaya) de referencia en Europa, informado por el United States Department of Agriculture (USDA). Esta serie se utilizó con una frecuencia mensual. Asimismo, se utilizó la serie de precio pagado al productor (a nivel de la industria en su conjunto) divulgada por OPYPA, también con una frecuencia mensual. Como se comentó anteriormente, hasta febrero de 2008 rigió el régimen de cuotas, por lo que existía un precio diferenciado y regulado por el Poder Ejecutivo para la leche cuota. Por tanto, se decidió trabajar con el precio de la leche industria, que es el efectivamente fijado por las industrias lácteas. Dado que dicho precio se

¹⁵ Las series de datos utilizadas se encuentran detalladas en el Anexo C.

fija en pesos, con el objetivo de homogeneizar la información se calculó en dólares. Finalmente, ambas series de precios fueron deflactadas por los índices de precios correspondientes con el objetivo de dejar de lado los efectos inflacionarios.

Las variables utilizadas fueron las siguientes:

P_t^* : precio internacional de la leche en polvo entera en dólares constantes.

P_t : precio pagado al productor por la leche industria en dólares constantes.

5.5.2 Índice de Lerner

Para la estimación del índice de Lerner, tanto para regresiones paramétricas como no paramétricas, se utilizaron datos a nivel de empresas. Concretamente se obtuvo la información de ingresos y costos a partir de los Estados de Resultados de los Balances anuales de las firmas: CONAPROLE, INLACSA, ECOLAT, CALCAR, CLALDY, PILI y Quesería Helvética (MILKY)¹⁶, principales empresas del sector, que en conjunto captan más del 90% de la remisión de leche cruda. Estos Balances presentan la información en pesos uruguayos ajustados por inflación. A los efectos de mantener la confidencialidad en el manejo de los datos, estas empresas no son identificadas por su nombre.

¹⁶ No fue posible acceder para todos los casos a los Estados Contables con las notas completas.

Siguiendo a Davis y Garcés (2010), para la estimación de las funciones de costos partiendo de información contable fueron contemplados los costos operativos y en particular los gastos de administración y ventas, que son los que se consideran vinculados en mayor medida al proceso productivo de la empresa. Esta información está disponible para las empresas en los siguientes períodos:

Figura 15. Composición de la muestra*

Años	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	Obs.
Empresa A															9
Empresa B															4
Empresa C															5
Empresa D															13
Empresa E															13
Empresa F															12
Empresa G															14
TOTAL OBSERVACIONES															70

* Muestra construida a partir de Balances Contables proporcionados por LIDECO y empresas

A partir de los datos contenidos en los Balances se procedió a agrupar los costos operativos en materia prima, mano de obra, electricidad, combustible y agua, y otros. Adicionalmente se desagregaron los ingresos en ventas en mercado interno y mercado externo.

Luego, utilizando las correspondientes series de precios, los costos en pesos constantes se dividieron entre sus correspondientes precios de forma de expresarlos en volúmenes. El costo de la materia prima se dividió entre el precio promedio pagado por la industria al productor. Cabe destacar que el precio pagado al productor por cada empresa es informa-

ción bajo secreto estadístico, por lo que sólo fue posible acceder a estos precios en los casos en que las empresas o los productores remitentes a ellas los proporcionaron. En concreto, las firmas que informaron sus precios son las empresas A, D, F y G. Para las restantes empresas se tomó como precio de la leche cruda el precio promedio para la industria en su conjunto informado por OPYPA. El costo de la mano de obra fue deflactado por el Índice Medio de Salarios para la rama 1520, para el componente electricidad, combustible y agua se tomó un promedio de las tres tarifas y para el rubro otros se consideró el Índice de Precios al Consumo. Finalmente, las ventas en el mercado interno y externo se dividieron entre los precios promedio ponderados en función de la composición de la canasta de bienes vendidos por las empresas.

En caso de no disponer de la información anterior para la serie completa de observaciones, se utilizaron técnicas de interpolación de datos, a partir de observaciones para la industria agregada y de empresas con estructuras similares.

Finalmente, cabe mencionar que todos los datos fueron expresados en pesos constantes y en logaritmos.

6 Resultados de la estimación del poder de mercado en la industria láctea uruguaya

6.1 Análisis de cointegración de precios

Como primera aproximación al efectivo ejercicio del poder de mercado se buscó cuantificar qué porcentaje de las variaciones de los precios internacionales es trasladado por la industria al precio pagado por la leche al productor, así como el período en el que este ajuste se procesa.

Cabe destacar que en una primera instancia se descartó contrastar la relación entre los precios de exportación captados por la industria y el precio pagado al productor ya que el volumen que representan las exportaciones de Uruguay en el mercado mundial de lácteos es muy reducido (en torno de 2% según Uruguay XXI, 2010). Esto determina que los precios de exportación obtenidos dependan en buena medida de negocios concretos pactados por cada una de las empresas que operan en el sector, dando lugar a una fuerte disparidad de precios en función de cuáles sean los productos que tienen mayor peso en la canasta de exportaciones de cada empresa y del mercado que tengan como destino. Adicionalmente, para determinados productos, como el queso y la manteca, no se detecta continuidad en las colocaciones en el exterior. Por estos motivos se decidió modelar tomando como variable independiente los precios vigentes en

el mercado internacional para la leche en polvo entera (principal producto de exportación de la industria local), mientras que la variable dependiente es el precio pagado por la leche industria al productor¹⁷. Además se agregó una función indicador interactuando con el precio internacional que toma valor uno cuando dicho precio aumenta. Los resultados obtenidos se encuentran en la Tabla D.1 del Anexo D.

En primer lugar y para confirmar la existencia de cointegración, se aplicó la prueba DFA sobre ambas series, constatándose que son integradas de igual orden.

En segundo lugar, de la estimación de la ecuación de largo plazo surge que el coeficiente de la variable independiente es 0,80¹⁸. Adicionalmente, mediante la realización la prueba de Wald se constató que dicho coeficiente es significativamente distinto de uno. Asimismo, la función indicador resulta significativa, constatándose una ligera diferencia en el traslado de precios ante subas y bajas del precio internacional. Concretamente el coeficiente de la función indicador (interactuando con el precio internacional) toma valor -0,01. Esto muestra que un aumento del precio internacio-

¹⁷ Si bien se decidió trabajar con esta especificación, se estimaron diferentes modelos, usando el precio internacional promedio de los lácteos y el precio de la leche en polvo con frecuencia trimestral y nominal, en términos reales y nominales. En todos los casos, se confirman los resultados comentados en este capítulo, ya que los coeficientes que surgen de las ecuaciones de largo plazo se ubican entre 0,80 y 0,90, siendo significativamente distintos de 1. Asimismo, se necesita un mínimo de 24 meses para que se procese totalmente el ajuste entre precios internacionales y domésticos.

¹⁸ Se realizó la prueba de cointegración de Johansen con un VAR de orden tres (determinado en función de los criterios Akaike y Schwartz) donde se obtuvo un coeficiente de cointegración de 0,88.

nal se traslada al precio del productor en un 79%, mientras que una disminución se traslada en una proporción mayor (80%).

Una vez estimadas las ecuaciones de largo plazo se realizó la prueba DFA sobre los residuos y se rechazó la hipótesis nula de existencia de raíces unitarias, lo que permite confirmar la existencia de una relación estable entre las dos series de precios consideradas.

Adicionalmente, se estimó un modelo de corrección de error para determinar a qué velocidad se procesa el traslado de las variaciones de los precios internacionales a los precios domésticos. A partir de los coeficientes estimados, se determina que el proceso de ajuste de los precios domésticos ante variaciones de los precios internacionales, tanto al alza como a la baja, es lento, ya que se necesitan 50 meses para que se procese totalmente el ajuste de largo plazo.

El hecho que las variaciones del precio internacional se trasladen parcialmente a los precios domésticos es consistente con los resultados obtenidos por Sáder y Vidal (2001). Los autores identifican que la elasticidad de largo plazo del precio de la leche industria con respecto al precio internacional es de 0,49. Además, concluyen que las variaciones en el precio internacional son absorbidas por el precio de la leche industria con un rezago de 13 meses. Las diferencias entre los coeficientes y plazos calcula-

dos podrían responder a que en el análisis de cointegración Sáder y Vidal contemplan, además de los precios, el volumen de leche remitida y un período de análisis distinto.

En síntesis, en base a las estimaciones realizadas y los antecedentes existentes puede concluirse que no hay un traslado completo de las variaciones de los precios internacionales a los precios pagados al productor, al tiempo que el ajuste es de diferente magnitud según el sentido de la variación del precio. Adicionalmente, el ajuste de los precios domésticos ante cambios en los precios internacionales de los productos lácteos se procesa a una baja velocidad. De todos modos y tal como se comentó anteriormente, esta primera aproximación al ejercicio de poder de mercado no permite concluir de forma categórica que la industria láctea ejerza poder de mercado sobre los productores.

6.2 Estimación del Índice de Lerner por regresiones paramétricas

Para realizar la estimación del Índice de Lerner por regresiones paramétricas se siguió la expresión propuesta por Love y Shumway (1994):

$$L_i = \frac{-\frac{\partial C_i(.)}{\partial x_{ni}} - r_n}{r_n}$$

Para obtener el coeficiente que muestra la variación de los costos totales cuando varía la cantidad de leche cruda demandada por la empresa $(-\frac{\partial C_i(\cdot)}{\partial x_{ni}})$ se estimó una función de costos para cada una de las empresas bajo análisis. Tal como se explicó en el capítulo 5, para dicha estimación se optó por una forma funcional translogarítmica que tiene como variable a explicar los costos totales y como variables explicativas la sumatoria de los componentes de la estructura de costos y los ingresos desagregados en volúmenes y precios, todos expresados en logaritmos. Adicionalmente, se incluyeron variables de interacción entre tres de los cuatro componentes de la estructura de costos¹⁹.

La función de costos para el conjunto de las empresas analizadas se estimó utilizando el método de datos de panel. En primera instancia se verificó la existencia de heterogeneidad individual entre las empresas, mediante la prueba de significación de los efectos individuales. Dado que se rechaza la hipótesis nula resulta que existen efectos individuales significativos²⁰. Por tanto, existen factores no observados específicos de cada empresa que explican los costos totales. Confirmado lo anterior se realiza la prueba de Hausman, para determinar si los efectos individuales son fijos o aleatorios. Como resultado de la prueba no se rechaza la hipótesis nula, lo que confirma que existe correlación entre el parámetro que captu-

¹⁹ Las variables de interacción consideradas son el producto de la materia prima con la mano de obra y la electricidad, combustible y agua.

²⁰ La prueba de redundancia de los efectos individuales arroja un p-valor de 0,00, por lo que se rechaza la hipótesis nula al 5% de significación.

ra la heterogeneidad individual y las variables independientes, por lo que los efectos fijos son los más adecuados para esta modelización²¹.

De la estimación del modelo de costos con datos de panel y efectos fijos resulta que las variables significativas son el volumen y el precio de la leche cruda, el volumen de otros costos y el volumen de la electricidad, combustible y agua. Los resultados asociados a la especificación del modelo y sus resultados se presentan la Tabla D.2 del Anexo D.

A título exploratorio, si bien se cuenta con un número bajo de observaciones, se procedió a estimar la función de costos de aquellas empresas de las que disponían más datos²². En todos los casos se verificó la significación individual de cada una de las variables incluidas, la significación conjunta del modelo, el comportamiento de los residuos (a través de la observación de la serie y del correlograma y de la realización de la prueba DFA) y la estabilidad de los coeficientes estimados por medio de las pruebas Cusum, CusumQ y Coeficientes recursivos.

Para todas las empresas se estimó por MCO la función de costos translogarítmica estándar obteniéndose las especificaciones detalladas en la Tabla D.2 del Anexo D. Si bien hay diferencias en las modelizaciones, para

²¹ La prueba de Hausman arroja un p-valor de 0,06, por lo que no se rechaza la hipótesis nula al 5% de significación.

²² De un total de siete empresas, se realizó estimación para cinco, descartando dos (empresa B y C) por contar con bajo número de observaciones.

todas las empresas el volumen y precio de leche cruda y los salarios resultan significativos para explicar los costos totales. Adicionalmente la variable otros costos resulta significativa en todas las empresas con excepción de la empresa A.

En los casos en que los volúmenes de ventas resultaron significativos (empresas D y F) los coeficientes asociados presentaron signo negativo. Esto podría estar reflejando la posible existencia de economías de escala.

De las variables de interacción consideradas se observa que en tres empresas resultan explicativas de los costos totales. En particular, en las empresas F y G la variable mano de obra resulta relevante cuando se la asocia con el procesamiento de la materia prima, mientras que en la empresa A son significativos la energía, agua y combustible requeridos para el proceso de la materia prima.

De las estimaciones realizadas, el coeficiente relevante para la estimación del Índice de Lerner ($-\frac{\partial C_i(\cdot)}{\partial x_{ni}}$) oscila entre - 0,60 y - 0,783 para las empresas consideradas, lo que resulta consistente con la estimación realizada para el conjunto de las empresas, cuyo coeficiente es - 0,767.

Para calcular el valor de r_n se consideró el precio promedio pagado al productor por cada empresa, con la excepción de la empresa E, para la cual se tomó el precio promedio pagado por toda la industria.

A partir de la estimación del coeficiente $-\frac{\partial C_i(.)}{\partial x_{ni}}$ y de r_n se estimó el Índice de Lerner para cada una de las empresas analizadas, obteniéndose los siguientes resultados:

Figura 16. Resultados de las estimaciones paramétricas

Estimación de Índices de Lerner por regresiones paramétricas			
	$-\frac{\partial C_i(.)}{\partial x_{ni}}$	r_n	Índice de Lerner
Conjunto de empresas*	-0,767	3,205	1,239
Empresa A	-0,739	4,337	1,170
Empresa D	-0,783	3,311	1,236
Empresa E*	-0,702	3,011	1,233
Empresa F	-0,639	3,462	1,185
Empresa G	-0,600	3,587	1,167

* Se tomó precio promedio de la industria para el período analizado

Los valores obtenidos para el Índice de Lerner en todos los casos difieren de cero (valor que toma el Índice de Lerner para el caso de competencia perfecta), siendo los mayores valores los de las empresas D y E. En tanto para el conjunto de empresas el valor estimado es ligeramente superior

(1,24). Por tanto, los valores obtenidos indican que el mercado no opera en competencia perfecta y sugieren ejercicio de poder de mercado.

De todos modos, cabe aclarar que estas estimaciones presentan limitaciones, tales como el bajo número de observaciones, las diferencias de períodos contemplados, las simplificaciones asumidas a los efectos de transformar los datos contables en insumos para estimaciones econométricas y el hecho de que se impone una especificación funcional concreta para la función de costos. A continuación y con el objetivo de levantar esta última limitación se estima el Índice de Lerner por métodos semiparamétricos.

6.3 Estimación del Índice de Lerner por regresiones semiparamétricas

En línea con lo realizado en el punto anterior, se estimó el componente del Índice de Lerner ($-\frac{\partial c_i(\cdot)}{\partial x_{ni}}$) a través del modelo parcial lineal de Robinson (1988).

Para encontrar la relación entre el volumen de leche cruda y los costos totales, en primer lugar es necesario aislar el efecto de dicho volumen sobre el resto de las variables explicativas (regresores del componente pa-

ramétrico) y la variable a explicar. Para ello se estimaron regresiones no paramétricas utilizando Kernel Epanechnikov²³ y un ancho de banda h de Silverman (0,98), obteniéndose $\hat{m}_{costos\ totales}$ y \hat{m}_{z_i} , siendo z_i los precios y cantidades de mano de obra, electricidad, combustible y agua, otros costos, ventas en el mercado interno, externo y variables de interacción.

Posteriormente se calcularon los residuos, como la diferencia entre los valores observados de cada regresor y la variable dependiente y su estimación obtenida de forma no paramétrica:

$$residuos_{costos\ totales} = costos\ totales - \hat{m}_{costos\ totales}$$

$$residuos_{z_i} = z_i - \hat{m}_{z_i}$$

A partir de estos residuos que permiten aislar el efecto de leche cruda, se procedió a estimar los parámetros β por MCO. Estos parámetros muestran cómo inciden los regresores z_i del componente paramétrico en los costos totales.

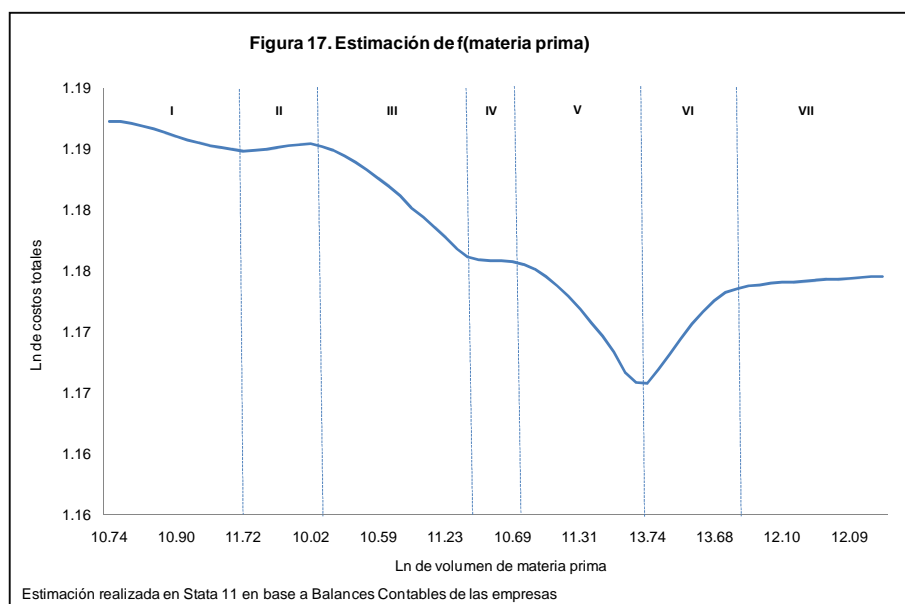
Finalmente se estimó $f(x)$ como:

$$\hat{f}(materia\ prima) = \hat{m}_{costos\ totales} - \hat{\beta}\hat{m}_{z_i}$$

De esta forma se obtuvo la siguiente forma funcional que vincula el volumen de materia prima con los costos totales del conjunto de empresas analizadas. Cabe destacar que dicha forma funcional depende de la especificación Kernel utilizada, del ancho de banda (h) seleccionado y del

²³ Se optó por la forma Epanechnikov de la Kernel dado que tiene el menor error cuadrático medio integrado asintótico.

número de observaciones, por lo que bajo otros supuestos podrían obtenerse formas funcionales diferentes. En particular la literatura no paramétrica destaca la posible sensibilidad de los resultados a la elección del ancho de banda (h).



Como se observa en la Figura 17 la forma funcional de la relación entre volumen de materia prima y costos totales no es lineal, sino que se observan cambios en la pendiente según el tramo considerado. Esto lleva a calcular la pendiente de la curva en cada uno de los tramos señalados²⁴ en el gráfico para obtener $(-\frac{\partial C_i(\cdot)}{\partial x_{ni}})$. En consecuencia se obtienen valores del Índice de Lerner algo distintos dependiendo del volumen de leche pro-

²⁴ La distinción de tramos se realizó de acuerdo a la observación de cambios en la pendiente de la curva estimada.

cesado. De todos modos cabe aclarar que los valores de las pendientes podrían diferir si se modifican los valores del ancho de banda.

Figura 18. Resultados de las estimaciones semiparamétricas

Estimación de Índices de Lerner por regresiones semiparamétricas Epanechnikov, h = 0,98			
	$-\frac{\partial C_i(.)}{\partial x_{ni}}$	r_n	Índice de Lerner
Tramo I	0,002	3,205	0,999
Tramo II	0,000	3,205	1,000
Tramo III	0,006	3,205	0,998
Tramo IV	0,001	3,205	1,000
Tramo V	0,002	3,205	0,999
Tramo VI	-0,011	3,205	1,003
Tramo VII	0,000	3,205	1,000

Para la especificación elegida los valores del Índice de Lerner en todos los casos son distintos de cero. De esta manera, los resultados obtenidos sugieren que, independientemente del volumen de materia prima procesado, la industria láctea estaría ejerciendo poder de mercado. De todos modos, este resultado depende del valor del h utilizado.

7 Conclusiones, limitaciones y posibles extensiones

El mercado analizado presenta una alta concentración del lado de la demanda, lo que abre espacio para el ejercicio del poder de mercado por parte de la industria láctea.

Para constatarlo, en primer lugar se analizó la existencia de una relación estable de largo plazo entre los precios de la leche de referencia en el mercado internacional y el precio pagado al productor por la industria láctea uruguaya. Del análisis de cointegración surge que ambos precios presentan una relación estable en el largo plazo, lo que sugiere que los precios pagados por la industria están fuertemente determinados por los valores vigentes en el mercado internacional. De todos modos, no hay un traslado completo de las variaciones de los precios internacionales a los precios al productor, al tiempo que la velocidad de ajuste de estos precios es muy lenta. A su vez, el traslado de las bajas de los precios internacionales a los precios al productor es levemente mayor.

En segundo lugar se estimaron las funciones de costos del conjunto de empresas lácteas por métodos paramétricos y semiparamétricos de forma de obtener una aproximación al efectivo ejercicio de poder de mercado, a través del Índice de Lerner. A partir de la estimación por regresiones paramétricas para el conjunto de empresas analizadas, asumiendo una fun-

ción de costos lineal (translogarítmica), se obtuvo un Índice de Lerner de 1,24. Por tanto, dado que este valor se aleja de cero se puede concluir que el mercado no opera en competencia perfecta y por ende sugiere el ejercicio de poder mercado. Si bien la estimación de este índice a nivel de cada empresa se realizó únicamente a título exploratorio, cabe mencionar que los valores obtenidos varían entre 1,17 y 1,24, sugiriendo asimismo el ejercicio de poder de mercado asociado a la estructura oligopsónica.

Finalmente, se estimó la función de costos para el conjunto de empresas a partir de regresiones semiparamétricas que permiten levantar el supuesto sobre la linealidad de la función de costos. De estas estimaciones surge que, a diferencia de lo supuesto en las estimaciones paramétricas, el vínculo entre los costos totales y el volumen de la materia prima no es lineal, sino que se observan muy leves cambios en la pendiente de la curva. Por tanto, se obtuvieron valores del Índice de Lerner algo distintos, dependiendo del tramo considerado, pero próximos a uno para todos los volúmenes procesados de materia prima.

En síntesis, los resultados obtenidos por ambos métodos de estimación son consistentes entre sí, en la medida en que los dos arrojaron valores del Índice de Lerner distintos de cero, sugiriendo el ejercicio de poder de mercado por parte de la industria láctea y refutando así la hipótesis inicial. De todos modos, las estimaciones obtenidas por regresiones semipa-

ramétricas podrían ser más confiables, en la medida en que trabajan con una relación funcional (entre los costos totales y el volumen de materia prima) más adecuada a la realidad, ya que surge de los propios datos sin incorporar ningún supuesto sobre este vínculo. Sin embargo, cabe destacar que los resultados de las estimaciones semiparamétricas dependen del ancho de banda seleccionado.

En cuanto a las limitaciones del presente trabajo, cabe aclarar que las estimaciones de las funciones de costos fueron realizadas con un número relativamente bajo de observaciones. Por otra parte, los datos obtenidos para cada empresa corresponden a diferentes períodos. Adicionalmente, la mayor parte de los datos se obtuvo de Balances Contables, lo que implicó realizar supuestos a los efectos de estimar los modelos econométricos.

Por otra parte, este trabajo presenta un análisis estático del grado de concentración y del poder de mercado, por lo que podría ser relevante complementar el estudio con un análisis de la evolución temporal del Índice de Lerner. En particular, las cuantificaciones del Índice de Lerner de este trabajo pueden servir como referencia para determinar si el ejercicio de poder de mercado de la industria se modificó con la entrada de nuevas empresas y nuevos actores del lado de la oferta.

Adicionalmente, este estudio podría complementarse a partir de la estimación de modelos que surgen directamente del esquema E-C-R. Concretamente, podría analizarse si el grado de concentración es una variable significativa para explicar los precios pagados al productor, el Índice de Lerner o algún otro indicador del margen obtenido por la industria láctea.

Asimismo, podría ser relevante cuantificar la pérdida de excedente del productor derivada del poder de mercado de la industria láctea y analizar hacia qué agentes se traslada. Según fuentes consultadas, una hipótesis es que la estructura operativa, en particular los salarios pagados por la industria láctea, estén absorbiendo parcialmente el excedente del productor.

En línea con lo anterior, desde la perspectiva de los productores de leche, podría ser relevante analizar en profundidad las funciones de costo de cada empresa, de forma de determinar si la eficiencia incide en el precio pagado al productor.

Dado que el Índice de Lerner no explica las razones que llevaron a su valor, sino que el mismo es consecuencia de las acciones llevadas a cabo por las empresas del sector, otra posible derivación de este estudio es

analizar las estrategias de las empresas en los últimos años que llevaron a que se ejerciera el poder de mercado.

Por otro lado, la existencia de poder de mercado hace necesario evaluar la introducción de modificaciones en la actual legislación de defensa de la competencia. En este sentido, la legislación actual (Ley 18.159 de 2007) contempla la regulación de prácticas anticompetitivas y abuso de posición dominante en los mercados en general, pero no considera de forma explícita el vínculo entre la fase industrial y la fase primaria.

Sin embargo, debe considerarse que no necesariamente promover la competencia es lo más eficiente en todos los mercados. En ese sentido, puede ser relevante analizar si en el sector existen economías de escala tan relevantes que determinen que lo más eficiente sea que la producción sea llevada a cabo por un bajo número de empresas. Si esto fuera así, la promoción de la competencia mediante la penalización de prácticas anticompetitivas o mediante el fomento del ingreso de nuevas empresas podría dar lugar a una mayor equidad de la distribución del ingreso entre los productores y la industria en detrimento de la eficiencia.

Referencias bibliográficas

AZZAM, Azzeddine M.. *Measuring Market Power and Cost-Efficiency Effects of Industrial Concentration*. Diciembre 1997. The Journal of Industrial Economics. Vol. 45, No. 4, págs. 377-386.

BERTINI, Álvaro; Laura ASTIGARRAGA; Mario FOSSATTI. *Relevamiento y análisis de los sistemas de pago de la leche en Uruguay*. Diciembre 2006. Anuario 2006. OPYPA-MGAP.

BORRAZ, Fernando; Máximo ROSSI. *Impactos Sociales en Uruguay de la Liberalización del Comercio Mundial de la Carne*. Abril 2008. Documento No. 08/08. Departamento de Economía – Facultad de Ciencias Sociales - Universidad de la República.

BRESNAHAN, Timothy F.. *Empirical Studies of Industries with Market Power*. 1989. Handbook of Industrial Organization Vol. 2, Capítulo 17.

BRUFMAN, Juana Z.; Heriberto L. URBISAIA; Luis. A. TRAJTENBERG. *Distribución del ingreso según género un enfoque semiparamétrico*. 2008. Cuadernos del CIMBAGE, No. 10, págs. 47-74. Universidad de Buenos Aires.

CABRAL, Luis. *Economía Industrial*. 1997. McGraw-Hill.

CAI, Xiaowei; W. Stiegert KYLE; Stephen R. KOONTZ. *Oligopsony Power: Evidence from the U.S. Beef Packing Industry*. Julio 2009.

DAVIS, Peter; Eliana GARCÉS. *Quantitative techniques for competition and antitrust analysis*. 2010. Princeton University Press.

DECRETO 129/008, 29 de febrero de 2008. Montevideo, Uruguay. Disponible en WWW: http://www.presidencia.gub.uy/web/decretos/2008/02/G407_19%2010%202007_00001.PDF , [Consulta: junio 2010]

DIARIO OFICIAL, 30 de julio de 2007, No. 27288. *Ley 18.159 – Normas sobre promoción y defensa de la competencia*. Montevideo, Uruguay. 20 de julio de 2007.

HUERGO, Elena. *El diagnóstico de poder de mercado en economía industrial: Una revisión de la literatura empírica española del siglo XX*. 2005.

LOVE, H. Alan; Kellie Curry RAPER. *Monopsony power in multiple input markets: a nonparametric approach*. Diciembre 1999. Staff paper No. 99-62. Department of Agricultural Economics - Michigan State University.

LOVE, H. Alan; C. Richard SHUMWAY. *Nonparametric Tests for Monopsonistic Market Power Exertion*. Diciembre 1994. American Journal of Agricultural Economics. Vol. 76, No. 5, Proceedings Issue, págs. 1156-1162.

LOZA, Andrés. *Análisis de la competitividad del mercado primario de leche en Argentina*. Octubre 2001. Documento de Trabajo No. 35. Departamento de Economía – Facultad de Ciencias Económicas – Universidad de la Plata.

MUTH, Mary K.; Michael K. WOHLGENANT. *Measuring the Degree of Oligopsony Power in the Beef Packing Industry in the Absence of Marketing Input Quantity Data*. Diciembre 1999. Journal of Agricultural and Resource Economics. Vol. 24, No. 2, págs. 299-312.

NICHOLSON, Walter. *Teoría Microeconómica. Principios y Aplicaciones*. 2002. McGraw-Hill.

PAGAN, Adrian; Aman ULLAH. *Nonparametric econometrics*. 1999. Cambridge University Press.

ROBINSON, P. M. *Root-N-Consistent Semiparametric Regression*. Julio 1988. Econometrica 56, págs. 931-954.

SÁDER, Mayid; M. Elena VIDAL. *Formación del precio de la leche industria en Uruguay en el período 1990-2000*. 2001. Anuario 2001. OPYPA-MGAP.

SÁDER, Mayid. *Algunas consideraciones acerca de la regulación del sector lácteo Un análisis empírico de los determinantes del consumo de leche y un ejercicio analítico de los efectos distorsivos de la regulación*. 2002. Anuario 2002. OPYPA-MGAP.

SÁDER, Mayid. *Características del mercado lácteo en el Uruguay y de la formación del precio de la leche*. 2003. Anuario 2003. OPYPA-MGAP.

STACKELBERG, H. Von. *The theory of the market economy*. 1952. Londres, Inglaterra.

URUGUAY. MINISTERIO DE AGRICULTURA, GANADERÍA Y PESCA. Dirección de Estadísticas Agropecuarias. *Estadísticas del sector lácteo 2008* [en línea]. [Montevideo, Uruguay]: noviembre 2009. (Serie Trabajos

Especiales N° 282). Disponible en WWW: <http://www.mgap.gub.uy/portal/agxppdwn.aspx?7,5,104,O,S,0,983%3bS%3b5%3b106>, [Consulta: mayo 2010]

URUGUAY XXI. *Sector lácteo Oportunidades de inversión en Uruguay* [en línea]. [Montevideo, Uruguay]: abril 2010. Disponible en WWW: <http://www.uruguayxxi.gub.uy/innovaportal/v/188/1/innova.front/lacteos> [Consulta: mayo 2010]

VAILLANT, Marcel. *Clúster lácteo en el Uruguay*. Setiembre 1998. Comisión Económica para América Latina y el Caribe.

VARIAN, Hal R. *Microeconomía Intermedia*. 1987. Ed. Bosch.

VICKREY, William. *Microeconomía*. 1ra edición. 1969. Amorrortu Editores.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Introducción a la econometría Un enfoque moderno*. 2da edición. 2006. Thomson.

YATCHEW, Adonis. *Nonparametric Regression Techniques in Economics*. Julio 1998. Journal of Economic Literature. Vol 36, No. 2, págs. 669-721.

Anexos

ANEXO A

Desarrollo A.1. Especificación del Índice de Lerner utilizado (Love y Shumway, 1994)

El problema de maximización de beneficios de una empresa es:

$$(1) \max \pi = py_i - C_i(y_i, \mathbf{r}; x_{ni}) - r_n(x_{ni} + \tilde{x}_n)x_{ni}$$

donde

\mathbf{r} : vector de precios de los insumos, excluyendo el precio del insumo r_n

$r_n(x_{ni} + \tilde{x}_n)$: función precio-dependiente de la oferta del insumo.

x_{ni} : cantidad demandada del insumo n por la firma i

\tilde{x}_n : cantidad demandada del insumo n por el resto de las firmas (todas menos i)

$$x_n = x_{ni} + \tilde{x}_n$$

C : función de costo condicional (restricción) que surge de $\min_{x_i} \{r \cdot x_i : F_i(\mathbf{x}_i, x_{ni}) \geq y_i\}$, donde $F_i(\cdot)$ es la función de producción de la firma i y x es un vector de variables de los insumos excluyendo el insumo x_{ni} .

Los niveles óptimos de cada empresa procesadora de producto e insumo agrícola están dados por la solución de las ecuaciones (2) y (3).

$$(2) \frac{\partial \pi_i}{\partial y_i} = p - \frac{\partial C_i(\cdot)}{\partial y_i} = 0$$

$$(3) \frac{\partial \pi_i}{\partial x_{ni}} = - \frac{\partial C_i(\cdot)}{\partial x_{ni}} - \frac{\partial r_n(\cdot)}{\partial x_n} \left(1 + \frac{\partial \tilde{x}_n}{\partial x_{ni}} \right) x_{ni} - r_n = 0$$

La ecuación (2) representa la función de oferta de la empresa i condicionada al insumo x_{ni} . En la ecuación (3), $\frac{\partial r_n(\cdot)}{\partial x_n}$ representa cómo el precio r_n del insumo es afectado por cambios en la cantidad demandada del insumo n por todas las empresas, $\frac{\partial \tilde{x}_n}{\partial x_{ni}}$ representa cómo la cantidad demandada del insumo n por otras empresas procesadoras se ve afectado por la cantidad demandada del insumo n por la firma i .

La ecuación (3) puede ser escrita de la siguiente forma, obteniéndose el índice de Lerner

$$(4) L_i = \frac{- \frac{\partial C_i(\cdot)}{\partial x_{ni}} - r_n}{r_n}$$

Desarrollo A.2. Vínculo entre Índice de Lerner y Herfindhal (Cabral, 1997). Relación entre estructura y resultados.

La función de beneficios de la empresa i , se puede escribir:

$$\pi_i = P \cdot q_i - C_i$$

donde P es la inversa de función de la demanda y C_i es la función de costos total de la empresa i .

Condición de primer orden de la maximización de beneficios:

$$P'q_i + P - C'_i = 0$$

Despejando: $P'q_i = C'_i - P$

donde $P' = dP/dQ$

El Índice de Lerner de la empresa i :

$$L_i = \frac{P - C'_i}{P}$$

Sustituyendo:

$$L_i = -\frac{P'q_i}{P} = \frac{-P'Q}{P} \frac{q_i}{Q} = \frac{s_i}{\eta}$$

Donde:

$$\eta = -\frac{dQ}{dP} \frac{P}{Q}$$

$$s_i = \frac{q_i}{Q}$$

η : elasticidad precio de la demanda

s_i : cuota de mercado de la empresa i

El Índice de Lerner del mercado, definido como la media ponderada queda:

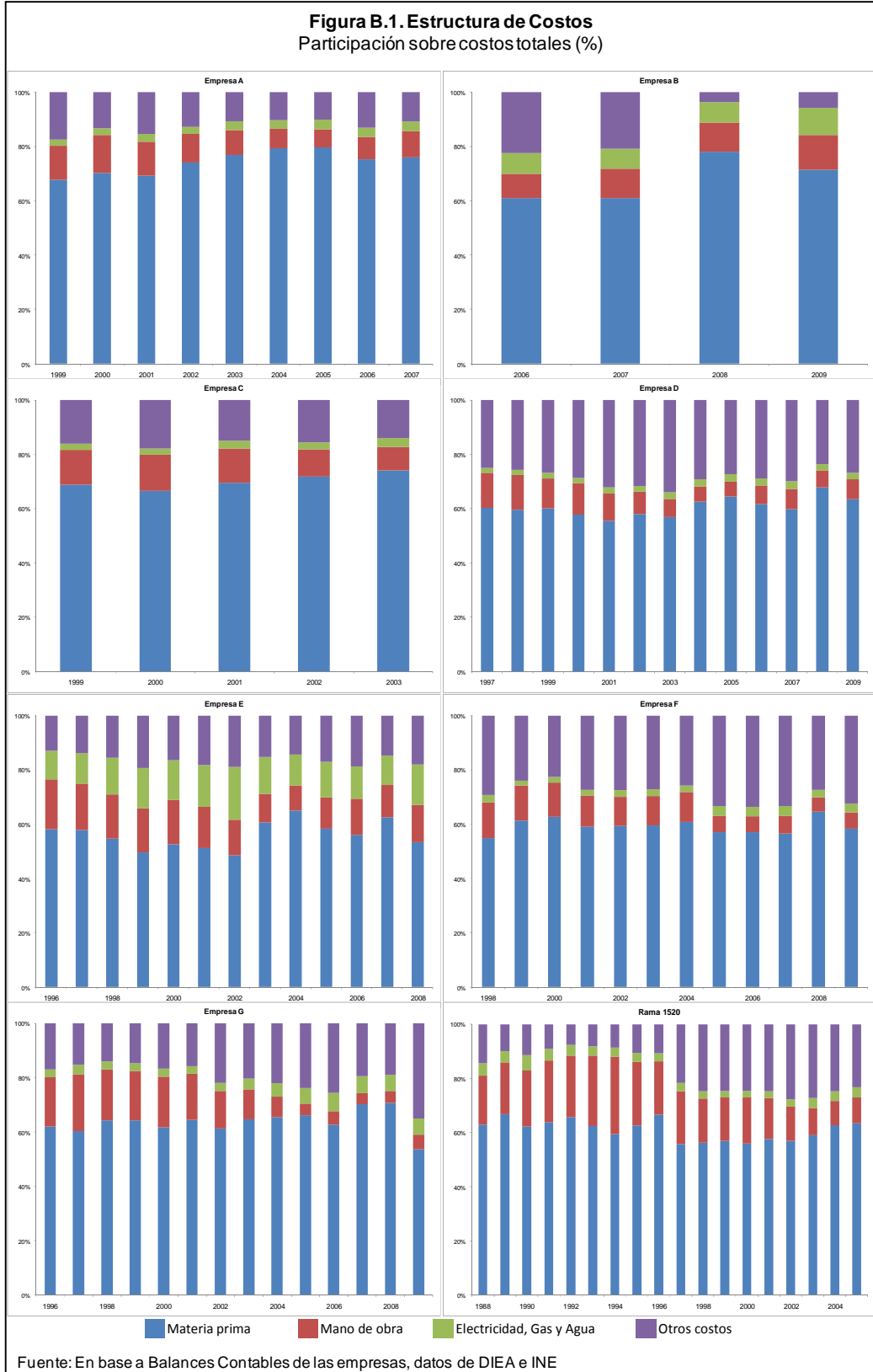
$$L = \sum s_i \cdot L_i$$

De acuerdo al Índice de Lerner definido anteriormente se obtiene:

$$L = \sum s_i \frac{s_i}{\eta} = \frac{H}{\eta}$$

donde $H = \sum s_i^2$, es el Índice de Herfindahl.

ANEXO B



ANEXO C

Tabla C.1. Datos

	Unidad	Periodicidad	Inicio	Final	Fuente
Precio internacional de la leche en polvo	US\$/lt.	Mensual	1990	2009	United States Department of Agriculture
Precio promedio de la leche al productor	\$/lt.	Mensual	1990	2009	MGAP
	\$/lt.	Mensual	1996	2009	Gremial de productores
	\$/lt.	Anual	1996	2009	Empresas
Precio promedio de la leche industria	\$/lt.	Mensual	1990	2009	MGAP
Precio promedio de la leche cuota	\$/lt.	Mensual	1990	2008	MGAP
Precios de exportación de productos lácteos	\$	Mensual	1996	2009	BCU
Precios en el mercado interno de productos lácteos	\$	Mensual	1996	2009	INE
Índice Medio de Salarios de la Rama 1520	-	Mensual	1988	2009	INE
Precio Electricidad	\$/Kw.	Mensual	1996	2009	BCU
Precio Agua	\$/lt.	Mensual	1996	2009	BCU
Precio Combustible	\$/lt.	Mensual	1996	2009	BCU
Tipo de cambio (Dólar estadounidense)	\$	Mensual	1990	2009	BCU
IPC (Uruguay)	-	Mensual	1988	2009	INE
Remisión de leche a plantas industriales	lt.	Mensual	1988	2009	MGAP
	lt.	Anual			Empresas
Cantidad de remitentes a la industria	Productor	Anual	1999	2008	MGAP
Capacidad instalada de la industria	lts.	Anual	1977	2008	MGAP
Uso de la capacidad instalada de la industria	lts.	Anual	1977	2008	MGAP
Ingresos por ventas internas y externas	\$	Anual	1996	2009	Balances Contables de empresas - Liga de Defensa Comercial (LIDECO)
Costos de bienes vendidos o servicios prestados y Gastos administrativos y de ventas	\$	Anual	1996	2009	Balances Contables de empresas - Liga de Defensa Comercial (LIDECO)

ANEXO D

Tabla D.1. Estimación de relación de cointegración entre precios domésticos e internacionales
Series en ln

Ecuación de largo plazo	<i>Variable dependiente: precio pagado al productor por la leche industria</i>		
	Variables independientes	Coefficiente	P-valor
	Precio internacional de la leche en polvo entera	0,80	0,00
	Precio internacional*indicador ^{1/}	-0,01	0,03
	Constante	0,96	0,00
	^{1/} Es una función indicador que vale 1 si el precio internacional aumenta y 0 si disminuye. Muestra: enero 1990 - diciembre 2009 (n=239)		
Prueba DFA sobre los residuos de la ecuación de largo plazo	Valor crítico	Estadístico t	P-valor
		-3,90	0,00
	al 1%	-2,57	
	al 5%	-1,94	
	al 10%	-1,62	
Ecuación de corto plazo	<i>Variable dependiente: variación del precio pagado al productor por la leche industria</i>		
	Variables independientes	Coefficiente	P-valor
	Residuo rezagado de la regresión de largo plazo	-0,12	0,00
	Variación del precio internacional de la leche en polvo entera	0,15	0,05
	Constante	0,00	
Período de ajuste	Ajuste procesado en 6 meses	0,51	
	Ajuste procesado en 12 meses	0,67	
	Ajuste procesado en 24 meses	0,77	
	Ajuste procesado en 50 meses	0,80	

Tabla D.2. Estimación de funciones de costos translogarítmicas por empresa y para las empresas agregadas

Variable dependiente: Costos de la empresa en pesos			
	Variables independientes	Coefficiente	P-valor
Estimación para el conjunto de empresas (datos de panel)	Constante	3,34	0,00
	Leche cruda (volumen)	0,77	0,00
	Leche cruda (precio)	0,71	0,00
	Otros costos (volumen)	0,12	0,00
	Electricidad, gas y agua (volumen)	0,09	0,00
	Efectos fijos		
	Empresa A	-0,05	
	Empresa B	-0,01	
	Empresa C	-0,08	
	Empresa D	0,01	
	Empresa E	-0,02	
	Empresa F	0,09	
	Empresa G	0,00	
	Muestra: Datos de panel 1996 - 2009 (n=14)		
Empresa A	Leche cruda (volumen)	0,74	0,00
	Leche cruda (precio)	0,72	0,00
	Salarios	0,18	0,05
	0,5*Materia prima*Electricidad, gas y agua (volumen)	0,34	0,04
	Muestra: 1999 - 2007 (n=9)		
Empresa D	Leche cruda (volumen)	0,78	0,00
	Leche cruda (precio)	0,70	0,00
	Exportaciones (volumen)	-0,06	0,06
	Salarios	0,28	0,00
	Otros costos (volumen)	0,28	0,00
	Muestra: 1997 - 2009 (n=13)		
Empresa E	Leche cruda (volumen)	0,70	0,00
	Leche cruda (precio)	0,73	0,00
	Salarios	0,36	0,00
	Otros costos (volumen)	0,26	0,00
	Electricidad, gas y agua (volumen)	0,09	0,00
Muestra: 1996 - 2008 (n=13)			
Empresa F	Leche cruda (volumen)	0,64	0,00
	Leche cruda (precio)	0,76	0,00
	Ventas mercado interno (volumen)	-0,29	0,02
	Salarios	0,45	0,01
	Otros costos (volumen)	0,35	0,00
	0,5*Materia prima*Mano de obra (volumen)	0,29	0,01
	Muestra: 1998 - 2009 (n=12)		
Empresa G	Leche cruda (volumen)	0,60	0,00
	Leche cruda (precio)	0,58	0,00
	Salarios	0,18	0,00
	Otros costos (volumen)	0,15	0,00
	Electricidad, gas y agua (precio)	0,21	0,00
	0,5*Materia prima*Mano de obra (volumen)	0,17	0,00
	Muestra: 1996 - 2009 (n=14)		

