

# **Un análisis preliminar de los efectos competitivos de la integración entre Repsol e YPF sobre el mercado argentino de nafta**

por Germán Coloma (\*)

## **Resumen**

Este trabajo presenta modelos alternativos de comportamiento del mercado argentino de nafta y les aplica estimaciones paramétricas para analizar el efecto que la integración entre Repsol e YPF tuvo sobre dicho mercado. Utilizando datos mensuales por provincia correspondientes a 1999 evaluamos dicho efecto y concluimos que no puede rechazarse la hipótesis de que el mercado era un oligopolio de Cournot antes de la integración y que, después de ella, comenzó a comportarse como un mercado con un líder de precios (Repsol-YPF). Esto implica una pérdida de eficiencia estimada en alrededor de \$60 millones por mes. Estas conclusiones, sin embargo, son claramente preliminares, ya que rigen para un período de tiempo muy corto y podrían reflejar un comportamiento fuera del equilibrio basado en creencias erróneas de la nueva empresa.

**Clasificación del JEL:** C33, L13, L71.

**Descriptor:** Mercado de nafta, Comportamiento oligopólico, Prueba de hipótesis.

# **A Preliminary Analysis of the Competitive Effects of the Repsol-YPF Merger on the Argentine Gasoline Market**

by Germán Coloma

## **Abstract**

This paper presents alternative models of behavior of the Argentine gasoline market and applies parametric estimations to analyze the effect that the Repsol-YPF merger had on that market. Using monthly data for the different provinces of Argentina during 1999, we make an evaluation of that effect. We conclude that we cannot reject the hypothesis that the market was a Cournot oligopoly before the merger and, after that, it became one with a price leader (Repsol-YPF). This implies an efficiency loss of nearly \$60 million per month. However, these conclusions are clearly preliminary, because they are valid for a very short period of time and they could reflect an out-of-equilibrium behavior of the new firm based on wrong beliefs.

**JEL Classification:** C33, L13, L71.

**Keywords:** Gasoline market, Oligopoly behavior, Hypothesis testing.

---

(\*) Universidad del CEMA, Av Córdoba 374, Buenos Aires (C1054AAP), Argentina; Teléfono: 4314-2269; Correo electrónico: gcoloma@cema.edu.ar.

# **Un análisis preliminar de los efectos competitivos de la integración entre Repsol e YPF sobre el mercado argentino de nafta<sup>(#)</sup>**

por Germán Coloma (Universidad del CEMA)

El propósito de este trabajo es analizar el comportamiento del mercado argentino de nafta y evaluar los efectos competitivos que sobre el mismo tuvo la adquisición de YPF SA por parte de la empresa española Repsol SA, la cual tuvo lugar en agosto de 1999. Al hacer esto, intentamos responder las siguientes preguntas:

- a) ¿La adquisición tuvo impacto sobre los precios y cantidades comerciadas en ese mercado?
- b) ¿Qué estructura de mercado explica mejor el comportamiento de la industria?
- c) ¿Dicha estructura cambió como consecuencia de la adquisición?
- d) ¿Cuál fue el impacto de ese cambio sobre los excedentes generados en el mercado?

A fin de contestar esas preguntas, utilizamos un conjunto de datos que contiene información mensual de los precios de YPF por provincia durante 1999. También utilizamos datos sobre cantidades, participaciones de mercado, precios del petróleo crudo, población y producto bruto interno.

El trabajo está organizado del siguiente modo. En la primera sección describimos las características básicas del mercado argentino de nafta para el período bajo análisis, y los principales cambios que tuvieron lugar como consecuencia de la integración entre Repsol e YPF. En la segunda, presentamos el modelo teórico usado para responder nuestras preguntas. En la tercera, analizamos los resultados obtenidos al estimar dicho modelo. En la cuarta, llevamos a cabo un análisis de eficiencia, calculando los cambios sufridos por los excedentes de los consumidores, los productores y el sector público. Finalmente, la quinta sección resume las conclusiones principales de todo el trabajo.

## **1. Análisis descriptivo**

De acuerdo con las estadísticas de la Secretaría de Energía de la República Argentina, el consumo total de nafta en el país durante 1999 ascendió a 5217,7 millones de litros. Esto implica un promedio de 11,9 litros por habitante por mes. El precio promedio de la nafta fue de 38,39 centavos (sin incluir impuestos) y de 91,92 centavos (incluyendo los impuestos al valor agregado –IVA– y a la transferencia de combustibles –ITC–)<sup>1</sup>. La concentración de la oferta en la Argentina es relativamente alta en este

---

<sup>(#)</sup> Agradezco la colaboración de Juan Cruz Perussia, quien me facilitó los datos recopilados por él sobre el mercado de combustibles.

<sup>1</sup> Estas cifras son las correspondientes a la “nafta súper” (entre 92 y 97 octanos) vendida por YPF, y son un promedio ponderado de los precios para todo el país. En su cálculo se tuvo en cuenta el hecho de que hay provincias en las que la nafta está exenta del impuesto a la transferencia de combustibles.

mercado. El índice de Herfindahl-Hirschman (HHI) para 1999 fue igual a 0,3365 en promedio. Esto está fuertemente influido por el hecho de que el mayor oferente (YPF) tuvo una participación de mercado promedio del 47,06% (ver cuadro 1).

La adquisición de la mayoría de las acciones de YPF por parte de Repsol en agosto de 1999 tuvo un efecto importante sobre las cifras mencionadas en el párrafo anterior. Como Repsol ya controlaba la empresa Eg3 SA, que era el cuarto mayor oferente con una participación de mercado de alrededor del 10%, el HHI promedio saltó de 0,3090 (para el período enero-agosto) a 0,3904 (para el período septiembre-diciembre). Esto fue básicamente una consecuencia de que YPF tenía una participación de mercado promedio del 43,91% entre enero y agosto, y de que Repsol-YPF (es decir, YPF más Eg3) tuvo una participación de mercado promedio del 53,24% entre septiembre y diciembre.

**CUADRO 1 – MERCADO ARGENTINO DE NAFTA – 1999**

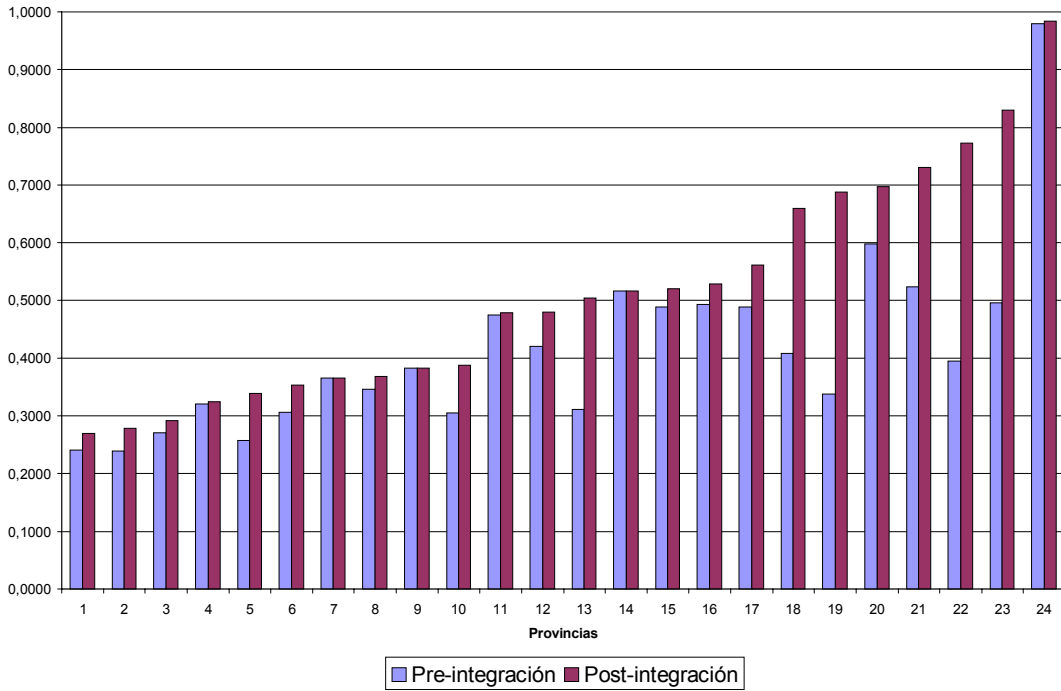
Concepto	Ene-Ago	Sep-Dic	Promedio
Precio sin impuestos (\$/lt)	0,3607	0,4299	0,3839
Precio con impuestos (\$/lt)	0,8908	0,9754	0,9192
Precio del crudo WTI (\$/lt)	0,1049	0,1534	0,1211
Consumo (lt/hab/mes)	11,8092	12,0657	11,8947
Concentración (HHI)	0,3090	0,3904	0,3365
Participación de mercado de YPF	0,4391	0,5324	0,4706

Fuente: Elaboración propia basada en datos de la Secretaría de Energía.

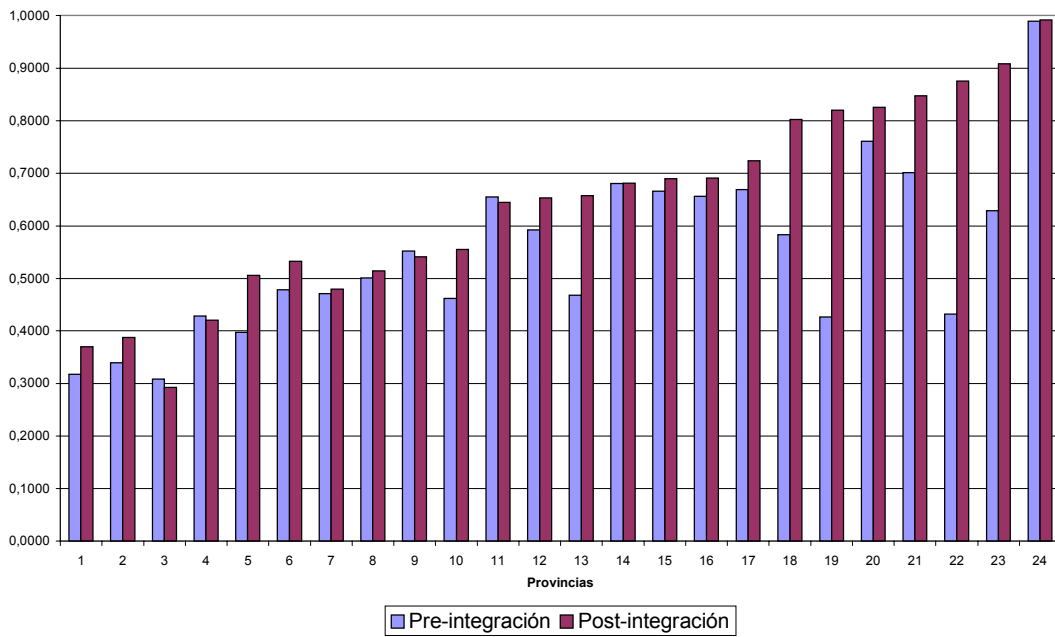
La adquisición de YPF por Repsol pudo haber generado un aumento de los precios en el mercado argentino de nafta. Si miramos el precio promedio de YPF sin impuestos que aparece en el cuadro 1, este pasó de 36,07 cvs/lt entre enero y agosto a 42,99 cvs/lt para el período septiembre-diciembre. Sin embargo, este incremento no necesariamente es consecuencia de la adquisición, ya que el precio internacional del petróleo y el consumo de nafta también aumentaron durante ese lapso. En efecto, el petróleo crudo promedió los 10,49 centavos por litro entre enero y agosto, pasando a un promedio de 15,34 entre septiembre y diciembre, según las cotizaciones del mercado “West Texas Intermediate” (WTI). Por su parte, el consumo de nafta pasó de un promedio de 11,81 a 12,07 litros por habitante por mes.

Los efectos de la integración entre Repsol e YPF sobre la concentración del mercado varían considerablemente según la provincia que se analice. Como Eg3 no vendía nafta en todas las provincias, hay seis casos (Chaco, Corrientes, Salta, Santiago del Estero, Jujuy y Tierra del Fuego) en los cuales la concentración virtualmente quedó igual después de la adquisición. Inversamente, hubo otras provincias (por ejemplo, San Luis, Río Negro, La Pampa, Neuquén, Chubut y Santa Cruz) en las cuales Eg3 tenía una participación de mercado relativamente alta, y por lo tanto la adquisición elevó considerablemente los índices de concentración. Esto puede verse en las cifras del cuadro 2, que aparecen representadas en los gráficos 1 y 2. El gráfico 1 muestra los HHI antes y después de la adquisición para las 24 jurisdicciones en 1999, en tanto que el gráfico 2 muestra las respectivas participaciones de mercado de YPF.

### 1. Argentina: Indices HHI por provincia - 1999



### 2. Argentina: Participaciones de mercado de YPF - 1999



**CUADRO 2 – ÍNDICES DE CONCENTRACIÓN DEL MERCADO – 1999**

Jurisdicción	HHI		Part Merc YPF	
	Ene-Ago	Set-Dic	Ene-Ago	Set-Dic
1. Santa Fe	0,2412	0,2695	0,3175	0,3699
2. Capital Federal	0,2397	0,2782	0,3392	0,3872
3. Tucumán	0,2709	0,2910	0,3083	0,2930
4. Chaco	0,3208	0,3249	0,4284	0,4208
5. Provincia de Buenos Aires	0,2577	0,3393	0,3975	0,5058
6. Córdoba	0,3063	0,3540	0,4782	0,5326
7. Corrientes	0,3652	0,3663	0,4710	0,4795
8. Catamarca	0,3464	0,3682	0,5010	0,5146
9. Salta	0,3833	0,3826	0,5518	0,5408
10. Entre Ríos	0,3045	0,3878	0,4619	0,5549
11. Santiago del Estero	0,4755	0,4783	0,6553	0,6447
12. Misiones	0,4210	0,4804	0,5923	0,6530
13. San Luis	0,3116	0,5048	0,4681	0,6577
14. Jujuy	0,5160	0,5161	0,6805	0,6812
15. Mendoza	0,4879	0,5206	0,6660	0,6895
16. Formosa	0,4930	0,5281	0,6563	0,6903
17. La Rioja	0,4886	0,5617	0,6690	0,7235
18. Río Negro	0,4077	0,6597	0,5830	0,8026
19. La Pampa	0,3379	0,6883	0,4265	0,8201
20. San Juan	0,5977	0,6972	0,7613	0,8259
21. Neuquén	0,5231	0,7303	0,7010	0,8474
22. Chubut	0,3947	0,7725	0,4323	0,8751
23. Santa Cruz	0,4953	0,8300	0,6284	0,9084
24. Tierra del Fuego	0,9790	0,9840	0,9894	0,9919
<b>Promedio ponderado</b>	<b>0,3090</b>	<b>0,3904</b>	<b>0,4391</b>	<b>0,5324</b>

Fuente: Elaboración propia basada en datos de la Secretaría de Energía.

A efectos de comprobar si la adquisición de YPF por Repsol tuvo un efecto sobre los precios de la nafta, hicimos un conjunto inicial de tres regresiones por mínimos cuadrados ordinarios utilizando los datos disponibles. Las tres tomaron como variable dependiente el precio de la nafta, y las variables independientes fueron las 24 variables “dummy” correspondientes a las distintas jurisdicciones de la Argentina (23 provincias más la Capital Federal), una variable “dummy” de verano (para los meses de diciembre, enero, febrero y marzo), una de invierno (para los meses de junio, julio, agosto y septiembre) y el precio WTI del petróleo crudo. En la primera regresión se incluyó como variable adicional al índice HHI; en la segunda se usó en su lugar a la participación de mercado de YPF; y en la tercera se empleó una variable “dummy” de la integración entre Repsol e YPF (0 para el período enero-agosto, 1 para el período septiembre-diciembre).

El número total de observaciones es de 288 (24 jurisdicciones por 12 meses). Los precios de la nafta son los correspondientes a la “nafta súper” de YPF (que es una nafta de entre 92 y 95 octanos), y no incluyen impuestos. Para cada provincia se utilizó el precio correspondiente a la mayor área urbana de la misma. Los HHI fueron calculados por jurisdicción y por mes utilizando datos de la Secretaría de Energía, y los mismos datos fueron empleados para calcular las participaciones de mercado de YPF.

Para el período enero-agosto, YPF y Eg3 fueron consideradas como empresas separadas; para el período septiembre-diciembre, en cambio, se las consideró como una única entidad a efectos del cálculo de los HHI y de las participaciones de mercado de YPF.

**CUADRO 3 – RESULTADOS DE LAS REGRESIONES**

Concepto	Coefficiente	Valor p
<b>Regresión 1</b>		
Constante Capital Federal	0,223972	0,0000
Dummy de verano	0,020364	0,0000
Dummy de invierno	-0,026965	0,0000
Precio del petróleo WTI	1,105090	0,0000
HHI	0,067914	0,0000
R cuadrado	0,970073	
Suma residuos al cuadrado	0,038785	
<b>Regresión 2</b>		
Constante Capital Federal	0,216974	0,0000
Dummy de verano	0,020387	0,0000
Dummy de invierno	-0,026940	0,0000
Precio del petróleo WTI	1,117325	0,0000
Participación mercado YPF	0,063762	0,0000
R cuadrado	0,969904	
Suma residuos al cuadrado	0,039003	
<b>Regresión 3</b>		
Constante Capital Federal	0,274778	0,0000
Dummy de verano	0,016071	0,0000
Dummy de invierno	-0,020271	0,0000
Precio del petróleo WTI	0,738520	0,0000
Dummy Repsol-YPF	0,029782	0,0000
R cuadrado	0,975813	
Suma residuos al cuadrado	0,031346	

Los principales resultados de las regresiones efectuadas aparecen en el cuadro 3. En él se ve que en los tres casos las variables “dummy” estacionales son significativas y que el precio del petróleo tiene un efecto positivo y significativo sobre el precio de la nafta. Las variables adicionales alternativas (HHI, participación de mercado de YPF, integración entre Repsol e YPF) también son positivas y significativamente distintas de cero en las tres regresiones. Esto implica que incrementos en la concentración de mercado y en el grado de preponderancia del mayor oferente parecen producir aumentos de precio, y el mismo resultado se da para la variable “dummy” relacionada con la adquisición de YPF por Repsol.

## 2. Modelo teórico

A fin de analizar el comportamiento del mercado argentino de nafta, desarrollaremos cuatro modelos de oferta y demanda e intentaremos estimar sus parámetros. Los modelos diferirán en el comportamiento supuesto para la oferta, y se corresponderán con cuatro estructuras de mercado: competencia en precios, oligopolio

de Cournot, liderazgo de precios y colusión<sup>2</sup>. En los cuatro casos, la demanda tendrá la misma forma, dada por la siguiente ecuación:

$$P_n + ITC = A_t + \beta_1.PBIpc + \beta_2.(Q_n/Pob) \quad ;$$

donde “P<sub>n</sub>” es el precio de la nafta sin impuestos, “ITC” es el impuesto a la transferencia de combustibles (igual a 48,65 centavos por litro en la Capital Federal y 20 provincias, e igual a cero en las 3 provincias más australes), “PBIpc” es una estimación del producto bruto interno por habitante (que varía por mes y por jurisdicción), “Q<sub>n</sub>” es el consumo mensual de nafta por jurisdicción, y “Pob” es la población de cada jurisdicción. “A<sub>t</sub>”, “β<sub>1</sub>” y “β<sub>2</sub>” son los parámetros a estimar, con “t” variando entre 1 y 12 (según el mes del año de que se trate). Como puede verse, esta función trata de capturar la demanda promedio del habitante argentino durante 1999, e implícitamente supone que dicha demanda tiene la misma forma en todo el país.

La otra función que necesitamos estimar es el costo marginal de la nafta, para el cual seguimos esta especificación:

$$C_{mg} = C_i + \gamma_1.WTI + \gamma_2.PProc \quad ;$$

donde “C<sub>mg</sub>” es el costo marginal, “WTI” es el precio internacional del petróleo y “PProc” es la cantidad total de petróleo procesado en las refinerías argentinas durante cada mes. “C<sub>i</sub>”, “γ<sub>1</sub>” y “γ<sub>2</sub>” son los parámetros a estimar, con “i” variando entre 1 y 24 (según la jurisdicción de que se trate). Como vemos, esta función supone que los determinantes básicos del costo marginal son el precio del petróleo, la cantidad de petróleo procesado y un número de factores relacionados con la ubicación geográfica (que se resumen en el conjunto de variables “dummy” por jurisdicción).

De acuerdo con la estructura de mercado que supongamos, la oferta se comportará de manera distinta. Esta diferencia de comportamiento tiene que ver con la definición del ingreso marginal que las empresas perciben (IMP<sub>n</sub>), que se define así:

$$IMP_n = P_n \quad (1: \text{Competencia en precios}) ;$$

$$IMP_n = P_n + \beta_2.HHI.(Q_n/Pob) \quad (2: \text{Oligopolio de Cournot}) ;$$

$$IMP_n = P_n + \beta_2.SYPF.(Q_n/Pob) \quad (3: \text{Liderazgo de precios}) ;$$

$$IMP_n = P_n + \beta_2.(Q_n/Pob) \quad (4: \text{Colusión}) ;$$

donde “SYPF” es la participación de mercado de YPF (o de Repsol-YPF, después de la adquisición). Tomando en cuenta esto, puede escribirse una función de precio de oferta distinta para cada estructura de mercado, que surja de igualar “C<sub>mg</sub>” con “IMP<sub>n</sub>” y despeje a “P<sub>n</sub>” como variable dependiente. Esto implica que:

$$P_n = C_i + \gamma_1.WTI + \gamma_2.PProc \quad (1: \text{Competencia en precios}) ;$$

$$P_n = C_i + \gamma_1.WTI + \gamma_2.PProc - \beta_2.HHI.(Q_n/Pob) \quad (2: \text{Oligopolio de Cournot}) ;$$

$$P_n = C_i + \gamma_1.WTI + \gamma_2.PProc - \beta_2.SYPF.(Q_n/Pob) \quad (3: \text{Liderazgo de precios}) ;$$

$$P_n = C_i + \gamma_1.WTI + \gamma_2.PProc - \beta_2.(Q_n/Pob) \quad (4: \text{Colusión}) .$$

<sup>2</sup> Para una explicación más completa de estos modelos alternativos, véase Coloma (1999).

Como los resultados de la sección anterior nos indican que, después de la adquisición de YPF por Repsol, ha habido un incremento en el precio de la nafta que no puede ser totalmente explicado por factores exógenos, trataremos de explicarlo apelando a factores endógenos, esto es, al comportamiento del mercado. Haciendo uso de nuestros cuatro modelos, surgen por lo menos ocho explicaciones distintas para el aumento de precios post-integración. Los mismos se clasificarán utilizando códigos de dos dígitos, que corresponden respectivamente a la estructura de mercado supuesta para antes y después de la integración entre Repsol e YPF:

12: Antes de la integración hay competencia en precios; después, oligopolio de Cournot.

13: Antes de la integración hay competencia en precios; después, liderazgo de precios.

14: Antes de la integración hay competencia en precios; después, colusión.

22: Antes y después de la integración hay oligopolio de Cournot.

23: Antes de la integración hay oligopolio de Cournot; después, liderazgo de precios.

24: Antes de la integración hay oligopolio de Cournot; después, colusión.

33: Antes y después de la integración hay liderazgo de precios.

34: Antes de la integración hay liderazgo de precios; después, colusión.

Nótese que dos explicaciones (22 y 33) suponen que no hubo cambio en la estructura de mercado después de la integración entre Repsol e YPF, sino que simplemente el mercado quedó más concentrado y esto generó un equilibrio con precios más altos. Las otras seis hipótesis, en cambio, implican un cambio en la estructura del mercado, que lo hizo pasar de una situación más competitiva a otra menos competitiva.

Para estimar las funciones de precio de oferta para estas hipótesis alternativas, es necesario mezclar las funciones de precio originales y utilizar la variable “dummy” de la integración entre Repsol e YPF (Integr). Esto nos da las siguientes relaciones:

$$P_n = C_i + \gamma_1.WTI + \gamma_2.PProc - \beta_2.Integr.HHI.(Q_n/Pob) \quad (12) ;$$

$$P_n = C_i + \gamma_1.WTI + \gamma_2.PProc - \beta_2.Integr.SYPF.(Q_n/Pob) \quad (13) ;$$

$$P_n = C_i + \gamma_1.WTI + \gamma_2.PProc - \beta_2.Integr.(Q_n/Pob) \quad (14) ;$$

$$P_n = C_i + \gamma_1.WTI + \gamma_2.PProc - \beta_2.HHI.(Q_n/Pob) \quad (22) ;$$

$$P_n = C_i + \gamma_1.WTI + \gamma_2.PProc - \beta_2.[(1-Integr).HHI+Integr.SYPF].(Q_n/Pob) \quad (23) ;$$

$$P_n = C_i + \gamma_1.WTI + \gamma_2.PProc - \beta_2.[(1-Integr).HHI+Integr].(Q_n/Pob) \quad (24) ;$$

$$P_n = C_i + \gamma_1.WTI + \gamma_2.PProc - \beta_2.SYPF.(Q_n/Pob) \quad (33) ;$$

$$P_n = C_i + \gamma_1.WTI + \gamma_2.PProc - \beta_2.[(1-Integr).SYPF+Integr].(Q_n/Pob) \quad (34) .$$

### 3. Resultados de las estimaciones

Las ocho hipótesis alternativas definidas en la sección anterior generan ocho conjuntos diferentes de regresiones. Cada uno de ellos tiene la misma función de precio de demanda y una función de precio de oferta distinta. Todos ellos han sido estimados utilizando mínimos cuadrados en tres etapas, teniendo en cuenta la posible correlación entre los residuos de las dos ecuaciones y el hecho de que, en un modelo de oferta y demanda, los precios y las cantidades determinadas en el mercado son variables

endógenas. Los instrumentos utilizados para las regresiones fueron por lo tanto las siguientes variables exógenas: una constante, once variables “dummy” mensuales, veintitrés variables “dummy” provinciales y el PBI por habitante<sup>3</sup>. El número total de observaciones fue de 288 (una por mes por jurisdicción) y los principales resultados aparecen resumidos en el cuadro 4.

Para comparar estos resultados pueden utilizarse distintas estrategias. Si miramos la bondad del ajuste de las regresiones, los modelos que tienen un coeficiente de determinación (R cuadrado) más alto son el 22, el 23, el 33 y el 34 para la función de precio de demanda, y el 24 y el 34 para la función de precio de oferta. Utilizando la suma total de los residuos al cuadrado como medida global para los ocho sistemas de ecuaciones, queda claro que los modelos 12, 13 y 14 presentan los valores más altos (y son por lo tanto los que dan peores resultados), mientras las otras cinco hipótesis de comportamiento tienen valores menores (y exhiben por ende mejores resultados).

Todas las regresiones de precio de demanda son relativamente buenas en el sentido de que la mayoría de sus variables son significativas y presentan los signos esperados. Esto es particularmente cierto para el coeficiente de consumo por habitante (es decir, para la pendiente de la curva de demanda), que es siempre negativo y significativamente distinto de cero. El coeficiente para el PBI por habitante, en cambio, no es significativamente distinto de cero en los modelos 22, 23 y 33, y en la mayoría de las regresiones es negativo (lo que implicaría que la nafta es un bien inferior, al menos en el corto plazo).

En las regresiones de precio de oferta la situación es diferente. Varios modelos estiman efectos negativos para el precio del petróleo crudo, lo cual es teóricamente erróneo y contraintuitivo. Los únicos modelos que presentan el signo correcto para esta variable son el 22, el 23 y el 33, y los coeficientes estimados por ellos son en todos los casos significativamente distintos de cero. Los coeficientes para la cantidad de petróleo procesado son también ambiguos. En los modelos 12, 13, 14 y 24 el signo es positivo y el coeficiente estimado no es significativamente distinto de cero; en los modelos 23 y 34 es negativo y no significativo; y en los modelos 22 y 33 es negativo y significativo.

A primera vista, por lo tanto, los modelos 22, 23 y 33 parecen ser los únicos que pasan un triple test de consistencia: todos tienen una bondad de ajuste relativamente alta y una suma de residuos al cuadrado relativamente baja, presentan el signo correcto para la pendiente de la demanda (y este coeficiente es significativo), y también presentan el signo correcto para el efecto del precio del petróleo sobre el precio de oferta (y este coeficiente también es significativo). Si ordenamos los modelos sólo por su suma total de residuos al cuadrado, sin embargo, el mejor es el 24, si bien predice un signo incorrecto para el efecto del precio del petróleo crudo sobre el precio de oferta de la nafta.

---

<sup>3</sup> Aunque también es una variable exógena, el precio del petróleo WTI no fue utilizado como variable instrumental, ya que en una serie de sólo un año resulta linealmente dependiente de las variables “dummy” mensuales.

**CUADRO 4 – RESULTADOS DE LAS REGRESIONES DE OFERTA Y DEMANDA**

Concepto / Hipótesis	12	13	14	22	23	24	33	34	
<b>Función de precio de demanda</b>									
<b>Constante Abril</b>	<b>Coefficiente</b>	0,984812	0,980852	0,967508	1,008377	1,003622	0,985998	1,007639	0,991533
	<b>Valor p</b>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
<b>PBI per capita</b>	<b>Coefficiente</b>	-0,000006	-0,000007	-0,000009	-0,000001	-0,000002	-0,000006	0,000001	-0,000005
	<b>Valor p</b>	0,0001	0,0000	0,0000	0,3935	0,1264	0,0001	0,3439	0,0011
<b>Cons per capita</b>	<b>Coefficiente</b>	-0,012411	-0,011648	-0,009082	-0,017040	-0,016028	-0,012510	-0,016898	-0,013580
	<b>Valor p</b>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
<b>R cuadrado</b>		0,610652	0,604336	0,573174	0,619801	0,622062	0,611199	0,620203	0,617479
<b>Suma residuos al cuadrado</b>		3,401607	3,456784	3,729044	3,321673	3,301927	3,396831	3,318167	3,341965
<b>Supply price function</b>									
<b>Constante CFed</b>	<b>Coefficiente</b>	0,339962	0,330923	0,301230	0,348661	0,334680	0,289151	0,323797	0,274182
	<b>Valor p</b>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
<b>Pr petróleo WTI</b>	<b>Coefficiente</b>	-0,323337	-0,482537	-0,640562	0,523414	0,222160	-0,269895	0,556377	-0,073580
	<b>Valor p</b>	0,0284	0,0025	0,0002	0,0000	0,0106	0,0190	0,0000	0,4640
<b>Petróleo proces</b>	<b>Coefficiente</b>	0,000019	0,000027	0,000035	-0,000043	-0,000026	0,000004	-0,000046	-0,000009
	<b>Valor p</b>	0,5047	0,3539	0,2145	0,0088	0,1490	0,8604	0,0063	0,6232
<b>R cuadrado</b>		0,487705	0,486382	0,653407	0,738012	0,711138	0,754129	0,722377	0,757477
<b>Suma residuos al cuadrado</b>		0,663915	0,665630	0,449172	0,339527	0,374354	0,318639	0,359789	0,314301
<b>Suma total residuos al cuadrado</b>		4,065522	4,122414	4,178216	3,661200	3,676281	3,715470	3,677956	3,656266

Para efectuar un análisis más profundo acerca de cuál modelo es el mejor, es necesario contrastar el poder de predicción de cada modelo en relación con los otros. Una forma de hacer esto es a través de una prueba de hipótesis no anidadas. La más simple e intuitiva de estas pruebas es probablemente la propuesta originalmente por McKinnon, White y Davidson (1983), que consiste en correr regresiones adicionales que incorporen los resultados de un modelo como variables dependientes de otro. En particular, la variación de esta prueba utilizada por nosotros implica correr regresiones de esta forma:

$$P_n + ITC = A_t + \beta_1 \cdot PBIpc + \beta_2 \cdot (Q_n/Pob) + \delta_1 \cdot [(\overline{P_n + ITC})_1 - (\overline{P_n + ITC})_0] \quad ;$$

$$P_n = C_1 + \gamma_1 \cdot WTI + \gamma_2 \cdot PProc - \beta_2 \cdot X_0 + \delta_2 \cdot [\overline{P_n}_1 - \overline{P_n}_0] \quad ;$$

donde “0” es el modelo que queremos probar (hipótesis nula) y “1” es el modelo que juega el papel de hipótesis alternativa. En ese contexto, “ $(\overline{P_n + ITC})_0$ ” es la serie de precios de demanda estimada por el modelo 0, mientras que “ $(\overline{P_n + ITC})_1$ ” es la serie de precios de demanda estimada por el modelo 1. Del mismo modo, “ $\overline{P_n}_0$ ” y “ $\overline{P_n}_1$ ” son las series de precios de oferta estimadas por dichos modelos, en tanto que “ $X_0$ ” es la serie de variables que el modelo 0 le incorpora a la función de precio de oferta. Bajo esta especificación, lo que se busca probar es la hipótesis de que “ $\delta_1 = \delta_2 = 0$ ”, esto es, la idea de que adicionar a la regresión los valores estimados por el modelo 1 no mejora el poder explicativo del modelo 0. A fin de hacer esto llevamos a cabo un test de Wald, cuyo coeficiente tiene un cierto valor de probabilidad entre 0 y 1. Si dicho valor es alto, entonces no podemos rechazar la hipótesis de que “ $\delta_1 = \delta_2 = 0$ ” y por lo tanto el modelo 0 no puede ser “vencido” por el modelo 1. Si es bajo, entonces podemos rechazar la hipótesis de que “ $\delta_1 = \delta_2 = 0$ ” y puede por lo tanto concluirse que el modelo 1 tiene suficiente poder como para mejorar la explicación brindada por el modelo 0.

**CUADRO 5 – PRUEBAS DE HIPÓTESIS: COEFICIENTES DE WALD Y VALORES P**

Modelo 0 / Modelo 1		22	23	24	33
Cournot-Cournot (22)	Coef	---	13,1906	22,0503	6,1298
	Valor p	---	0,0014	0,0000	0,0467
Cournot-Liderazgo (23)	Coef	0,8002	---	4,4983	0,1472
	Valor p	0,6703	---	0,1055	0,9290
Cournot-Colusión (24)	Coef	38,2977	40,5344	---	34,5320
	Valor p	0,0000	0,0000	---	0,0000
Liderazgo-Liderazgo (33)	Coef	3,6368	4,4854	10,3449	---
	Valor p	0,1623	0,1062	0,0057	---

En el cuadro 5 pueden verse los principales resultados de las pruebas de hipótesis, dados por los correspondientes coeficientes de Wald y valores p obtenidos al contrastar entre sí las cuatro hipótesis que hemos considerado más probables en nuestra observación

preliminar<sup>4</sup>. Estos resultados muestran una preferencia por el modelo 23 (o sea, por el que supone que el mercado era un oligopolio de Cournot y pasó a ser luego un mercado con un líder de precios). Este es el único modelo que, cuando juega el papel de modelo 0, produce coeficientes de Wald que son lo suficientemente bajos como para no rechazar en ningún caso la hipótesis de que “ $\delta_1 = \delta_2 = 0$ ” para niveles de significación razonables (10% ó menores). En cambio, los modelos 22 y 24 producen coeficientes de Wald muy altos cuando actúan como modelo 0, y siempre resulta posible rechazar la hipótesis de que “ $\delta_1 = \delta_2 = 0$ ”. Finalmente, el modelo 33 funciona bien cuando se lo contrasta con los modelos 22 y 33, pero no lo hace así cuando se lo contrasta con el modelo 24 (en cuyo caso, se da que la hipótesis de que “ $\delta_1 = \delta_2 = 0$ ” puede ser rechazada a un nivel de significación del 1%).

#### 4. Análisis de eficiencia

Los modelos presentados en la sección 2 y las estimaciones llevadas a cabo en la sección 3 pueden usarse para llevar a cabo un análisis de eficiencia de la integración entre Repsol e YPF en el mercado argentino de nafta. El mismo se basará en las estimaciones efectuadas respecto de la demanda, el costo marginal y el ingreso marginal, bajo el supuesto de que el mercado funcionaba como un oligopolio de Cournot antes de la adquisición de YPF por Repsol y que, después de ella, pasó a comportarse como un mercado con un líder de precios. Esto nos permite comparar el equilibrio del mercado después de la integración con el que podría haber tenido lugar si la adquisición no se hubiera llevado a cabo. Esos equilibrios generan distintos excedentes de los productores y los consumidores y distintas recaudaciones impositivas, y puede por lo tanto calcularse cuál es el cambio en el excedente total (ganancia o pérdida de eficiencia) ocurrido como consecuencia de la integración.

Para proceder con nuestro ejercicio, utilizaremos los resultados de las regresiones del modelo 23, que es el que mejor se comporta de acuerdo con los tests de Wald de hipótesis no anidadas. Dichas regresiones nos dan los siguientes resultados:

$$P_n + ITC = 1.07069 - 0.000002 \cdot PBIpc - 0.016028 \cdot (Q_n/Pob) \quad (\text{Precio de demanda}) ;$$

$$Cmg = 0.33619 + 0.22216 \cdot WTI - 0.000026 \cdot PProc \quad (\text{Costo marginal}) ;$$

en los cuales las constantes son promedios para las 24 jurisdicciones durante el período septiembre-diciembre. Las correspondientes funciones de ingreso marginal pueden obtenerse directamente de la función de precio de demanda, teniendo en cuenta que el ITC promedio es de \$0,4604 por litro. Esto nos da las siguientes expresiones para antes y después de la integración entre Repsol e YPF:

$$IMP_n = 0.61031 - 0.000002 \cdot PBIpc - 0.016028 \cdot (1+HHI) \cdot (Q_n/Pob) \quad (\text{Pre-integración}) ;$$

$$IMP_n = 0.61031 - 0.000002 \cdot PBIpc - 0.016028 \cdot (1+SYPF) \cdot (Q_n/Pob) \quad (\text{Post-integración}) .$$

---

<sup>4</sup> También llevamos a cabo pruebas que incorporaban las otras hipótesis, pero sus resultados no alteraron las conclusiones aquí presentadas.

Del análisis descriptivo efectuado en la sección 1 sabemos que los valores promedio después de la integración entre Repsol e YPF para “Pn”, “WTI”, “SYPF” y “Qn/Pob” son respectivamente 0,4299 (\$/lt), 0,1534 (\$/lt), 0,5324 y 12,0657 (lt/hab/mes). Si calculamos los valores promedio post-integración para “PBIpc” y “PProc”, estos son 7819,98 (\$/año) y 2646,41 (miles de m3/mes). Sabemos también que el valor promedio pre-integración del HHI es 0,3090.

Bajo el supuesto de que, en el corto plazo, “PProc” y “Qn/Pob” mantienen una proporción fija, puede calcularse un factor de conversión entre esas dos magnitudes, que es igual a 219,3333. De este modo, la función de costo marginal puede re-escribirse de la siguiente manera:

$$Cmg = 0.33619 + 0.22216 \cdot WTI - 0.005703 \cdot (Qb/Pob) \quad ;$$

e igualarse con los ingresos marginales antes y después de la integración. Sustituyendo “PBIpc” y “WTI” por sus valores post-integración pero manteniendo “HHI” en su valor pre-integración, puede estimarse qué valor promedio de “Qn/Pop” se habría verificado en el período septiembre-diciembre si la adquisición de YPF por Repsol no hubiera tenido lugar. Este número es igual a 14,6882 litros por habitante por mes. Reemplazándolo en la función de precio de demanda, esto nos da un precio de \$0,3592 por litro (sin impuestos), que ascendería a \$0,8951 por litro si le sumáramos el IVA y el ITC. Además, si reemplazamos en la función de costo marginal, encontramos que el mismo es igual a \$0,3015 por litro para la cantidad observada en el período post-integración, pero que habría sido igual a \$0,2865 si se hubiera producido la cantidad estimada para una situación sin integración.

Los números calculados en los párrafos anteriores aparecen representados en el gráfico 3, en el cual hemos dibujado el equilibrio promedio después de la integración entre Repsol e YPF para el mercado argentino de nafta. La función de precio de demanda está graficada sin impuestos (Demanda), y vemos que la función de ingreso marginal post-integración (Img Lider) corre por debajo de la función de ingreso marginal pre-integración (Img Cournot). Como la pendiente negativa del costo marginal (Cmg) es menor que las pendientes de los ingresos marginales, esto implica que el equilibrio post-integración observado (Img Lider = Cmg) determina un precio menor y una cantidad mayor que el equilibrio teórico que habría tenido lugar sin integración (Img Cournot = Cmg).

A efectos de calcular los efectos de la adquisición de YPF por Repsol sobre la eficiencia y la distribución del ingreso, puede usarse la información obtenida para estimar los cambios en los excedentes de los consumidores y los productores y en la recaudación impositiva. Expresados en pesos por habitante por mes, estos cambios son los siguientes:

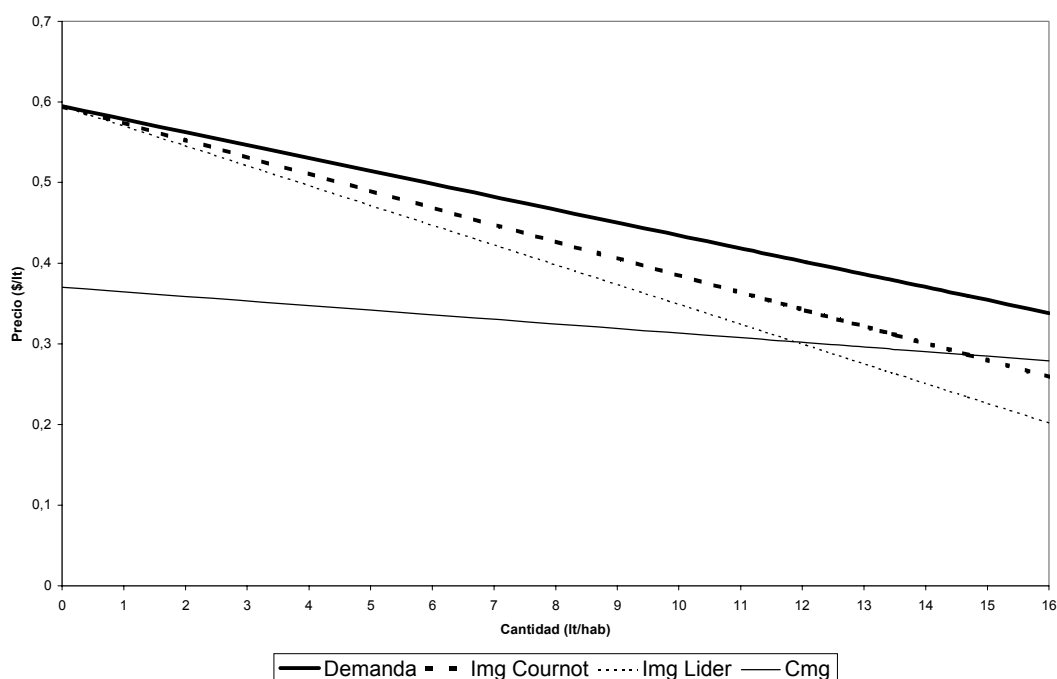
$$\Delta EC = -(0,9754 - 0,8951) \cdot 12,0657 - (0,9754 - 0,8951) \cdot (14,6882 - 12,0657) / 2 = -1,07417 \quad ;$$

$$\Delta EP = (0,4299 - 0,3592) \cdot 12,0657 - (0,3592 - 0,3015) \cdot (14,6882 - 12,0657) - (0,3015 - 0,2865) \cdot (14,6882 - 12,0657) / 2 = 0,68206 \quad ;$$

$$\Delta Imp = 0,21 \cdot [(0,4299 - 0,3592) \cdot 12,0657 - 0,3592 \cdot (14,6882 - 12,0657)] - 0,4604 \cdot (14,6882 - 12,0657) = -1,22608 \quad .$$

Sumando todas estas cifras se obtiene una pérdida neta de eficiencia igual a \$1,61819 por habitante por mes, que es equivalente a un total de \$59.130.320 por mes cuando la multiplicamos por el total de habitantes de la Argentina (que es aproximadamente igual a 36,541 millones de personas). Nótese que el agente económico que sufre la mayor pérdida es en este caso el sector público, ya que la reducción en el consumo inducida por el aumento de precio tiene un efecto negativo considerable sobre la recaudación impositiva.

### 3. Equilibrio post-integración



La pérdida de eficiencia estimada en el párrafo anterior puede descomponerse en dos partes: una debida a la integración en sí y otra debida al cambio en la estructura de mercado (de oligopolio de Cournot a liderazgo de precios). Para hacer esto tenemos que calcular el equilibrio post-integración que habría tenido lugar si el mercado hubiera seguido comportándose como un oligopolio de Cournot. Para ello debemos igualar “Cmg” con el valor de la función “IMPn” que regía antes de la integración, evaluada al nivel de concentración del mercado posterior a la integración (es decir, “HHI = 0,3904”). Esto implica un “Qn/Pob” promedio de 13,5325 lt/hab/mes, un precio neto de \$0,3778 por litro (\$0,9175 por litro si le sumamos los impuestos) y un costo marginal de \$0,2931 por litro.

Al pasar del equilibrio pre-integración a esta nueva alternativa, la reducción del excedente de los consumidores es de 0,28670 \$/hab/mes, el aumento en el excedente de los productores es de 0,12263 \$/hab/mes y la reducción de la recaudación impositiva es de 0,73883 \$/hab/mes. La pérdida neta de eficiencia es por lo tanto igual a \$0,90290 por

habitante por mes, lo que hace un total de \$32.992.997 mensuales cuando la multiplicamos por el número de habitantes. Este sería el efecto neto de la adquisición de YPF por Repsol en el mercado de nafta bajo el supuesto de oligopolio de Cournot, en tanto que el efecto negativo del cambio de estructura (de Cournot a liderazgo de precios) ascendería a \$26.137.323 por mes.

## 5. Comentarios finales

Las conclusiones de este estudio pueden expresarse como respuestas a las cuatro preguntas efectuadas en la introducción. De nuestro análisis descriptivo se desprende que la integración entre Repsol e YPF tuvo efectivamente un impacto en los precios y cantidades comerciadas en el mercado argentino de nafta, y que ese impacto podría tener que ver con la idea de que en un mercado más concentrado los precios suben y hay una mayor posibilidad de ejercer poder de mercado.

Al tratar de responder qué estructura de mercado explica mejor el comportamiento de la industria, puede concluirse que resulta probable que antes de la adquisición de YPF por Repsol el mercado se comportara como un oligopolio de Cournot, en el cual cada empresa tenía cierto poder de mercado relacionado con su tamaño relativo. Esta conclusión es similar a la obtenida tanto por Serebrisky (2000) como por Perussia (2000) al estudiar el mercado argentino de nafta en los últimos años de la década de 1990, si bien difiere de la que obtuvimos nosotros en un estudio previo (Coloma, 1998), en el cual hallamos que el mercado tendía a comportarse de una manera más competitiva<sup>5</sup>.

También debemos responder afirmativamente a la pregunta sobre la posibilidad de un cambio estructural como consecuencia de la integración, ya que encontramos que el modelo que explica mejor los datos es el que supone que de un oligopolio de Cournot se pasó a una situación post-integración en la cual Repsol-YPF empezó a comportarse como un líder de precios. Los efectos de esto sobre la eficiencia y la distribución del ingreso son que el incremento generado en el excedente de los productores resultó menor que las reducciones experimentadas por los excedentes de los consumidores y del sector público, apareciendo por lo tanto una pérdida neta de eficiencia. Usando los coeficientes estimados en las regresiones, puede estimarse que la misma supera los \$59 millones por mes, de los cuales \$33 millones se deben a la adquisición de YPF por Repsol y los restantes \$26 millones obedecen al cambio estructural experimentado por el mercado.

Estas conclusiones, sin embargo, son claramente preliminares, ya que fueron obtenidas usando datos de un período post-integración de sólo cuatro meses. Es posible, por lo tanto, que el cambio estructural estimado obedezca a un comportamiento fuera del equilibrio que Repsol intentó inmediatamente después de la adquisición de YPF, basándose

---

<sup>5</sup> Dicho estudio se basaba en datos nacionales agregados, que sólo generaban información de series de tiempo. Esto hizo imposible que detectáramos cambios regionales de comportamiento que obedecieran a distintos índices de concentración en los mercados locales. Fue probablemente por eso que encontramos que la competencia de precios era una mejor explicación del comportamiento del mercado que el oligopolio de Cournot, en tanto que Serebrisky y Perussia hallaron lo contrario.

en creencias erróneas. En ese caso debería esperarse una revisión de dicho comportamiento en los meses subsiguientes, con una vuelta a la estructura de mercado anterior o un cambio hacia otra estructura diferente.

### **Referencias bibliográficas**

- Coloma, Germán (1998). “Análisis del comportamiento del mercado argentino de combustibles líquidos”; *Anales de la XXXIII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política*, Mendoza.
- Coloma, Germán (1999). “Product Differentiation and Market Power in the California Gasoline Market”; *Journal of Applied Economics*, vol 2, pp 1-27.
- McKinnon, J; White, H. and Davidson, R. (1983). “Tests for Model Specification in the Presence of Alternative Hypotheses: Some Further Results”; *Journal of Econometrics*, vol 21, pp 53-70.
- Perussia, Juan Cruz (2000). “Concentración y precios en el mercado de combustibles de Argentina”; tesis de maestría no publicada, Universidad del CEMA, Buenos Aires.
- Serebrisky, Tomás (2000). *Testing for Imperfect Competition: The Argentine Gasoline Market*; tesis doctoral no publicada, Universidad de Chicago.