

- Evolutionary View on Technology Gaps, Trade and Growth*, Hants (Ingl.), Avebury, Ashgate.
- Vromen, Jack J. (1995), *Economic Evolution. An Enquiry into the Foundations of New Institutional Economics*, Londres y Nueva York, Routledge.
- Walsh, V. (1984), "Invention and Innovation in the Chemical Industry: Demand-pull or Discovery-push?", *Research Policy*, 3 (4),
- Williamson, Oliver (1985), *The Economic Institutions of Capitalism*, Nueva York, Free Press.
- Zysman, J., L. Tyson, G. Dosi y S. S. Cohen (1990), "Trade Technology and National Competition", en E. Deiaco et al. (eds.), *Technology and Investment. Crucial Issues for the 1990s*, Londres, Pinter, pp. 185-211.

Detección del poder de mercado en el sector manufacturero mexicano

Alejandro Castañeda Sabido

Resumen: Este trabajo detecta poder de mercado a nivel de los sectores manufactureros (dos dígitos) para el periodo 1970-1991. Al igual que en Hall (1988), el supuesto de identificación es que el crecimiento de la productividad total de los factores no es intrínsecamente procíclico. La prueba de detección de poder de mercado es válida para cuando el coeficiente de poder de mercado no es constante a lo largo del tiempo.

Abstract: This paper detects market power at the two digit level in the Mexican manufacturing sector for the period 1970-1991. Similarly to Hall (1988), the identification assumption is that total factor productivity growth is not procyclical. The test holds even for the case in which the market power coefficient is variable.

En la literatura económica mexicana, el poder de mercado se infiere a partir de calcular índices de concentración de mercado. En competencia oligopólica de tipo Cournot, el índice de concentración de Herfindahl calcula las pérdidas de eficiencia por la competencia oligopólica si conocemos la elasticidad de la demanda de mercado de la industria.¹ Así, cuando la competencia de tipo Cournot está presente, la participación en el mercado de una empresa nos da una idea del índice de Lerner si conocemos la elasticidad de la demanda de mercado.

Estudios varios demuestran que los índices de concentración no necesariamente coinciden con las mediciones de poder de mercado hechas con base en estimaciones econométricas.² Además, la teoría moderna del oligopolio, en la tradición de juegos repetidos, predice que para empresas que valoran mucho el futuro, cualquier equilibrio entre colusión perfecta y competencia plena puede ser esperado. Por tanto,

Alejandro Castañeda es miembro del Centro de Estudios Económicos de El Colegio de México. El autor agradece la asistencia de Nuyavi Malpica López en la elaboración de los datos estadísticos.

¹ Véase Ordover, Sykes y Willig (1982).

² Véase Domowitz, Hubbard y Petersen (1988).

los índices de concentración³ o de participación de mercado no reflejan todas las posibilidades que predice la teoría de la competencia oligopólica.⁴

A causa de estas insuficiencias y con base en los desarrollos de la nueva escuela de organización industrial aplicada surgida en la década de los años ochenta, autores como Bresnahan proponen la utilización de modelos econométricos que utilizan explícitamente la predicción de las teorías del oligopolio para detectar la presencia de poder de mercado.⁵ Este trabajo se enmarca dentro de la tradición econométrica que utiliza explícitamente supuestos refutables, respecto a los principios de competencia perfecta, para probar la hipótesis de poder de mercado.

En fechas recientes se han desarrollado trabajos econométricos que tienen como objetivo detectar la presencia de externalidades a nivel industrial (Caballero y Lyons, 1989; Basu y Fernald, 1995). En algunos de ellos (Caballero y Lyons, 1989), la especificación de las ecuaciones supone implícitamente la presencia de competencia perfecta en la industria. De no ser válida la hipótesis de competencia perfecta, con ecuaciones similares a las planteadas por Caballero y Lyons (1989) falsamente se detectarían externalidades en caso de aplicarse a la industria manufacturera mexicana. La detección de poder de mercado nos ilustra sobre el tipo de ecuaciones que se necesita utilizar para detectar la presencia de externalidades en el sector manufacturero mexicano.

En la literatura económica moderna de organización industrial se distinguen dos metodologías econométricas para detectar la presencia de poder de mercado. La primera se refiere a la estimación de la demanda residual, con base en ciertos supuestos de comportamiento de la tecnología.⁶ En la segunda metodología se observa el cambio experimentado en la productividad y se prueba, a partir de este cambio, la igualdad entre costo marginal y precio. En el presente artículo se incorpora esta última metodología para detectar el poder de mercado en el ámbito de las 49 ramas manufactureras.

³ El número de empresas es, en algunos casos, un elemento que implica una mayor posibilidad de resultados competitivos. En el caso de que existan similitudes (sustitución perfecta) entre los productores y las empresas entonces, se compite en precios.

⁴ En la tradición de juegos de Markov, también hay teoremas predictivos de una gran cantidad de equilibrios. Por tanto, resulta difícil esperar que los índices de concentración recojan todas estas predicciones.

⁵ Este tipo de modelación contrasta con las propuestas de Ordovery y Willig (1982) que requieren ajustes a los índices de concentración por parámetros de conducta. Lo que propone la nueva escuela de la organización industrial empírica es utilizar las implicaciones de modelos oligopólicos modernos y probar las implicaciones en la realidad a partir de modelos econométricos.

⁶ El ensayo de Bresnahan (1989) es una excelente reseña sobre este tipo de literatura.

En Castañeda (1997), se estima el poder de mercado para las 49 ramas manufactureras en el supuesto implícito de que el poder de mercado es constante a lo largo del periodo de estimación. El objetivo de este trabajo es extender el estudio de poder de mercado mediante la aplicación de una prueba que detecta la presencia de poder de mercado sin necesidad de suponer que el poder de mercado es constante a lo largo del periodo de estimación. Para aplicar esta prueba se utiliza la metodología propuesta por Hall (1988). De acuerdo con Hall, con base en el supuesto de optimización y rendimientos constantes, y suponiendo que el residual de Solow no es procíclico, es posible usar variables exógenas que afecten al comportamiento del producto y del empleo de un sector para así detectar la presencia de poder de mercado existente en éste.

Los resultados muestran la existencia de poder de mercado en muchos sectores de la industria manufacturera mexicana. Por último, se hace una comparación entre los resultados de este trabajo y los de índices de concentración. Se concluye que las diferencias en inferencia son sustanciales.

Metodología

Suponemos que una industria típica posee una función de producción con rendimientos constantes a escala en la que no consideramos los insumos intermedios:^{7, 8}

$$O(t) = A(t)K(t)f\left(\frac{L(t)}{K(t)}\right), \quad (1)$$

donde $A(t)$ representa el progreso técnico neutral según Hicks, $K(t)$ es el acervo de capital, $L(t)$ representa el trabajo y $O(t)$ el producto. Si dividimos ambos lados de la expresión anterior por $K(t)$ y diferenciamos respecto al tiempo, obtenemos la siguiente expresión:

⁷ Hacemos este supuesto por la disponibilidad de datos.

⁸ Si mantenemos el supuesto de rendimientos constantes a escala, al probar econométricamente la hipótesis de competencia perfecta comprobaremos también la hipótesis de rendimientos constantes a escala. Véase más adelante la discusión al respecto.

$$\left(\frac{d \frac{O(t)}{K(t)}}{dt} \right) = \dot{A}(t) f' \left(\frac{L(t)}{K(t)} \right) + A(t) f'' \left(\frac{L(t)}{K(t)} \right) \left(\frac{d \frac{L(t)}{K(t)}}{dt} \right)$$

Si dividimos ambas partes de la expresión anterior por el término $\frac{O(t)}{K(t)}$, y tenemos en cuenta la ecuación (1), resulta:

$$\frac{\left(\frac{d \frac{O(t)}{K(t)}}{dt} \right)}{\left(\frac{O(t)}{K(t)} \right)} = \frac{\dot{A}(t)}{A(t)} + \frac{A(t) f'' \left(\frac{L(t)}{K(t)} \right) \left(\frac{L(t)}{K(t)} \right)}{\left(\frac{O(t)}{K(t)} \right)} \left(\frac{d \frac{L(t)}{K(t)}}{dt} \right) \quad (1')$$

De la expresión (1) podemos concluir la elasticidad de la función de producción: el cambio porcentual en la relación producto-capital frente a un cambio porcentual en la relación trabajo-capital:

$$\frac{d \left(\frac{O(t)}{K(t)} \right) \left(\frac{L(t)}{K(t)} \right)}{d \left(\frac{L(t)}{K(t)} \right) \left(\frac{O(t)}{K(t)} \right)} = \frac{A(t) f'' \left(\frac{L(t)}{K(t)} \right) \left(\frac{L(t)}{K(t)} \right)}{\left(\frac{O(t)}{K(t)} \right)}$$

Al observar la expresión (1'), notamos que el coeficiente que multiplica a la tasa de crecimiento de la relación trabajo-capital es igual a la elasticidad de la función de producción. Denotemos a esta elasticidad como $\alpha(t)$ y observemos que ésta es igual a $\frac{wL(t)}{pO(t)}$, si suponemos igual-

dad entre el valor del producto marginal y el salario real $\left(f'(\cdot)A = \frac{w}{p} \right)$.

Por tanto, $\alpha(t)$ corresponde a la participación de las remuneraciones en el valor del producto y representa la elasticidad de la función de producción. Sustituyendo a $\alpha(t)$ como el coeficiente que multiplica la tasa de crecimiento de la relación trabajo-capital en la expresión (1') obtenemos la siguiente expresión:

$$\frac{\left(\frac{d \frac{O(t)}{K(t)}}{dt} \right)}{\left(\frac{O(t)}{K(t)} \right)} = \frac{\dot{A}(t)}{A(t)} + \alpha(t) \frac{\left(\frac{d \frac{L(t)}{K(t)}}{dt} \right)}{\left(\frac{L(t)}{K(t)} \right)} \quad (2)$$

La tasa de crecimiento de la relación producto-capital es igual a la suma de la tasa de progreso técnico neutral (según la definición de Hicks), más la tasa de crecimiento de la relación trabajo-capital ponderada por la participación de las remuneraciones en el valor del producto. Al pasar la tasa de crecimiento de la relación trabajo-capital considerada por $\alpha(t)$ al lado izquierdo de la ecuación anterior, podemos medir la tasa de progreso técnico.⁹ "Bajo condiciones competitivas y rendimientos constantes, la participación del trabajo es una medida exacta de la elasticidad de la función de producción" (Hall, 1988, p. 923).

Definamos $o(t) = \frac{\left(\frac{d \frac{O(t)}{K(t)}}{dt} \right)}{\left(\frac{O(t)}{K(t)} \right)}$ como la tasa de crecimiento de la rela-

ción producto-capital; $l(t) = \frac{\left(\frac{d \frac{L(t)}{K(t)}}{dt} \right)}{\left(\frac{L(t)}{K(t)} \right)}$ como la tasa de crecimiento de la

relación trabajo-capital, y $h(t) = \frac{\dot{A}(t)}{A(t)}$ como la tasa de crecimiento de la productividad. Utilizando estas definiciones, la ecuación (2) toma la siguiente forma:

$$o(t) = h(t) + \alpha(t)l(t) \quad (3)$$

⁹ También se le llama tasa de crecimiento de la productividad total de los factores.

Si la hipótesis de competencia perfecta se viola, el ponderador ($\alpha(t)$) de la tasa de crecimiento de la relación trabajo-capital dejará de ser una medida adecuada de la elasticidad de la función de producción. Infringir la hipótesis de competencia perfecta implica que la medición de productividad obtenida a partir de la ecuación (3) será equivocada.

Si la competencia perfecta está presente, la magnitud del producto valuado a precios es igual a la magnitud del producto estimado en costos. Sea α^* la participación de las remuneraciones en el producto, donde el producto está valuado a costo marginal. En el caso de competencia perfecta, $\alpha = \alpha^*$:

$$\alpha^* = \frac{wL}{cO} = \alpha.$$

En la ecuación anterior c representa al costo marginal y w es el precio de la fuerza de trabajo. Si la industria no es competitiva, tenemos un *mark-up* sobre costo marginal, $\beta = \frac{p}{c}$. Cuando $p \neq c$; la participa-

ción de las remuneraciones salariales en el producto valuado a costo marginal, α^* , ya no es igual a la participación en el ingreso de la industria, α . Con rendimientos constantes, la verdadera elasticidad de la relación producto-capital respecto a la relación trabajo-capital estará representada por α^* . Notemos que α^* puede ser escrito de la siguiente forma:

$$\alpha^* = \frac{wL}{cO} \frac{p}{p} = \frac{wL}{pO} \frac{p}{c} = \alpha\beta.$$

Teniendo en cuenta la posible presencia de poder de mercado, podemos escribir una nueva ecuación capaz, en caso de conocer el coeficiente de poder de mercado, de medir la productividad:

$$o(t) = h(t) + \alpha(t)\beta(t)l(t); \quad (4)$$

sin embargo $\beta(t)$ no es conocido y por tanto la medición de la productividad se dificulta si la industria tiene poder de mercado. Por su parte, Solow asumió que $\beta(t) = 1$ para todo el periodo de medición y utilizó la ecuación (3) para medir $h(t)$, ($h(t) = o(t) - \alpha(t)\beta(t)l(t)$) con $\beta(t) = 1$. Al contrario de Solow, en este trabajo no se pretende medir la productividad total de los factores, sólo se busca hacer un planteamiento razonable so-

bre su comportamiento estocástico, y a partir de este planteamiento detectar la presencia de poder de mercado. En este trabajo se hace el supuesto de que la productividad total de los factores ($h(t)$) no está correlacionada con las fluctuaciones económicas¹⁰ y a partir de este supuesto se detecta la presencia de poder de mercado.

Cuando la competencia perfecta se infringe, $\beta(t) > 1$ y $\alpha^*(t) > \alpha(t)$. El ponderador que acompaña a la relación trabajo-capital en la ecuación (4) será mayor al ponderador utilizado en la ecuación (3) cuando haya poder de mercado. A causa de que en presencia de poder de mercado existe una diferencia entre los ponderadores de (3) y (4), aun en el caso en que la productividad total de los factores no sea procíclica, al utilizar la ecuación (3) para calcular la productividad, obtendremos una medición de productividad procíclica.

Cuando una variable exógena afecte positivamente al producto y al empleo, la productividad medida por (3) será mayor a la que se calcularía utilizando la ecuación (4) (recordemos que $\alpha(t) < \alpha^*(t)$). En contraste, cuando la variable exógena baje, y con ella el producto y el empleo, la productividad medida por (3) será menor a la productividad que mediría (4).¹¹ Si la productividad, $h(t)$, no es procíclica, el valor de la productividad que obtendríamos al utilizar (4) sería precisamente $h(t)$ y, por tanto, no encontraríamos una productividad procíclica. Sin embargo, como en los *booms* la productividad medida por (3) es mayor a la productividad medida por (4), y a que en las recesiones resulta al contrario, la productividad medida por (3) será procíclica aun cuando $h(t)$ no lo sea. El nivel de prociclicidad será mayor cuanto mayor sea el nivel de poder de mercado $\beta(t)$. Por tanto, una correlación positiva entre la variable exógena y el residual de Solow medido¹² por la ecuación (3) evidenciará poder de mercado.¹³ Lo procíclico en la productividad calculada de acuerdo con Solow (utilizando la ecuación (3)) "involucra un fallo

¹⁰ Más adelante hacemos un planteamiento en torno al comportamiento estocástico de la productividad que sirve como base de identificación en nuestra estimación econométrica, y donde se argumenta razonablemente que la productividad total de los factores no es intrínsecamente procíclica.

¹¹ Recordemos que la ecuación (4) no se puede aplicar pues el poder de mercado no se conoce.

¹² Siempre que aquí hablemos de residuo de Solow medido, productividad medida y ptf medida, nos estaremos refiriendo a las mediciones de $h(t)$ obtenidas a partir de utilizar la ecuación (3).

¹³ Podría ser también evidencia de rendimientos crecientes a escala. Como se menciona en la nota 8, el modelo estimado aquí prueba conjuntamente la hipótesis de competencia perfecta junto con la de rendimientos constantes a escala. Cabe recordar que una industria con rendimientos crecientes y precio igual a costo marginal perderá dinero. Por esta razón, si hay rendimientos crecientes, el precio tiene que ser mayor que el costo marginal. Véase más adelante la discusión sobre rendimientos crecientes a escala.

dramático en el principio de que el costo marginal iguala a precio” (Hall, 1988, p. 945).

Como se apunta líneas arriba, el supuesto de identificación en este trabajo es que la productividad no sigue un proceso estocástico que sea procíclico. Más explícitamente, en este trabajo se modela el logaritmo de la productividad en niveles como una caminata aleatoria con desplazamiento (*random walk with drift*). La idea que subyace a este planteamiento es que la productividad contiene un componente sustancial de aleatoriedad y que la mejor predicción de lo que pasará mañana con el logaritmo del nivel de productividad es lo que pase hoy (más un desplazamiento constante). De acuerdo con este planteamiento, la tasa de crecimiento de la productividad, $h(t)$, quedaría escrita de la siguiente forma:

$$h(t) = \bar{A} + \omega, \quad (5)$$

donde \bar{A} es la tasa de crecimiento promedio, y ω es un error estocástico no correlacionado con las fluctuaciones económicas, de tal forma que ω no es intrínsecamente procíclico.

Al utilizar las ecuaciones (5) y (3) y mantener el supuesto de que el residual de progreso técnico, ω , no está correlacionado con las fluctuaciones económicas, es posible detectar econométricamente la presencia de poder de mercado.

De allí resulta que, de acuerdo con nuestro planteamiento sobre la productividad apuntado en la ecuación (5), la productividad no es intrínsecamente procíclica. Como ya señalamos, la detección de prociclicidad al utilizar la ecuación (3) para calcular el residuo de Solow se deberá a la presencia de poder de mercado.

La prueba que detecta poder de mercado, explota el hecho de que en presencia de poder de mercado la productividad medida por (3) será procíclica. La correlación entre una variable procíclica que no tenga correlación con ω y el residual de Solow medido por (3) será evidencia de poder de mercado. La prueba consiste en correr una regresión entre una variable exógena que no se sepa que tenga correlación con ω y el residual de Solow medido por (3).¹⁴

¹⁴ Como el poder de mercado es variable, podría ocurrir que la industria no tuviera poder de mercado, pero que la prueba detectara la presencia de dicho poder. De igual manera, podríamos encontrar un rechazo a la competencia perfecta que fuera falso. Para lograr una detección falsa de poder de mercado o un rechazo falso a la competencia perfecta, es necesario que el coeficiente $\alpha(t)l(t)$ tenga una tendencia altamente negativa (véase Hall, 1988). Se corrieron regresiones entre el instrumento y el crecimiento de la relación trabajo-capital ponderada, $\alpha(t)l(t)$, para todas las ramas, y se encontró que la tendencia de este término en muy pocos casos fue significativamente dis-

¿Qué tan razonable es el supuesto de no correlación entre los verdaderos choques de productividad, ω , y las fluctuaciones? Si consideramos la productividad como un desplazamiento de la función de producción resulta difícil pensar que en las recesiones esta función se desplaza hacia adentro. Asimismo, en una expansión, no es razonable suponer que la productividad experimente un aumento radical. Los procesos de *learning by doing* no se traducen automáticamente en aumentos de la productividad, sino que tardan en madurar.¹⁵ El progreso tecnológico es un proceso que debe de ser autónomo e independiente de las fluctuaciones agregadas.

La elección de una variable exógena a la productividad que nos sirva para llevar a cabo nuestras estimaciones ha resultado bastante problemática. Se intentó con el precio del petróleo y los términos de intercambio como instrumentos sin obtenerse resultados adecuados. Se usó entonces, como alternativa, el crecimiento del PIB real agregado contemporáneo y rezagado. Dicha técnica se aplica a los 49 ramas de la industria manufacturera para el periodo 1970-1991. Se utiliza el PIB agregado porque no es creíble que las fluctuaciones de productividad en un sector aislado puedan ocasionar fluctuaciones del PIB agregado y que las fluctuaciones agregadas afecten el comportamiento de la productividad de un sector aislado.¹⁶ Además, estos dos instrumentos muestran correlación con las fluctuaciones sectoriales.

Resultados

En el cuadro 1 se presentan los resultados de nuestra estimación. Allí se utilizan como instrumentos los crecimientos del PIB rezagado y del PIB contemporáneo. Los asteriscos muestran los casos en que se rechaza la hipótesis de competencia perfecta a 10% de significancia. La cruz señala los casos en que se rechaza la hipótesis H_0 a 5%. Entre paréntesis se muestran los errores estándar del coeficiente.

Cuando el crecimiento del PIB real contemporáneo se usa como instrumento, vemos que en 16 ramas se rechaza la hipótesis de competencia perfecta. Cuando el instrumento es el crecimiento del PIB real re-

tinta de cero. Para casi la totalidad de los casos el valor de la tendencia era menor a 1% en valor absoluto (valor no considerado significativamente distinto de cero en términos estadísticos). Estos resultados aumentan la confiabilidad de nuestra prueba.

¹⁵ Hall (1986b) discute este planteamiento.

¹⁶ Más adelante se aborda, a partir de los resultados, la pertinencia de usar ambos instrumentos.

Ramas	Instrumento		Instrumento		Δ PIB t - 1
	Coefficiente instrumento (error std)	Δ PIB t	Coefficiente instrumento (error std)	D. W.	
11. Carnes y lácteos	.832*	(.549)	.811	.811	1.04
12. Frutas y legumbres	.641	(.487)	2.27		2.19
13. Molienda trigo	.464	(.401)	1.8		1.75
14. Molienda nixtamal	.426*	(.306)	1.08		1.24
15. Beneficio y molienda de café	.374	(.321)	1.99		2.05
16. Azúcar	1.065*	(.769)	1.21		1.29
17. Aceites y grasa comestibles	.148	(.561)	1.47		1.58
18. Alimentos animales	.506*	(.361)	2.22		1.92
19. Otros productos alimentarios	1.00*	(.626)	.841		.886
20. Bebidas alcohólicas	.168	(.535)	1.69		1.68
21. Cerveza y malta	1.36	(1.88)	1.2		1.45
22. Refrescos y gas	.483	(.702)	2.1		2.18
23. Tabaco	.036	(.552)	1.82		1.94
24. Hilados y tejidos de fibras blandas	.567	(6.53)	2.96		2.87
25. Hilados y tejidos de fibras duras	.397	(.923)	1.22		1.21
26. Otras industrias textiles	.145	(.705)	2.62		2.7
27. Prendas de vestir	.059	(1.73)	2.86		2.85
28. Cuero y calzado	.339	(.348)	1.78		1.86
29. Aserraderos y triplay	.609	(.555)	1.6		1.78
30. Otros productos de madera	.756	(.807)	1.49		1.56
31. Papel y cartón	.823*+	(.386)	1.73		1.78
32. Imprentas y editoriales	.188	(.696)	1.61		1.8
33. Petróleo y derivados	.195	(1.37)	.975		.975
34. Petroquímica básica	.181	(1.33)	.98		.983

35. Química básica	.096	(.410)	1.72	.736*+	(.371)	1.87
36. Abonos y fertilizantes	.041	(.282)	2.42	.18	(.277)	2.43
37. Resinas sintéticas y fibras	.353	(.382)	1.61	1.16*+	(.281)	1.68
38. Productos farmacéuticos	1.79	(2.8)	2.81	.793	(2.8)	2.79
39. Jabones detergente y cosméticos	.418*	(.3)	2.09	.064	(.312)	2.2
40. Otros productos químicos	.468	(.486)	2.11	.29	(.488)	1.96
41. Productos de hule	.564*	(.381)	2.88	.221	(.396)	2.96
42. Artículos de plástico	1.31*+	(.701)	2.13	.241	(.754)	2.04
43. Vidrio y productos de vidrio	.134	(.474)	1.29	1.00*+	(.41)	1.16
44. Cemento	.051	(.419)	1.45	.63*	(.39)	1.76
45. Productos de minerales no metálicos	.231	(.365)	1.97	.531*	(.345)	2.11 *
46. Industria básica hierro y acero	.49	(.584)	1.54	1.14*+	(.529)	1.78
47. Industria básica metales no ferrosos	1.51*+	(.647)	2.21	1.25*+	(.668)	2.2
48. Muebles metálicos	.595*+	(.731)	1.45	.654	(.721)	1.7
49. Productos metal est.	.868*+	(.505)	.824	.231	(.535)	.928
50. Otros productos metálicos exc. ma.	1.00*+	(.366)	1.8	.223	(.425)	1.95
51. Máquinaria y equipo no eléctrico	1.14*+	(.576)	1.04	.266.	(.623)	1.23
52. Máquinaria y aparatos eléctricos	.759	(.727)	.867	1.1*	(.7)	1.06
53. Aparatos electrodomésticos	.818*+	(.464)	1.35	.73*	(.467)	.99
54. Equipos y aparatos electrónicos	.948	(5.58)	3.04	.777	(5.53)	3.02
55. Equipos y aparatos eléctricos	1.13*+	(.366)	1.24	.303	(.439)	1.61
56. Automóviles	2.67*+	(1.06)	.867	1.41	(1.18)	1.38
57. Carrocerías, motores y partes	.197	(.654)	1.32	1.44*+	(.6)	1.83
58. Equipo y materiales de transporte	.267	(1.043)	2.05	.92	(1.01)	2.11
59. Otras industrias manufactureras	.736	(1.166)	2.59	.414	(1.16)	2.68

Nota: los coeficientes con asterisco rechazan la hipótesis H_0 precio igual a costo marginal a 10% de significancia. Los coeficientes con cruz rechazan la hipótesis H_0 precio igual a costo marginal a 5% de significancia. El signo del coeficiente del instrumento está normalizado de modo que exista una correlación positiva entre el instrumento y el crecimiento del producto de la industria.

zagado, tenemos que 17 ramas muestran evidencia de poder de mercado. Algunas ramas coinciden con las que muestran poder de mercado utilizando el PIB contemporáneo como instrumento. En otras ramas sólo se encuentra poder de mercado para uno solo de los instrumentos.

La razón de este último resultado es que el instrumento para el que se encuentra poder de mercado está más correlacionado con el producto de la rama. Para verificar esto se corrieron regresiones entre los instrumentos y el producto de la rama, y se encontró que siempre que había detección de poder de mercado por la inclusión de un instrumento y no había evidencia de poder de mercado con otro, la correlación entre el instrumento que mostraba evidencia de poder de mercado y el producto de la rama era mayor.

Cuando abarcamos de manera conjunta los resultados de los dos instrumentos, encontramos que 30 ramas rechazan la hipótesis de competencia perfecta. Entre las ramas que tienen poder de mercado están: carnes y lácteos; molienda de trigo; molienda de nixtamal; molienda de café; alimentos para animales; otros productos alimenticios; cerveza y malta; tabaco; aserraderos y triplay; papel y cartón; química básica; resinas sintéticas y fibras; jabones, detergentes y cosméticos; productos de hule; artículos de plástico; vidrio y productos de vidrio; cemento; industrias básicas de hierro y acero; industrias básicas de metales no ferrosos; muebles metálicos; productos metálicos; maquinaria y equipo no eléctrico; maquinaria y aparatos eléctricos; aparatos electrodomésticos; equipos y aparatos eléctricos; automóviles, carrocería, motores y partes.¹⁷

Por último, cabe destacar que en varias de las ramas en que se rechaza la hipótesis de competencia perfecta, se esperaría la presencia de rendimientos crecientes a escala, tal es el caso de hierro y acero, cemento, vidrio, automóviles, maquinaria y equipo no eléctrico.¹⁸ Si tenemos rendimientos crecientes a escala en una industria, el precio deberá so-

¹⁷ Durante el periodo en estudio, la economía mexicana experimentó una época de apertura comercial que tuvo sus cambios más profundos en el lapso 1986-1987. Para considerar esta posibilidad se incluyó una *dummy* multiplicativa al instrumento para las últimas cinco observaciones y se verificó a partir de una prueba F si los coeficientes en conjunto eran significativos. Se encontró una variación insignificante en los resultados. En alguna que otra rama en que ya se rechazaba el poder de mercado el ajuste mejoró un poco. En otras, la inclusión de la *dummy* permitió rechazar la hipótesis de poder de mercado. Cuando se utiliza como instrumento el PIB contemporáneo, en la rama 43 se rechaza en conjunto la hipótesis de poder de mercado al incluir la *dummy* multiplicativa (sin *dummy* no se rechazaba). Lo mismo sucede con la rama 52 cuando se utiliza como instrumento el PIB contemporáneo. Si se aplica como instrumento el PIB rezagado, se rechaza la hipótesis de poder de mercado en la rama 32 al incluir la *dummy* multiplicativa (sin ésta no había rechazo).

¹⁸ Véase más adelante la discusión sobre rendimientos crecientes.

brepasar del costo marginal. En caso contrario la industria incurrirá en pérdidas. Esto es precisamente lo que detectamos.

Una explicación alternativa a nuestros resultados sería que la productividad de cada sector estuviera muy ligada a la productividad de los demás sectores, de modo que la productividad agregada estuviera correlacionada con el PIB de acuerdo con la teoría de los ciclos reales. Sin embargo, destaca que si existe tal vínculo entre la productividad sectorial, es porque no se han ajustado las mediciones por poder de mercado. Estudios llevados a cabo en otros países muestran que una vez que se ajusta por poder de mercado, la productividad sectorial no está altamente correlacionada (véase Domowitz, Hubbard y Petersen, 1987). Además, excepto por innovaciones que afectan a la industria en su conjunto, como la invención de la computadora, es de esperarse que cada sector tenga su propia dinámica de innovación tecnológica. Las innovaciones en la industria del plástico no tienen por qué coincidir con el desarrollo de la industria del acero.

Comparaciones con índices de concentración

Como se mencionó en el inicio de este trabajo, la mayoría de los estudios sobre poder de mercado realizados para el caso de México, utilizan índices de concentración.

Con el fin de comparar los resultados y los índices de concentración, en el cuadro 2 se presenta el índice de participación de los cuatro mayores establecimientos en la rama industrial en el año de 1985.¹⁹ Con el objeto de realizar comparaciones, también se presenta la información referente a los resultados de este trabajo. ¿Cuál debería ser el nivel del índice de concentración a partir del cual se podría aseverar que una industria ejerce poder de mercado?

Excepto por el modelo de Cournot, que plantea que el índice de Lerner de una industria es proporcional a la participación de la empresa en la industria, no tenemos ninguna guía de la teoría del oligopolio. Cuando hay un conjunto de empresas competitivas en la industria que se analiza, el nivel de poder de mercado es afectado por la elasticidad de oferta de las empresas competitivas (véase Landes y Posner, 1981).

¹⁹ Por cierto, hay estudios que encuentran una alta correlación entre el índice de concentración de las cuatro mayores empresas y el índice de concentración de Herfindahl (véase Nelson, 1963).

Cuadro 2

Ramas	Índice de concentración 1985	Rechaza hipótesis de competencia perfecta
11. Carnes y lácteos	53.7	sí
12. Frutas y legumbres	36.1	
13. Molienda trigo	31.7	sí
14. Molienda nixtamal		sí
15. Beneficio y molienda de café	45.2	sí
16. Azúcar		sí
17. Aceites y grasa comestibles	46.9	
18. Alimentos animales	12.3	sí
19. Otros productos alimentarios	47.9	sí
20. Bebidas alcohólicas	78.3	
21. Cerveza y malta	53.3	sí
22. Refrescos y gas	15.7	
23. Tabaco	86.2	sí
24. Hilados y tejidos de fibras blandas	35.7	
25. Hilados y tejidos de fibras duras		
26. Otras industrias textiles	46.5	
27. Prendas de vestir	38	
28. Cuero y calzado	33.7	
29. Aserraderos y triplay	31.4	sí
30. Otros productos de madera	25.4	
31. Papel y cartón	39.9	sí
32. Imprentas y editoriales	31.5	
33. Petróleo y derivados		
34. Petroquímica básica		

Alejandro Castañeda Sabido

Detección del poder de mercado en el sector manufacturero

35. Química básica	47.8	sí
36. Abonos y fertilizantes		
37. Resinas sintéticas y fibras	70.3	sí
38. Productos farmacéuticos	19.9	
39. Jabones detergentes y cosméticos	69.9	sí
40. Otros productos químicos	49.8	
41. Productos de hule	54.1	sí
42. Artículos de plástico	38.5	sí
43. Vidrio y productos de vidrio	73.5	sí
44. Cemento	34.7	sí
45. Productos de minerales no metálicos	44.9	sí
46. Industria básica hierro y acero	76.1	sí
47. Industria básica metales no ferrosos	87.4	sí
48. Muebles metálicos	17.6	sí
49. Productos metal est.	26.3	sí
50. Otros productos metálicos exc. ma.	45.6	sí
51. Máquinaria y equipo no eléctrico	47.2	sí
52. Máquinas y aparatos eléctricos	41.6	sí
53. Aparatos electrodomésticos	77.1	sí
54. Equipos y aparatos electrónicos	57.4	
55. Equipos y aparatos eléctricos	68.3	sí
56. Automóviles	61.4	sí
57. Carrocerías, motores y partes	51.8	sí
58. Equipos y materiales de transporte	78.5	
59. Otras industrias manufactureras	57.9	

Fuente: los índices de concentración se obtuvieron de Juan Manuel Ramírez Agama, "La liberación comercial sobre la rentabilidad del sector manufacturero". El autor obtuvo a su vez estos índices directamente del INEGI.

Para el caso de competencia de tipo Bertrand (con sustitutos perfectos), la presencia de dos o más empresas es suficiente para que no halla poder de mercado en una industria. Algunos autores como Casar *et al.* (1990) con base en criterios *ad-hoc*, plantean que una industria es altamente oligopolizada si el nivel de concentración económica —representado por la producción de las cuatro mayores empresas— es superior a 50% y la participación de las empresas pequeñas en la industria es muy baja. Si la participación de las pequeñas empresas es alta, Casar *et al.* plantean que es razonable poner como punto límite un índice de concentración de 75 por ciento.

El índice de concentración tomado para el presente trabajo se refiere a establecimientos y no a empresas. Además, no se cuenta con información respecto a la participación de pequeñas empresas y tampoco acerca de las elasticidades de oferta de las pequeñas empresas. Por estas razones, se hace la comparación con los índices de concentración haciendo diversos supuestos respecto al nivel del índice de concentración que implica un alto nivel de oligopolización y de poder de mercado.

Si suponemos que para índices de concentración superiores a 40% se alcanza un alto nivel de oligopolización y se rechaza la hipótesis de competencia perfecta, entonces resulta, según el cuadro 2, que en 19 ramas se rechaza la competencia perfecta con base en los criterios de índice de concentración y econométrico: en 9 ramas no se rechaza la hipótesis de competencia perfecta a partir de ambos criterios; en 8 ramas no se rechazan la competencia perfecta en base a índices de concentración pero sí respecto al método econométrico; en 7 ramas no se acepta la competencia perfecta con base en el índice de concentración y no en el método econométrico, en 6 ramas no se cuenta con dicha información; en 28 ramas coinciden las predicciones del índice de concentración y del método econométrico, y en 15 ramas no hay similitudes entre ambas mediciones.

Si consideramos como nivel crítico una concentración de 50%, entonces observaremos en el cuadro 2 que en 13 ramas se rechaza la hipótesis de competencia perfecta con base en ambos criterios y en 11 ramas no se rechaza la hipótesis de competencia perfecta partiendo de ambos criterios; en 15 ramas no se rechaza la competencia perfecta en relación con el criterio del índice de concentración, pero sí se rechaza a partir del método econométrico; en 4 ramas se rechaza la competencia perfecta por índice de concentración, pero no por evidencia econométrica. En 24 ramas coinciden las predicciones de acuerdo con las dos mediciones y en 19 no hay coincidencia.

Cuando definimos el nivel crítico a 60%, encontramos que se rechaza la competencia perfecta basada en ambos criterios en 9 ramas; no se rechazará la competencia perfecta con base en ambos criterios en 12 ramas; en cambio se rechazará a partir del criterio econométrico pero no en el criterio de índice de concentración en 19 ramas. Se rechazará dicha competencia con base en el índice de concentración pero no en el criterio econométrico en 3 ramas. En total, en 21 ramas coinciden las mediciones basadas en ambos índices, mientras que en 22 ramas difieren.

De lo anterior concluimos que en por lo menos 35% de nuestras mediciones, el poder de mercado y los índices de concentración no coinciden ($15/43 = 0.35$). Cuando ponemos índices de concentración mayores como nivel crítico, nuestras predicciones difieren aún más. Estos resultados ilustran cómo los índices de concentración que son utilizados frecuentemente en investigaciones empíricas como variable explicativa del poder de mercado, no coinciden en muchos casos con mediciones econométricas. Recordemos que las mediciones econométricas de este trabajo se construyen a partir de fundamentos microeconómicos que especifican implicaciones refutables respecto a la competencia perfecta.

Los índices de concentración no son siempre confiables para detectar la presencia de poder de mercado. Los métodos econométricos no siempre coinciden con las predicciones de los índices de concentración. Debemos resaltar que para las teorías del oligopolio modernas la presencia de una industria muy concentrada es perfectamente compatible con un nivel de poder de mercado bajo.²⁰

Problemas a considerar

Los cálculos anteriores no están exentos de problemas de medición y de rigideces en los mercados laborales y finales. A continuación se hace un análisis sobre los posibles factores que podrían sesgar nuestros resultados y llevarnos a una inferencia falsa. Se concluye que la única hipótesis que podría explicar los resultados es la presencia de rendimientos crecientes a escala. Los errores de medición del trabajo que pudieran presentarse no afectan nuestras estimaciones.²¹

²⁰ Nos estamos refiriendo aquí a la versión de juegos repetidos del teorema del Folk para modelos oligopólicos.

²¹ Para una discusión similar en algunos temas, véase Hall (1988).

Trabajo atesorado

Es frecuente que los trabajadores no sean despedidos durante una recesión. Esto obedece a varias razones: la existencia de compromisos contractuales, "el valor de mantener un inventario de ciertas habilidades (laborales) que pueden ser necesarias en la recuperación y los efectos negativos de ajustes laborales sobre la moral" (Fay y Medoff, 1985, p. 640). Podríamos pensar que como las variaciones en el trabajo son muy pequeñas, la productividad se mostraría altamente procíclica. Sin embargo, por la presencia de trabajo atesorado, el costo marginal en una recesión sería extremadamente bajo. En competencia perfecta el precio tendría que estar a ese nivel, incrementando el valor del ponderador α ²² y contrarrestando así las pequeñas variaciones en el trabajo. Si α no aumenta y existe prociclicidad, la conclusión lógica es la presencia de poder de mercado.

Errores de medición en el trabajo

Los errores de medición en las horas trabajadas tienen dos causas: la primera se refiere a variaciones de esfuerzo a lo largo del ciclo económico; la segunda, a una diferencia entre el número de horas realmente trabajadas y el de horas calculadas como trabajadas en este documento.²³ Cualquiera de estas dos causas podrían sesgar positivamente nuestra estimación de poder de mercado. Al decrecer el producto, las horas trabajadas medidas no decrecerán proporcionalmente y harán que la productividad medida caiga. Cuando observamos un *boom* ocurre lo contrario. Lo mismo pasa cuando no medimos adecuadamente el esfuerzo. Los errores de medición en horas o esfuerzo pueden traducirse en un rechazo falso a la hipótesis de competencia perfecta.

Definamos el incremento medido en la relación trabajo-capital por:

$$\frac{\left(\frac{d \frac{L^*}{K}}{dt} \right)}{\left(\frac{L^*}{K} \right)} = l^* \quad (4)$$

Supongamos que cuando hay un *boom* se trabaja más, porque hay más esfuerzo o se trabajan más horas sin reportarse, y cuando hay una recesión sucede al revés. Si l^* es una proporción $0 < \gamma < 1$ de la verdadera l entonces: $l^* = \gamma l$.

Por tanto, la ecuación (4) quedaría de la siguiente manera:

$$o = \bar{A} + \alpha \beta l^* + \alpha(1 - \gamma)l + \omega.$$

Con $(1 - \gamma)l$ representando al error de medición. Notemos que este error de medición es procíclico. Al aumentar el producto aumenta el error de medición y con él la productividad medida por (3), al bajar el producto sucederá a la inversa. Además de nuestro error original ω ,²⁵ tendremos un nuevo error procíclico: $(1 - \gamma)l$.

Se realizaron simulaciones numéricas para saber de qué tamaño tendrían que ser los errores de medición de la fuerza de trabajo para obtener un rechazo falso a la hipótesis de competencia perfecta. El procedimiento consistió en calcular el tamaño del error de medición necesario para eliminar la ciclicidad en el crecimiento de la productividad y se le comparó con el crecimiento de la relación trabajo-capital ponderada por α . En la gráfica 1 se ilustran ambas variables para la rama 56.²⁶ *Errormed* se refiere al tamaño del error de medición necesario para eliminar las fluctuaciones en productividad, e *intraca* corresponde al crecimiento de la relación trabajo-capital ponderado por α . Como se ve, la magnitud en el error de medición debe ser sustancial para eliminar las fluctuaciones. Esto implica que la fluctuación en esfuerzo o en horas trabajadas no reportadas por las estadísticas tiene que ser muy alta para eliminar la ciclicidad en la productividad. En Castañeda (1997) se asume que el *mark-up* es constante a lo largo del periodo de estimación y éste se estima. Para comprobar si las estimaciones del *mark-up* po-

²² De hecho, cuando existe competencia perfecta y trabajo atesorado, el ponderador podría ser mayor que uno. Para detalles véase Hall (1988).

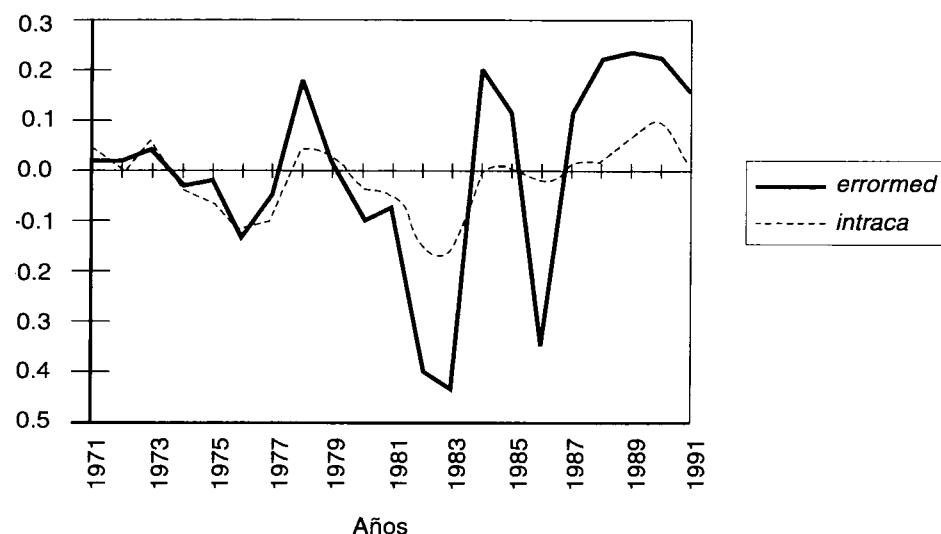
²³ Para el cálculo de horas trabajadas anuales utilizamos las estadísticas de empleo y, a partir de ahí, inferimos las horas trabajadas promedio a lo largo de un año. Véase el Apéndice.

²⁴ De aquí en adelante se omite el argumento tiempo, para simplificar la notación.

²⁵ Por hipótesis este error no es procíclico.

²⁶ Como se observa en el cuadro 1, la rama 56 rechaza la hipótesis de poder de mercado a 95% de significancia.

Gráfica 1. Errores de medición



dían constituir un rechazo falso a la hipótesis de competencia perfecta por problemas de medición del factor trabajo, se corrieron simulaciones que nos dieran el error de medición necesario para justificar un *markup* de 1.5 y de 2.5; en ambos casos se encontró que los errores de medición tenían que ser sustanciales. Como conclusión se puede argumentar que es poco probable que nuestros resultados se deban a errores de medición en la fuerza de trabajo.

Rendimientos crecientes a escala

La presencia de rendimientos crecientes a escala también puede ser un factor para el rechazo de la hipótesis de competencia perfecta. Al obtener la ecuación (4) se ha aceptado el supuesto de rendimientos constantes a escala. Si los rendimientos crecientes se presentaran, la ecuación (4) debería ser reescrita de la siguiente forma:

$$o = \bar{A} + \alpha\beta l + (\alpha + \delta - 1)k + \omega,$$

δ representa la participación de los ingresos del capital en el valor del producto y $k = \frac{dK}{K}$. Si el crecimiento del capital está correlacionado con

el producto, el residual medido será procíclico cuando $\alpha + \delta > 1$. Al aumentar el producto aumenta el crecimiento del capital y el residual de Solow medido por (3). La razón está en los rendimientos crecientes a escala y no en el poder de mercado. Como se mencionó antes, se está probando conjuntamente la hipótesis de competencia perfecta y de rendimientos constantes a escala. Un rechazo a la hipótesis de competencia perfecta puede también constituir un rechazo a la hipótesis de rendimientos constantes a escala. Una industria con rendimientos crecientes a escala, necesariamente requiere de un precio por encima del costo marginal, de no tenerlo perderá dinero.

Errores de medición en el capital

Los errores de medición en el capital que estén correlacionados con el ciclo económico pueden causar un rechazo falso a la hipótesis de competencia perfecta.

Es razonable suponer que en una recesión se mida erróneamente el cambio en el capital en uso pues las empresas mantienen un cierto rango de capacidad ociosa.²⁷ También es razonable suponer que en un *boom* se ponga mucho capital en uso y, por tanto, su tasa de crecimiento esté por arriba del crecimiento del capital observado. Sin pérdida de generalidad se puede decir que el cambio en el capital observado, $\frac{dK^*(t)}{K^*(t)}$ es una proporción $\eta < 1$ del cambio en el verdadero capital. Es decir, $k^* = \eta k$. En este escenario, la ecuación (4) puede ser reescrita de la siguiente manera:

$$o^* = \bar{A} + \alpha\beta l^* + (1 - \alpha)(1 - \eta)k + \omega.$$

$$\text{En la ecuación anterior } o^* = \frac{d\left(\frac{O}{K^*}\right)}{\frac{O}{K^*}}, l^* = \frac{d\left(\frac{L}{K^*}\right)}{\frac{L}{K^*}} \text{ y } (1 - \eta)k \text{ repre-}$$

²⁷ También es posible que las condiciones recesivas generen una mayor obsolescencia del capital, que la estimada por las estadísticas.

senta el error de medición. En un *boom* el error de medición es positivo, en una recesión es negativo y la productividad será procíclica.

El razonamiento anterior es válido si el precio sombra del capital, representado en $(1 - \alpha)$ es alto. Pero hay razones para pensar que éste es muy bajo en las recesiones. Si la capacidad ociosa se mantiene alta en las recesiones y tenemos trabajo atesorado y competencia perfecta, el precio sombra del capital debería ser muy bajo, incluso podría ser negativo. En este escenario $(1 - \alpha)$ sería muy pequeño o negativo. Si $(1 - \alpha)$ es muy bajo o negativo en una recesión, la productividad medida no bajaría pues el término $(1 - \alpha)(1 - \eta)k$ será cero o positivo, eliminando así la prociclicidad del error $(1 - \alpha)(1 - \eta)k + \omega$. El razonamiento sobre el precio sombra del capital implica que errores de medición en el capital no afectan sensiblemente las mediciones de este trabajo.

Precios fijos

Se ha encontrado bastante evidencia empírica que apoya la hipótesis de rigideces en precios en el sector manufacturero (véase Carlton, 1989). Supongamos que hay un choque positivo de demanda y el costo marginal aumenta al incrementarse la producción. Si la empresa es competitiva y no sube sus precios, entonces α estará por encima de la verdadera elasticidad.²⁸ Cuando la demanda sea baja y el precio sea rígido, éste superará el costo marginal y la α medida estará por debajo de la verdadera elasticidad. Cuando haya una recesión, el residual medido por (2) caerá más que el verdadero, cuando tengamos un *boom* el residual medido aumentará menos que el verdadero. Las épocas de *boom* se contrarrestan con las de recesión.

Con el objeto de analizar este argumento de manera más formal recordemos que α representa la participación de las remuneraciones en el producto, y α^* , la participación de las remuneraciones en el producto valuado a costo marginal. De acuerdo con el razonamiento anterior podemos ver que $\alpha = \mu\alpha^*$, con $\mu > 1$ en un *boom* y $\mu < 1$ en una recesión:

$$o = \bar{A} + \alpha\beta l + (1 - \mu)(\alpha^*)l + \omega.$$

²⁸ Si suponemos algunas rigideces en los ajustes de capital, es razonable suponer que el costo marginal es creciente en el corto plazo. Si no hay rigideces, el costo marginal será constante. Una empresa competitiva con costo marginal constante implica que el precio es igual al costo marginal y, por tanto, $\alpha^* = \alpha$ siempre, aunque los precios sean rígidos.

Como $\mu > 1$ en un *boom*, la productividad medida se subestimarán en tal caso. En una recesión $\mu < 1$, por tanto, la productividad medida se sobreestimarán. El nuevo residual, $(1 - \mu)(\alpha^*)l + \omega$, no será procíclico y no habrá problemas con nuestra prueba de poder de mercado.

Contratos salariales de largo plazo

Una situación semejante a la analizada en el caso de precios rígidos sucederá con contratos salariales de largo plazo. Si se paga a los trabajadores por encima del producto marginal durante las recesiones, el α medido estará por encima de α^* , y en una recesión la productividad medida caerá menos que la verdadera. Cuando haya una expansión al trabajador se le pagará menos que su producto marginal y el α medido estará por debajo de α^* . Como consecuencia, la productividad medida aumentará más que la verdadera. Al igual que en el caso de los precios fijos, las recesiones contrarrestan las expansiones y no habrá sesgo en nuestra prueba.

Conclusiones

Este trabajo es una aplicación a la industria mexicana de la prueba para detectar poder de mercado a partir de las fluctuaciones en el residuo de Solow. En vez de partir de los supuestos de competencia perfecta, optimización y rendimientos constantes a escala para identificar la productividad,²⁹ se abandona el supuesto de competencia perfecta y se incorpora el de que la productividad no es procíclica, manteniéndose así los supuestos de optimización y rendimientos constantes. De esta manera se puede detectar la presencia de poder de mercado.

Este trabajo es extensión de otro, desarrollado por este mismo autor, para detectar la presencia de poder de mercado aun en el caso en que el *mark-up* no sea constante a través del tiempo.

Los resultados muestran amplia evidencia de poder de mercado en el sector manufacturero mexicano.³⁰ De acuerdo con los resultados, 30 sectores manufactureros tienen poder de mercado, aun en el caso de

²⁹ De modo como lo hizo Solow (1957).

³⁰ De acuerdo con nuestro razonamiento sobre los errores de medición del trabajo y del capital, no es plausible que éstos expliquen el rechazo a la hipótesis de competencia perfecta.

que el *mark-up* sea variable. También se encontró que las predicciones de índices de concentración no coinciden en muchos casos con las predicciones de estimaciones econométricas.

Apéndice. Fuentes estadísticas

Se utilizaron los datos del PIB sectorial publicados por el INEGI en el Sistema de Cuentas Nacionales a precios constantes de 1980 y en valores nominales. Estos últimos datos tuvieron un ajuste por impuestos indirectos y subsidios. Con los datos del PIB real y el PIB nominal se calculó un deflactor que representaba el precio promedio de la industria (p en el texto). Las horas trabajadas fueron obtenidas de las estadísticas de empleo de INEGI considerando el número de empleados por una jornada semanal de 40 horas y tomando como vacaciones dos semanas al año. A pesar de ser arbitrario, este cálculo aparece como la mejor alternativa disponible. Las remuneraciones también se obtuvieron de las Cuentas Nacionales publicadas por el INEGI. El salario promedio (w en el texto) resulta de dividir las remuneraciones entre las horas trabajadas. Los acervos de capital se obtuvieron de los datos publicados por el Banco de México y se utilizaron los datos de acervos netos a precios constantes con base 1980. En sus estimaciones de acervos, el Banco de México utiliza la metodología de inventarios perpetuos. Si bien esto es correcto desde un punto de vista analítico, existe bastante arbitrariedad respecto a los supuestos de depreciación utilizados. Sin embargo, al igual que con las horas trabajadas, no se dispone de una mejor alternativa.

De acuerdo con la metodología de Solow, los datos apropiados para el trabajo y el capital deben corresponder a las horas realmente trabajadas y al capital efectivamente en uso durante el periodo de observación. Algunos autores han ajustado el acervo de capital por un índice de utilización de capital. Existen diversas metodologías para estimar dicho índice. Todas ellas implican un grado de arbitrariedad que probablemente no se cumpla para muchas ramas. La aplicación de cualquier metodología nos dejaría con una estimación de capital igualmente equivocada. Además, a causa de que los errores de medición del capital no afectan de manera sensible la prueba de poder de mercado (cf. las pp. 237-239) efectuada en este documento, no se ajustó el acervo de capital por ningún índice de utilización de capacidad. Otros autores, como Hall (1988), no reportan la utilización de índices de capacidad para el acervo.

Para el cálculo del residual de Solow se utilizó el procedimiento estándar seguido por la literatura.³¹

Referencias bibliográficas

- Basu, S. y J. G. Fernald (1995), "Are Apparent Productive Spillovers a Figment of Specification Error?", *Journal of Monetary Economics*, vol. 36, pp. 165-188.
- Bresnahan, T. (1989), "Empirical Studies of Industries with Market Power", en R. Schmalensee y R. D. Willig (eds.), *Handbook of Industrial Organization*, vol. II, Amsterdam, North-Holland.
- Caballero, R. y R. Lyons (1989), *The Role of Externalities in U.S. Manufacturing*, Working Paper núm. 3033, National Bureau of Economic Research.
- Carlton, D. W. (1989), "The Theory and the Facts of how Markets Clear: Is Industrial Organization Valuable for Understanding Macroeconomics?", en R. Schmalensee y R. D. Willig (eds.), *Handbook of Industrial Organization*, vol. II, Amsterdam, North-Holland.
- Casar, J., C. Márquez, S. Marván, G. Rodríguez y J. Ros (1990), *La organización industrial en México*, México, Siglo XXI Editores.
- Castañeda, A. (1997), "Poder de mercado en el sector manufacturero mexicano. Estimación con variables instrumentales", *Estudios Económicos* (en prensa).
- Domowitz, I., R. G. Hubbard y B. Petersen (1987), "Market Structure and Cyclical Fluctuations in U. S. Manufacturing", Northwestern University, mimeografiado.
- (1988), "Market Structure and Cyclical Fluctuations in U.S. Manufacturing", *Review of Economics and Statistics*, vol. 70, pp. 55-66.
- Fay, J. y J. Medoff (1985), "Labor and Output over the Business Cycle", *American Economic Review*, vol. 75, pp. 638-655.
- Hall, R. (1986a), "The Relation Between Price and Marginal Cost in the U.S. Industry", Working Paper núm. 1785, National Bureau of Economic Research.
- (1986b), "Market Structure and Macro Fluctuations", *Brookings Papers on Economic Activity*, pp. 285-322.
- (1988), "The Relation Between Price and Marginal Cost in U.S. Industry", *Journal of Political Economy*, vol. 96, pp. 921-947.
- Landes, W. y R. Posner (1981), "Market Power in Antitrust Cases", *Harvard Law Review*, vol. 94, pp. 937-996.

³¹ Como ejemplo véase Hall (1988).

- Nelson, R. (1963), *Concentration in the Manufacturing Industries of the United States*, New Haven, Yale University Press.
- Ordover, J., A. O. Sykes y R. Willig (1982), "Herfindahl Concentration, Rivalry and Mergers", *Harvard Law Review*, vol. 95, pp. 1857-1874.
- Solow, R. (1957), "Technical Change and the Aggregate Production Function", *Review of Economics and Statistics*, vol. 39, pp. 312-320.

Nota