

**PODER DE MERCADO EN EL SECTOR  
MANUFACTURERO MEXICANO.  
ESTIMACIÓN CON VARIABLES  
INSTRUMENTALES**

**Alejandro Castañeda Sabido\***

*El Colegio de México*

**Resumen:** Este trabajo utiliza variables instrumentales para estimar el poder de mercado a nivel de sectores manufactureros (dos dígitos) para el periodo 1970-1990. 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 observación de una productividad procíclica se debe a la presencia de poder de mercado. Para hacer la estimación se mantiene el supuesto de optimización por parte de las empresas y de rendimientos constantes a escala. Los resultados arrojan amplia evidencia de poder de mercado en el sector manufacturero mexicano.

**Abstract:** This paper uses instrumental variables to estimate market power in the manufacturing sector at the two digit level for the 1970-1990 period. Similarly to Hall (1988), the identification assumption states that the rate of growth of total factor productivity is not intrinsically procyclical. The fact that observed productivity is procyclical is due to the presence of market power. The assumptions of optimization and constant returns to scale are maintained in order to be able to estimate the degree of market power. The results show ample evidence of market power in the mexican manufacturing sector.

\* Agradezco los comentarios de los participantes del seminario de economía del Colegio de México, en particular de Carlos Urzúa y Raúl Feliz, así como de dos dictaminadores anónimos. Agradezco también el excelente trabajo de asistencia que me brindó Francisco Pérez.

## 1. Introducción

En la literatura económica moderna se ha enfatizado la importancia de entender la competencia imperfecta y de estimar el grado en que las empresas pueden fijar el precio por encima del costo marginal. Este documento incorpora una metodología novedosa para medir el poder de mercado a nivel de las 49 ramas manufactureras.<sup>1</sup>

A pesar de la relevancia de la competencia imperfecta en el análisis económico moderno, no conocemos ningún estudio empírico que mida el poder de mercado para el sector manufacturero mexicano. Existen estudios que calculan índices de concentración, pero, como bien lo han mostrado Domowitz, Hubbard y Petersen (1988), una industria con altos índices de concentración no necesariamente tiene poder de mercado.

El objetivo de este trabajo es estimar el poder de mercado en el sector manufacturero a partir de la metodología desarrollada por Solow (1957) para medir el crecimiento de la productividad total de los factores (el llamado residual de Solow), siguiendo la idea desarrollada por Hall (1986b). De acuerdo con Hall, bajo el supuesto de optimización y rendimientos constantes, y suponiendo que el residual de Solow no es procíclico, es posible utilizar variables exógenas que afecten el comportamiento del producto y del empleo de un sector para poder estimar el nivel de poder de mercado existente en éste.<sup>2</sup>

## 2. Metodología

Suponemos que una industria típica posee una función de producción con rendimientos constantes a escala en la que no consideramos los insumos intermedios.<sup>3 4</sup>

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

<sup>1</sup> Véase Landes y Posner (1981) y Bresnahan (1989).

<sup>2</sup> Esta estimación nos dará el promedio en que el precio excede al costo marginal a lo largo del periodo de estimación.

<sup>3</sup> Hacemos este supuesto por la disponibilidad de datos.

<sup>4</sup> Si mantenemos el supuesto de rendimientos constantes a escala, al probar económicamente la hipótesis de competencia perfecta también estaremos probando la hipótesis de rendimientos constantes a escala. Véase más adelante.

Donde  $A(t)$  representa el progreso técnico neutral según Hicks,  $K(t)$  es el acervo de capital y  $L(t)$  representa el trabajo. Al diferenciar la ecuación anterior con respecto al tiempo y suponer igualdad entre el valor del producto marginal del trabajo y el salario tenemos:

$$\frac{\dot{\left(\frac{Q}{K}\right)}}{\left(\frac{Q}{K}\right)} = \frac{\dot{A}}{A} + \alpha \frac{\dot{\left(\frac{L}{K}\right)}}{\left(\frac{L}{K}\right)} \quad (2)$$

Donde  $\alpha$  corresponde a la participación de las remuneraciones salariales en el valor del producto. La tasa de crecimiento de la relación producto-capital es igual a la suma de la tasa de progreso técnico neutral (de acuerdo con 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 ponderada por  $\alpha$  al lado izquierdo de la ecuación anterior, podemos calcular la tasa de progreso técnico.<sup>5</sup> “Bajo condiciones competitivas y rendimientos constantes, la participación del trabajo es una medida exacta de la elasticidad de la función de producción”.<sup>6</sup>

Al calcular el cociente de las remuneraciones salariales sobre el valor del producto y suponer rendimientos constantes, tendremos una medida de la elasticidad de la producción (por unidad de capital) con respecto a la variación en la relación trabajo-capital. La tasa de crecimiento de la productividad de los factores se calculará simplemente al medir el crecimiento de la relación producto-capital y sustraerle la tasa de crecimiento de la relación trabajo-capital ponderada esta última por la respuesta porcentual del producto frente a un cambio porcentual en la relación trabajo-capital.

Si la hipótesis de competencia perfecta se viola, el ponderador ( $\alpha$ ) de la tasa de crecimiento de la relación trabajo-capital dejará de ser una medida adecuada de la elasticidad de la función de producción. Como

<sup>5</sup> También se le llama la tasa de crecimiento de la productividad total de los factores.

<sup>6</sup> Hall (1988), p. 923.

consecuencia, al cambiar la demanda de la industria y con ella la utilización de insumos, la tasa de crecimiento de la productividad de los factores medida por la ecuación (2) será distinta a la verdadera.  $\frac{\dot{A}}{A}$

Resulta razonable modelar la tasa de progreso tecnológico,  $\frac{\dot{A}}{A}$ , de la siguiente forma:<sup>7</sup>

$$\frac{\dot{A}}{A} = \bar{A} + \omega \quad (2')$$

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

Al hacer modificaciones a la ecuación (2) y mantener el supuesto de que el residual de progreso técnico,  $\omega$ , no está correlacionado con las fluctuaciones económicas, es posible estimar el nivel de poder de mercado.

En el caso de competencia perfecta el producto se puede valorar a costo marginal o a precios. Sea  $\alpha^*$  la participación de las remuneraciones en el producto, donde el producto está valuado a costo marginal. En el caso de competencia perfecta,  $\alpha = \alpha^*$ :

$$\alpha^* = \frac{wL}{cQ} = \alpha$$

Donde  $c$  es costo marginal y  $w$  es el precio de la fuerza de trabajo. En el caso en el que la empresa no sea competitiva tenemos un *mark-up* sobre costo marginal,  $\beta = \frac{p}{c}$ . En el caso en que  $p \neq c$ , la participación de las remuneraciones salariales en el producto valuado a costo marginal,  $\alpha^*$ , ya no es igual a la participación en el ingreso de la industria,  $\alpha$ . Bajo rendimientos constantes, la verdadera elasticidad de la relación producto-capital con respecto a la relación trabajo-capital estará representada por  $\alpha^*$ . Notemos que  $\alpha^*$  puede ser escrito de la siguiente forma:

$$\alpha^* = \frac{wL}{cQ} \frac{p}{p} = \frac{wL}{pQ} \frac{p}{c} = \alpha\beta$$

Si usamos el razonamiento anterior, la ecuación (2) puede ser reescrita como sigue:

<sup>7</sup> Hall (1986a,b) hace un planteamiento similar en torno al progreso técnico.

$$\frac{\left(\frac{\dot{Q}}{K}\right)}{\left(\frac{Q}{K}\right)} = \bar{A} + \alpha\beta \frac{\left(\frac{\dot{L}}{K}\right)}{\left(\frac{L}{K}\right)} + \omega \quad (3)$$

Si  $\beta > 1$  entonces  $\alpha^* > \alpha$  y por lo tanto la verdadera elasticidad producto con respecto al trabajo será mayor que la medida por (2). Cuando una variable exógena afecta positivamente al producto y al empleo, la productividad medida por (2) aumentará más de lo que en realidad debería de hacerlo si hubiera competencia perfecta (pues  $\alpha^* > \alpha$ ). Por lo tanto, una correlación positiva entre la variable exógena y el residual de Solow *medido* será evidencia de poder de mercado.<sup>8,9</sup>

Alternativamente, cuando el instrumento baja y con él también el producto y el empleo, la productividad cae dramáticamente debido a que el ponderador  $\alpha$  es menor al verdadero. Lo procíclico en la productividad "involucra un fallo dramático en el principio de que el costo marginal iguala al precio".<sup>10</sup>

El coeficiente  $\beta$  puede ser estimado con variables instrumentales. El supuesto de que el verdadero residual de Solow no está correlacionado con las fluctuaciones económicas nos permite utilizar como instrumento cualquier variable agregada que afecte las fluctuaciones del sector.<sup>11</sup> Para probar la hipótesis de poder de mercado hacemos una prueba *t* en la que se prueba la hipótesis  $\beta = 1$  (competencia perfecta) contra la alternativa  $\beta > 1$  (poder de mercado).

<sup>8</sup> Podría ser también evidencia de rendimientos crecientes a escala. Como se menciona en la nota 4, el modelo estimado aquí prueba conjuntamente la hipótesis de competencia perfecta y la de rendimientos constantes a escala. Vale la pena 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.

<sup>9</sup> Siempre que se hable en este trabajo de residuo de Solow *medido*, productividad *medida* y *ptf medida*, nos estaremos refiriendo a las mediciones de  $\frac{\dot{A}}{A}$  obtenidas a partir de utilizar la ecuación (2).

<sup>10</sup> Hall (1988), p. 945.

<sup>11</sup> Podríamos incluso considerar variables exógenas no agregadas que afecten las fluctuaciones del sector. Por ejemplo, si hubiera datos confiables sobre las compras gubernamentales por sector, se podrían utilizar como un instrumento adecuado. Desafortunadamente estos datos no existen.

Al utilizar variables instrumentales encontraremos el valor de  $\beta$  tal que el error estimado,  $\hat{\omega}$ , no esté correlacionado con las fluctuaciones. ¿Qué tan razonable es nuestro supuesto de no correlación entre los verdaderos choques de productividad y las fluctuaciones? Si consideramos la productividad como un desplazamiento de la función de producción, resulta difícil pensar que en las recesiones ésta última se desplaza hacia adentro. De igual forma, en una expansión, no es razonable suponer que la productividad aumente radicalmente. Los procesos de *learning by doing* no se traducen automáticamente en aumentos de la productividad, sino que tardan en madurar.<sup>12</sup> El progreso tecnológico es un proceso que debe ser autónomo e independiente de las fluctuaciones agregadas.

En este trabajo se utilizan como variables instrumentales el crecimiento del PIB real agregado contemporáneo y el del periodo anterior. Se aplica la técnica a los 48 sectores de la industria manufacturera para el periodo 1970-1990. Se utiliza el PIB agregado debido a que resulta difícil pensar que las fluctuaciones de productividad en un sector aislado pueda ser causa de fluctuaciones del PIB agregado, y que las fluctuaciones agregadas puedan afectar el comportamiento de la productividad de un sector aislado. Adicionalmente, el crecimiento del PIB agregado contemporáneo y el crecimiento del PIB agregado rezagado, tienen bastante correlación con las fluctuaciones sectoriales.<sup>13</sup>

### 3. Resultados

La presencia de trabajo atesorado<sup>14</sup> nos conmina a estimar el recíproco de  $\beta$ , una baja correlación entre la relación trabajo-capital y el instrumento hace nuestra estimación de  $\beta$  muy grande.<sup>15</sup> Al estimar el inverso,  $\delta$ , cualquier valor de  $\delta$  significativamente menor a 1 (y mayor que cero) será evidencia de poder de mercado.

<sup>12</sup> Hall (1986b) discute este planteamiento.

<sup>13</sup> Se trataron otros Instrumentos como el precio del petróleo y los términos de intercambio y no se obtuvieron buenos resultados. Cuando se agregaron estos instrumentos al crecimiento del PIB, no se mejoró el ajuste de manera significativa.

<sup>14</sup> Véase más adelante una discusión sobre trabajo atesorado.

<sup>15</sup> El estimador de  $\beta$  está dado por la siguiente fórmula:

En el cuadro 1 se presentan los resultados de nuestra estimación. En éste se utilizan como instrumentos el crecimiento del PIB rezagado y el crecimiento del PIB contemporáneo. Los asteriscos muestran los casos en que se rechaza la hipótesis  $H_0 : \delta = 1$ , en favor de la alternativa ( $H_a : \delta < 1$ ) al 10 % de significancia. La cruz señala los casos en que se rechaza la hipótesis  $H_0$  al 5 %. Entre paréntesis se muestran los errores estándar del coeficiente.

Cuando se usa como instrumento el crecimiento del PIB real contemporáneo se encuentra que en 28 ramas se rechaza la hipótesis de competencia perfecta en un nivel de significancia del 5% (al 10% son 31 ramas). Entre las ramas que tienen poder de mercado están: carnes y lácteos, molienda de trigo, molienda de nixtamal, molienda de café, azúcar, alimentos para animales, otros productos alimenticios, bebidas alcohólicas, papel y cartón, petroquímica básica, abonos y fertilizantes, resinas sintéticas y fibras, jabones y cosméticos, productos de hule, hierro y acero, maquinaria no eléctrica, equipo y aparatos electrónicos, equipo y aparatos eléctricos, automóviles, carrocerías motores y partes.

Cuando utilizamos como instrumento el crecimiento del PIB rezagado, 28 ramas se muestran con poder de mercado aunque no necesariamente las mismas que el grupo anterior. Entre las ramas que ahora muestran poder de mercado destacan la rama de petróleo y derivados, química básica, otros productos químicos, vidrio y cemento.<sup>16</sup>

$$\beta = \frac{\text{cov}\left(\frac{\dot{Q}}{\dot{K}}, \dot{i}\right)}{\text{cov}\left(\alpha \frac{\dot{L}}{\dot{K}}, \dot{i}\right)}$$

Donde  $\dot{i}$  representa la tasa de crecimiento del instrumento. La baja correlación entre el crecimiento del instrumento y la variación de la relación trabajo-capital, es una manifestación de trabajo atesorado.

<sup>16</sup> La rama de cerveza y malta no presenta evidencia de poder de mercado. Una posible explicación radica en que el PIB no afecte el empleo ni el producto de esta rama. Se corrió una regresión con los términos de intercambio y el precio del petróleo como instrumentos y se encontró evidencia de poder de mercado para dicha rama.

En la mayoría de los casos en que el coeficiente  $\delta$  presenta un signo negativo, el error estándar es lo suficientemente grande como para ser un estimador poco confiable. En todos estos casos, el coeficiente no es significativamente distinto de cero ni tampoco se rechaza la hipótesis de competencia perfecta.

Tenemos varios casos en que el coeficiente es negativo y se rechaza la hipótesis de poder de mercado al 5 %. En algunos de éstos, el coeficiente es muy pequeño (hilados y tejidos de fibras duras, industrias básicas de metales no ferrosos ferrosos y aparatos electrodomésticos), lo que indica que el instrumento está, relativamente, mucho más correlacionado con el cambio en la relación producto-capital que con el cambio en la relación trabajo-capital, mostrando evidencia de trabajo atesorado. Esta evidencia, junto con la baja variabilidad temporal del parámetro  $\alpha$ ,<sup>17</sup> indica que la competencia perfecta no se cumple.<sup>18</sup> En otras ramas el coeficiente tiene una magnitud mayor (petroquímica básica, jabones detergentes y cosméticos, productos de minerales no metálicos, etc.).

Para probar si estos resultados se debían a trabajo atesorado, se realizaron regresiones entre el crecimiento de la relación trabajo-capital como variable dependiente y el instrumento, y entre el crecimiento de la relación producto-capital como variable dependiente y el instrumento. En todas estas ramas el coeficiente del instrumento fue no significativo en la regresión que tiene como variable dependiente la relación trabajo-capital. Sin embargo, el coeficiente del instrumento en la regresión con la relación producto-capital fue significativo en todos los casos. Esto es evidencia de trabajo atesorado, y la presencia de éste junto con la baja variabilidad temporal del parámetro  $\alpha$  muestran que la competencia perfecta no se cumple. Resulta interesante observar que la petroquímica básica, fundamentalmente controlada por el gobierno, presenta amplia evidencia de trabajo atesorado.

Por último, es interesante apuntar que varias de las ramas en las que se rechaza la hipótesis  $\delta = 1$ , son ramas en las que se esperaría la presencia de rendimientos crecientes a escala, tal es el caso de automóviles, maquinaria, cemento, abonos y fertilizantes, química y hierro y acero.<sup>19</sup> Si tenemos rendimientos crecientes a escala en una industria, el

<sup>17</sup> Para esta rama el parámetro  $\alpha$  es bastante estable a lo largo del periodo de estimación.

<sup>18</sup> Véase más adelante la sección de trabajo atesorado.

<sup>19</sup> Véase más adelante la discusión sobre rendimientos crecientes.



Cuadro 1

Ramas	Instrumento		Instrumento		$\Delta PIB_t - 1$	
	$\delta$ (error est.)	D. W.	$\delta$ (error est.)	D. W.	$\delta$ (error est.)	D. W.
11 Carnes y lácteos	0.021*+	2.07	0.359*+	2.18	(0.248)	2.18
12 Frutas y legumbres	0.210*+	1.79	0.671	2.10	(0.412)	2.10
13 Molienda trigo	0.441*+	2.50	0.436*+	2.49	(0.051)	2.49
14 Molienda nixtamal	1.270	1.98	0.707	1.99	(2.290)	1.99
15 Benefi y mol café	0.150*+	3.07	0.135*+	3.07	(0.074)	3.07
16 Azúcar	0.283*+	1.11	0.147*+	0.70	(0.375)	0.70
17 Aceites y grasa comestible	-0.910	1.52	0.099*+	1.73	(0.055)	1.73
18 Alimentos animales	0.167*+	1.73	-4.000	1.57	(341.1)	1.57
19 Otros prod alimenticios	0.027*+	1.24	0.306*+	1.15	(0.054)	1.15
20 Bebidas alcohólicas	0.210*+	1.89	0.274*+	1.92	(0.145)	1.92
21 Cerveza y malta	-2.700	2.21	-0.067	3.05	(3.780)	3.05
22 Refrescos y gas	-0.015	2.04	0.676	1.99	(0.609)	1.99
23 Tabaco	-2.910	1.48	-0.605*+	1.61	(-0.644)	1.61
24 Hilados y tej f bla	0.697	2.98	0.964	2.96	(1.270)	2.96
25 Hilados y tej f dur	0.409	1.98	-0.032*+	1.23	(0.359)	1.23
26 Otras ind textiles	0.752	2.76	0.506	2.95	(0.675)	2.95
27 Prendas de vestir	0.231*+	2.77	-1.020	1.52	(19.700)	1.52
28 Cuero y calzado	-0.467	2.02	0.749	2.09	(1.920)	2.09
29 Aseraderos y trip	0.425*+	2.04	0.403*+	2.11	(0.016)	2.11
30 Otros prod de madera	0.165*+	0.96	0.293*+	1.61	(0.083)	1.61
31 Papel y cartón	0.182*+	1.39	-0.909	1.73	(15.43)	1.73
32 Imprentas y editoriales	0.762	1.43	0.521*+	1.64	(0.162)	1.64
33 Petróleo y derivados	0.788	1.46	0.499*+	1.42	(0.220)	1.42
34 Petroquímica básica	-0.327*+	1.25	0.205*	2.24	(0.495)	2.24
35 Química básica	-0.331	1.90	0.291*+	1.58	(0.102)	1.58
36 Abonos y fertilizantes	0.381*	2.26	0.124*+	2.57	(0.154)	2.57

Cuadro 1 (continuación)

Ramal	Instrumento		$\Delta \text{PIB}_t$		Instrumento		$\Delta \text{PIB}_{t-1}$	
	$\delta$ (error est.)	D. W.	$\delta$ (error est.)	D. W.	$\delta$ (error est.)	D. W.	$\delta$ (error est.)	D. W.
37 Resinas sintéticas y fibras	0.366*+	(0.159)	0.231*+	(0.062)	0.231*+	(0.062)	1.90	
38 Productos farmacéuticos	-0.233	(1.470)	0.829	(0.791)	0.829	(0.791)	1.53	
39 Jabones det y cosm	-0.280*	(0.776)	0.878	(1.990)	0.878	(1.990)	2.16	
40 Otros prod químicos	2.690	(26.41)	0.339*+	(0.093)	0.339*+	(0.093)	2.09	
41 Productos de hule	0.048*+	(0.284)	0.463	(0.353)	0.463	(0.353)	2.98	
42 Artículos de plástico	-0.642	(1.830)	0.963	(0.390)	0.963	(0.390)	1.86	
43 Vidrio y prod vid	-0.245	(1.220)	0.503*+	(0.900)	0.503*+	(0.900)	1.86	
44 Cemento	0.688	(0.713)	0.299*+	(0.141)	0.299*+	(0.141)	1.55	
45 Pro. de min no met	-0.221*+	(0.367)	0.731	(0.561)	0.731	(0.561)	2.41	
46 Ind bas hier y ace	0.148*+	(0.273)	0.196*+	(0.089)	0.196*+	(0.089)	1.61	
47 Ind bas met no ferr	0.273*+	(0.056)	-0.031*+	(0.320)	-0.031*+	(0.320)	2.31	
48 Muebles metálicos	-2.290	(14.36)	0.377*+	(0.194)	0.377*+	(0.194)	1.71	
49 Productos metal est	0.191*+	(0.236)	-11.100	(442.7)	-11.100	(442.7)	1.27	
50 Otr prod met exc ma	0.282*+	(0.059)	0.570	(0.655)	0.570	(0.655)	1.93	
51 Maq y eq no elect	0.191*+	(0.081)	0.392*	(0.386)	0.392*	(0.386)	1.86	
52 Maq y apa eléctrico	-0.152*	(0.721)	0.428*+	(0.079)	0.428*+	(0.079)	1.77	
53 Aparatos elec-dom	0.113*+	(0.185)	-0.089*+	(0.440)	-0.089*+	(0.440)	1.05	
54 Eq y apa electron	0.262*+	(0.094)	0.881	(2.060)	0.881	(2.060)	1.15	
55 Eq y apa eléctrico	0.155*+	(0.116)	0.606*+	(0.212)	0.606*+	(0.212)	1.74	
56 Automoviles	0.210*+	(0.049)	0.185*+	(0.106)	0.185*+	(0.106)	1.22	
57 Carro, mot y part	0.212*+	(0.195)	0.367*+	(0.067)	0.367*+	(0.067)	1.96	
58 Eq y mat transp	0.615*+	(0.182)	-0.317	(3.010)	-0.317	(3.010)	2.49	
59 Otras Ind manuf	-0.126*+	(0.340)	0.496*+	(0.230)	0.496*+	(0.230)	1.94	

Nota: Los coeficientes con asterisco rechazan la hipótesis  $H_0$  precio igual a costo marginal al 10 por ciento de significancia. Los coeficientes con cruz rechazan la hipótesis  $H_0$  precio igual a costo marginal al 5 por ciento de significancia.

precio deberá estar por encima del costo marginal. En caso contrario, la industria incurrirá en pérdidas. Esto es precisamente lo que estamos detectando.

Para evaluar el impacto de la liberalización comercial sobre la dinámica de la productividad total de los factores y sobre el poder de mercado, se introdujeron variables *dummies* en las regresiones. Se incorporaron dos variables adicionales a la regresión, una variable *dummy* aditiva y una variable *dummy* multiplicativa al coeficiente de poder de mercado. Debido a que la liberalización comercial se dio con mayor intensidad entre 1986 y 1987, es conveniente probar con dos tipos de *dummies*. En un primer conjunto de regresiones se incorporó la variable *dummy* con valor de 1 para las tres últimas observaciones (*dummy* 1). En un segundo conjunto de regresiones se consideró una variable que tuviera el valor de 1 para las últimas cuatro observaciones (*dummy* 2). Para todas las regresiones se incluyeron siempre las *dummies* de manera multiplicativa y aditiva.<sup>20</sup> Se reportan aquí los resultados que utilizan como instrumento el PIB contemporáneo.<sup>21</sup>

Salvo por algunas excepciones (que se mencionan más adelante), las *dummies* no fueron significativas a nivel individual en ninguno de los dos conjuntos de regresiones (con *dummy* 1 y 2). La incorporación conjunta de las *dummies* (la multiplicativa y la aditiva) mejora, en algunos casos, el ajuste de la regresión, como era de esperarse, pero esto siempre pasó en aquellos casos en que el ajuste de la regresión era muy malo antes y después de la incorporación de las *dummies*.<sup>22</sup> En todos esos casos, el coeficiente de poder de mercado fue muy poco informativo pues incluía una desviación estándar muy grande, lo cual impedía distinguirlo de un valor de 1 o de 0.

Las ramas en las que las *dummies* fueron significativamente distintas de cero están apuntadas en el cuadro 2: En la rama 16, la *dummy* 1 que ajusta el poder de mercado es significativamente distinta de 0 (en el nivel de significancia del 10 % en una prueba de dos colas) y ajusta el poder

<sup>20</sup> Se corrieron también regresiones en las que solo se incluían *dummies* multiplicativas o se incluían solo *dummies* aditivas. Para casi todos los casos, las *dummies* no fueron significativas. Hubo algunos pocos casos de *dummies* significativas, pero estos son los mismos que se reportan en el texto.

<sup>21</sup> Para el caso del PIB rezagado los resultados no son muy distintos.

<sup>22</sup> En todos estos casos, las *F*s de la regresión fueron no significativas tanto al incluir las *dummies* como al excluirlas.

de mercado hacia la baja. El inverso del poder de mercado,  $\delta$ , pasa de .293 a .4204 cuando incluimos el impacto de la apertura. Cuando usamos la *dummy* 2, el coeficiente de poder de mercado pasa de .289 antes de la apertura a .416 después de ésta y la *dummy* 2 que ajusta el poder de mercado es significativamente distinta de 0 al 5 % en una prueba de dos colas. En ambas regresiones, la que incluye la *dummy* 1 y la que incluye la *dummy* 2, el coeficiente de poder de mercado después de la apertura (la suma del coeficiente de poder de mercado más el valor de la *dummy* multiplicativa) es significativamente distinto de 1 al hacer una prueba *F* al 5 % de significancia.

En la rama 47, en la regresión con *dummy* 2, la *dummy* multiplicativa que ajusta el poder de mercado por la apertura es significativamente distinta de 0 al 5%. El lector notará que al ser negativa la *dummy*, la apertura ajusta el poder de mercado hacia la alza.<sup>23</sup>

Cuadro 2

	$\delta$ Sin <i>dummies</i>	$\delta$ con <i>dummy</i> 1 en la regres.	$\delta$ con <i>dummy</i> 2 en la regres.	<i>Dummy</i> 1 multip.	<i>Dummy</i> 2 multip.
16 Azúcar	.283 (.096)	.293 (.054)	.290 (.054)	.127* 0.70	.127+ (.062)
47 Ind bas met no ferr	.272 (.056)	.273 (.058)	.256 (.041)	.259 (.783)	-.169+ (.077)

\* Rechaza la hipótesis  $H_0$  *dummy* igual a 0 con dos colas al 10 % de significancia.

+ Rechaza la hipótesis  $H_0$  *dummy* igual a 0 con dos colas al 5 % de significancia.

La estimación con varios instrumentos reduce el error estándar de la regresión. Con ese objetivo se corrieron regresiones utilizando como variable instrumental la combinación lineal de los dos instrumentos (el crecimiento del PIB contemporáneo y el crecimiento del PIB rezagado). Los resultados se presentan en el cuadro 3.<sup>24</sup> En 43 sectores manufactureros se rechaza la hipótesis de competencia perfecta. En 40 de ellos ya

<sup>23</sup> Para la rama 59, la *dummy* aditiva es significativamente distinta de cero para la regresión que incluye a *dummy* 2. Sin embargo, para el coeficiente de poder de mercado los resultados, prácticamente, no varían al incorporar la *dummy* 1 o la 2.

<sup>24</sup> Para varios instrumentos, el inverso de  $\beta$  ya no corresponde con nuestra estimación de  $\delta$ . Sin embargo, las diferencias son muy pequeñas. En el cuadro 2 se estima  $\delta$  para mantener compatibilidad con el cuadro 1.

se había rechazado la hipótesis de competencia perfecta en las regresiones expuestas en el cuadro 1. Para las ramas de cuero y calzado (28), productos farmacéuticos (38), y artículos de plástico (42), la combinación lineal del crecimiento del PIB contemporáneo y del PIB rezagado surge como un mejor instrumento correlacionado con las fluctuaciones de estas ramas. Esta combinación lineal nos permite rechazar la hipótesis de competencia perfecta.

También se introdujeron *dummies* en las regresiones con los dos instrumentos. El objetivo fue el mismo que antes, checar si la apertura comercial impacta en la tasa de crecimiento promedio de la productividad y el poder de mercado. Se introdujeron los dos tipos de *dummies* apuntados anteriormente (*dummy* 1 y 2) y se corrieron regresiones para los dos tipos de *dummies*. Al igual que antes, se incluyeron una *dummy* aditiva y una *dummy* multiplicativa. En ningún caso las *dummies* fueron significativas y los resultados prácticamente no cambiaron.

Para las regresiones con dos instrumentos, encontramos que las ramas que muestran coeficientes significativamente distintos de 1, y además negativos, son la de tabaco (23) y petroquímica básica (34). Para ambos casos, se corrió una regresión de los dos instrumentos como variable independiente, contra el crecimiento de la relación trabajo-capital como variable dependiente, y también con el crecimiento de la relación producto-capital como variable dependiente. Para ambas ramas, los coeficientes de los instrumentos son no significativos cuando la variable dependiente es la relación trabajo-capital. Sin embargo, los coeficientes de los instrumentos son significativos cuando la variable dependiente es la relación producto-capital. Estos resultados indican la presencia de trabajo atesorado en ambas ramas.

Si calculamos el inverso de  $\delta(\beta = \frac{P}{C})$  para las ramas en que se rechaza la hipótesis de competencia perfecta, notaremos que para 24 ramas el coeficiente  $\beta$  es menor o igual a 4. En 13 ramas este coeficiente es menor o igual a 3.5. Si suponemos que las ramas con coeficientes mayores a 4 presentan evidencia de trabajo atesorado y tomamos en cuenta las ramas 23 y 34, tendremos que en total 21 ramas muestran evidencia de trabajo atesorado.

Los resultados del cuadro 1 y 3 presentan bastante evidencia a favor de la hipótesis de poder de mercado en el sector manufacturero mexicano.

**Cuadro 3**

<i>Ramas</i>	<i>Instrumento combinación lineal del <math>\Delta PIB_t</math> y del <math>\Delta PIB_{t-1}</math></i>			
	$\delta$	(error est)	D.W.	$\beta$
11 Carnes y lácteos	0.333*+	(0.242)	2.28	3.03
12 Frutas y legumbres	0.371*+	(0.190)	2.12	2.69
13 Molienda trigo	0.439*+	(0.045)	2.50	2.27
14 Molienda nixtamal	0.696	(2.250)	1.98	1.43
15 Benefi y mol café	0.14 0*+	(0.072)	3.07	7.14
16 Azúcar	0.285*+	(0.095)	1.13	3.51
17 Aceites y grasa comestible	0.07 0*+	(0.043)	1.62	14.28
18 Alimentos animales	0.212*+	(0.281)	1.80	4.72
19 Otros productos alimemtcios	0.252*+	(0.025)	1.64	3.97
20 Bebidas alcohólicas	0.264*+	(0.135)	1.90	3.79
21 Cerveza y malta	-2.020	(1.730)	2.45	
22 Refrescos y gas	0.609	(0.623)	2.10	1.64
23 Tabaco	-0.550*+	(0.566)	1.62	
24 Hilados y tej f bla	0.908	(1.220)	2.97	1.10
25 Hilados y tej f dur	0.138*+	(0.126)	1.85	7.25
26 Otras ind textiles	0.490	(0.660)	2.96	2.04
27 Prendas de vestir	0.259*+	(0.070)	3.01	3.86
28 Cuero y calzado	0.082*	(0.575)	2.68	12.20
29 Aserraderos y trip	0.404*+	(0.016)	2.12	2.48
30 Otros prod de mad	0.272*+	(0.075)	1.55	3.68
31 Papel y carton	0.201*+	(0.107)	1.42	4.98
32 Imprentas y edito	0.544*+	(0.178)	1.60	1.84
33 Petróleo y derivad	0.566*+	(0.233)	1.42	1.77
34 Petroquímica bas	-0.099*+	(0.227)	1.57	
35 Química básica	0.277*+	(0.088)	1.59	3.61
36 Abonos y fertilizan	0.187*+	(0.139)	2.42	5.34
37 Resinas sinte y fib	0.232*+	(0.062)	1.90	4.31
38 Productos farmaceu	0.391*+	(0.179)	1.95	2.56
39 Jabones det y cosm	0.096*+	(0.194)	0.82	10.41
40 Otros prod quim	0.250*+	(0.078)	1.56	4.00
41 Productos de hule	0.238*+	(0.122)	2.04	4.20
42 Articulos de plast	0.469*+	(0.242)	1.99	2.13
43 Vidrio y prod vid	0.396*+	(0.060)	1.38	2.53
44 Cemento	0.282*+	(0.143)	1.50	3.55
45 Pro. de min no met	0.225*+	(0.121)	1.99	4.44
46 Ind bas hier y ace	0.185*+	(0.065)	1.63	5.41
47 Ind bas met no ferr	0.202*+	(0.039)	1.84	4.95
48 Muebles metálicos	0.122*+	(0.215)	1.75	8.20
49 Productos metal est	0.298*+	(0.189)	1.92	3.56
50 Otr prod met exc ma	0.313*+	(0.047)	2.09	3.20
51 Maq y eq no elect	0.221*+	(0.056)	1.27	4.52

**Cuadro 3 (continuación)**

Ramas	Instrumento combinación lineal del $\Delta PIB_t$ y $\Delta PIB_{t-1}$			
	$\delta$	(error est.)	D. W.	$\beta$
52 Maq y apa eléctrico	0.312*+	(0.049)	1.48	3.21
53 Aparatos elec-dom	0.080*+	(0.196)	1.19	12.50
54 Eq y apa electron	0.321*+	(0.077)	1.60	3.12
55 Eq y apa eléctrico	0.333*+	(0.043)	1.07	3.00
56 Automóviles	0.203*+	(0.033)	1.48	4.93
57 Carro, mot, part y	0.331*+	(0.044)	1.87	3.02
58 Eq y mat transp	0.547*+	(0.147)	2.58	1.83
59 Otras ind manuf	0.235*+	(0.076)	1.52	4.25

Nota: Los coeficientes con asterisco rechazan la hipótesis  $H_0$  precio igual a costo marginal al 10 por ciento de significancia. Los coeficientes con cruz rechazan la hipótesis  $H_0$  precio igual a costo marginal al 5 por ciento de significancia

#### 4. Problemas a considerar

Los cálculos anteriores no están exentos de problemas de medición y de rigideces en los mercados laborales y finales. A continuación, de acuerdo con Hall (1988) enumeramos algunos de los problemas más comunes que pueden significar un rechazo falso a la hipótesis de competencia perfecta o bien alterar nuestros resultados. Para un análisis más extenso véase Hall (1988).

##### 4.1. Trabajo atesorado

Es frecuente que los trabajadores no sean despedidos durante una recesión. Esto obedece a varias razones, a saber, 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."<sup>25</sup> Podríamos pensar que debido a que las variaciones en el trabajo son muy pequeñas, la productividad se mostraría altamente procíclica. Sin embargo, debido a la presencia de trabajo atesorado, el costo marginal en una recesión sería extremadamente bajo. En competencia perfecta el precio tendría

<sup>25</sup> Fay y Medoff (1985), p. 640.

que estar a ese nivel, haciendo crecer el valor del ponderador  $\alpha^{26}$  y contrarrestando así las pequeñas variaciones en el trabajo. Si  $\alpha$  no aumenta y existe evidencia de trabajo atesorado, la conclusión lógica es la presencia de poder de mercado.

#### 4.2. Errores de medición en el trabajo

Los errores de medición en las horas trabajadas se deben a dos causas: la primera, se refiere a las variaciones de esfuerzo a lo largo del ciclo económico, y la segunda, a una diferencia entre el número de horas realmente trabajadas y el número de horas calculadas como trabajadas en este documento.<sup>27</sup> 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 haciendo que la productividad medida caiga. Cuando observemos un boom pasará al revés. 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

$$\frac{\left(\frac{\dot{L}^*}{K}\right)}{\left(\frac{L^*}{K}\right)}$$

Supongamos que cuando hay un boom se trabaja más porque hay más esfuerzo o porque se trabaja más horas sin reportarse y cuando hay una recesión sucede al revés. Si

$$\frac{\left(\frac{\dot{L}^*}{K}\right)}{\left(\frac{L^*}{K}\right)}$$

<sup>26</sup> De hecho, cuando existe competencia perfecta y trabajo atesorado el ponderador podría ser mayor que uno. Para detalles véase Hall (1988).

<sup>27</sup> 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.



es una proporción  $0 < \gamma < 1$  de la verdadera

$$\frac{\left(\frac{\dot{L}}{K}\right)}{\left(\frac{L}{K}\right)}$$

entonces:

$$\frac{\left(\frac{\dot{L}^*}{K}\right)}{\left(\frac{L^*}{K}\right)} = \gamma \frac{\left(\frac{\dot{L}}{K}\right)}{\left(\frac{L}{K}\right)}$$

Por lo tanto, la ecuación (3) quedaría escrita de la siguiente manera:

$$\frac{\left(\frac{\dot{Q}}{K}\right)}{\left(\frac{Q}{K}\right)} = \frac{A}{A} + \alpha\beta \frac{\left(\frac{\dot{L}^*}{K}\right)}{\left(\frac{L^*}{K}\right)} + \alpha(1-\gamma) \frac{\left(\frac{\dot{L}}{K}\right)}{\left(\frac{L}{K}\right)} + \omega \tag{4}$$

Con

$$(1-\gamma) \frac{\left(\frac{\dot{L}}{K}\right)}{\left(\frac{L}{K}\right)}$$

como representación del error de medición. Notemos que dicho error es procíclico. Al aumentar el producto aumenta el error de medición, y con él la productividad medida por (2), al bajar el producto pasará a la inversa. Además de nuestro error original,  $\omega$ ,<sup>28</sup> tendremos un nuevo error procíclico:

<sup>28</sup> Por hipótesis este error no es procíclico.

$$(1 - \gamma) \frac{\left(\frac{\dot{L}}{K}\right)}{\left(\frac{L}{K}\right)}$$

Al aplicar variables instrumentales obtendremos un  $\beta > 1$  para eliminar la prociclicidad.<sup>29</sup> La razón de nuestro resultado estará en los errores de medición del trabajo, y no en la presencia de poder de mercado.

Se realizaron simulaciones numéricas para ver 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. En el apéndice se describe este procedimiento. En él se asume que existe competencia perfecta y que los errores de medición en la fuerza de trabajo son la única razón para obtener un  $\beta > 1$ . En el apéndice se concluye que los errores de medición tienen que ser muy grandes para poder generar una  $\beta = 1.5$ . Cuando  $\beta > 1.5$ , los errores de medición crecen de forma muy considerable. De acuerdo con los resultados del cuadro 3, en todos los casos en los que se rechaza la hipótesis de competencia perfecta, los niveles de  $\beta$  inferidos a partir de nuestra estimación de  $\delta$  son mayores a 1.5 y en algunos casos mucho mayores. Resulta poco probable que nuestros resultados se deban a errores de medición en la fuerza de trabajo.

#### 4.3. Retornos crecientes a escala

La presencia de retornos crecientes a escala también puede ser un factor en el rechazo de la hipótesis de competencia perfecta. Al obtener la ecuación (3) se ha impuesto el supuesto de retornos constantes a escala. Si los retornos crecientes estuvieran presentes, la ecuación (3) debería ser reescrita de la siguiente forma:

$$\frac{\left(\frac{\dot{Q}}{K}\right)}{\left(\frac{Q}{K}\right)} = \bar{A} + \alpha\beta \frac{\left(\frac{\dot{L}}{K}\right)}{\left(\frac{L}{K}\right)} + (\alpha + \delta - 1) \frac{\left(\frac{\dot{K}}{K}\right)}{\left(\frac{K}{K}\right)} + \omega \quad (5)$$

<sup>29</sup> Recordemos que se escogen instrumentos con características procíclicas. Al aplicar variables instrumentales a la ecuación (3), obtendremos el valor de  $\beta$  tal que los

$\delta$  representa la participación de los ingresos del capital en el valor del producto. 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 (2). La razón está en los retornos crecientes a escala y no en el poder de mercado. Al aplicar variables instrumentales a la ecuación anterior se obtendrá una  $\beta$  mayor que 1 que permita hacer el error  $((\alpha + \delta - 1) \frac{\dot{K}}{K} + \omega)$  independiente de las fluctuaciones. Como se menciona más arriba, se está probando conjuntamente la hipótesis de competencia perfecta y de retornos constantes a escala. Un rechazo a la hipótesis de competencia perfecta puede también constituir un rechazo a la hipótesis de retornos constantes a escala. Una industria con rendimientos crecientes a escala necesariamente requiere un precio por encima del costo marginal. De no tenerlo, perderá dinero.

4.4. *Errores de medición en el capital*

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 nivel de capacidad ociosa.<sup>30</sup> También es razonable suponer que en un auge se ponga mucho capital en uso y por lo tanto la tasa de crecimiento del capital en uso esté por arriba del crecimiento del capital observado. Sin pérdida de generalidad se puede suponer que el cambio en el capital observado,  $\frac{\dot{K}^*}{K^*}$ , es una proporción  $\eta < 1$  del cambio en el verdadero capital. Es decir,

$$\frac{\dot{K}^*}{K^*} = \eta \frac{\dot{K}}{K}$$

errores estimados sean ortogonales al instrumento. Si en el error hay características procíclicas por errores de medición, obtendremos un  $\beta > 1$  para eliminar la prociclicidad.

<sup>30</sup> También es posible que las condiciones recesivas generen una mayor obsolescencia del capital, que aquella estimada por las estadísticas.

Bajo este escenario la ecuación (3) puede ser reescrita de la siguiente manera:

$$\frac{\left(\frac{\dot{Q}}{K^*}\right)}{\left(\frac{Q}{K^*}\right)} = \bar{A} + \alpha\beta \frac{\left(\frac{\dot{L}}{K^*}\right)}{\left(\frac{L}{K^*}\right)} + (1 - \alpha)(1 - \eta) \left(\frac{\dot{K}}{K}\right) + \omega$$

Con  $(1 - \eta) \frac{\dot{K}}{K}$  igual al error de medición. En un auge el error de medición es positivo, en una recesión es negativo y la productividad será procíclica. Al aplicar variables instrumentales a la ecuación anterior, el objetivo será volver el error  $(1 - \alpha)(1 - \eta) \frac{\dot{K}}{K} + \omega$  independiente de las fluctuaciones económicas. Eso se hará a través de obtener un  $\beta > 1$ . Sin embargo, la razón de este resultado estará en los errores de medición del capital.

El razonamiento anterior es válido si el precio sombra del capital, representado en  $(1 - \alpha)$ , es alto. Pero existen razones para pensar que este 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 de 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 bajará pues el término  $(1 - \alpha)(1 - \eta) \left(\frac{\dot{K}}{K}\right)$  será cero o positivo, eliminando así la prociclicidad del error  $(1 - \alpha)(1 - \eta) \left(\frac{\dot{K}}{K}\right) + \omega$ . 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*

Existe suficiente evidencia en torno a las rigideces de precios en el sector manufacturero. Supongamos que hay un choque positivo de demanda y el costo marginal aumenta al crecer la producción. Si la empresa es competitiva y no aumenta sus precios, entonces  $\alpha$  estará por encima de

la verdadera elasticidad.<sup>31</sup> Cuando la demanda sea baja y el precio rígido, éste estará por arriba del costo marginal y la  $\alpha$  medida, por debajo de la verdadera elasticidad. Cuando tengamos una recesión el residual medido por (2) caerá más que el verdadero, cuando haya un auge el residual medido aumentará menos que el verdadero. Las épocas de auge se contrarrestan con las de recesión.

Para ver esto más formalmente, recordemos que  $\alpha$  representa la participación de las remuneraciones en el producto, y  $\alpha^*$  la del producto valuado a costo marginal. De acuerdo con el razonamiento anterior podemos ver que  $\alpha = \mu\alpha^*$ , donde  $\mu > 1$  en un auge y  $\mu < 1$  en una recesión.

La ecuación (3) quedará como sigue:

$$\frac{\left(\frac{\dot{Q}}{K}\right)}{\left(\frac{Q}{K}\right)} = \bar{A} + \alpha\beta \frac{\left(\frac{\dot{L}}{K}\right)}{\left(\frac{L}{K}\right)} + (1 - \mu) (\alpha^*) \frac{\left(\frac{\dot{L}}{K}\right)}{\left(\frac{L}{K}\right)} + \omega$$

Como  $\mu > 1$  en un auge, la productividad medida se subestimarán en él. En una recesión  $\mu < 1$  y la productividad medida se sobreestimarán. El nuevo residual,

$$(1 - \mu) (\alpha^*) \frac{\left(\frac{\dot{L}}{K}\right)}{\left(\frac{L}{K}\right)} + \omega,$$

no será procíclico. La aplicación de variables instrumentales a la ecuación anterior no implicará un rechazo falso a la hipótesis de competencia.

#### 4.6. 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 durante las recesio-

<sup>31</sup> Si suponemos que existen algunas rigideces en los ajustes de capital, es razonable suponer que el costo marginal es creciente en el corto plazo. Si no las hay, el costo marginal será constante. Una empresa competitiva con costo marginal constante implica que el precio es igual al costo marginal y, por lo tanto,  $\alpha^* = \alpha$  siempre, aunque los precios sean rígidos.

nes, a los trabajadores se les paga por encima del producto marginal, el  $\alpha$  medido estará por encima de  $\alpha^*$ , y la productividad medida caerá menos que la verdadera. Cuando haya una expansión, al trabajador se le pagará menos que su producto marginal y el  $\alpha$  medido estará por abajo de  $\alpha^*$ , como consecuencia la productividad medida aumentará más que la verdadera. Al igual que en el caso de los precios fijos no habrá sesgo en nuestra estimación.

## 5. Conclusiones

Este trabajo es una aplicación para el caso de la industria mexicana, de la metodología iniciada por Solow (1957) y extendida por Hall (1988) para detectar poder de mercado a partir de las fluctuaciones en la productividad total de los factores, tal como la definió Solow. En vez de partir de los supuestos de competencia perfecta, optimización y rendimientos constantes a escala para identificar la productividad,<sup>32</sup> se supone que la productividad no es procíclica, pero se mantienen los supuestos de optimización y rendimientos constantes. De esta manera se puede identificar el nivel de poder de mercado y probar la hipótesis de competencia perfecta.<sup>33</sup>

Es interesante resaltar que esta metodología implica una nueva manera de medir la productividad. Una vez que se obtiene la estimación con variables instrumentales, la tasa de crecimiento de la productividad será la suma de la constante estimada  $\bar{A}$  y los errores estimados  $\hat{\omega}$ .

En la agenda para futuras investigaciones está la posibilidad de calcular el precio de renta del capital. Al obtener éste es posible extender la metodología para distinguir entre la hipótesis de rendimientos crecientes y la de poder de mercado. En este trabajo, el rechazo a la hipótesis de competencia perfecta puede también constituir un rechazo a la hipótesis de rendimientos constantes a escala. Sin embargo, una tecnología con rendimientos crecientes implica, necesariamente, que el precio es mayor al costo marginal. De no suceder así habría pérdidas en la industria.

<sup>32</sup> A la manera de Solow (1957).

<sup>33</sup> Esta es la idea desarrollada por Hall (1986b).

Los resultados muestran amplia evidencia de poder de mercado en el sector manufacturero mexicano.<sup>34</sup> De acuerdo con los resultados, 43 ramas tienen poder de mercado (tomando como instrumento la combinación lineal del crecimiento del PIB contemporáneo y del PIB rezagado). 24 ramas muestran un *mark-up* menor a 4, y 13 menor a 3.5. Encontramos también que 21 ramas presentan evidencia de trabajo atesorado.

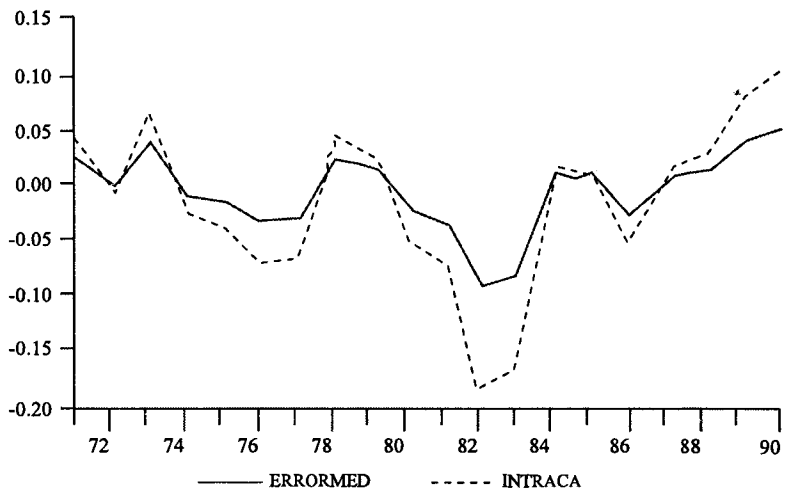
Como lo han planteado Fay y Medoff (1985) la presencia de trabajo atesorado podría implicar una elasticidad de corto plazo del producto con respecto al trabajo, mayor a 1. Sería interesante constatar estos resultados con un estudio más profundo de las condiciones de atesoramiento de trabajo en el sector manufacturero mexicano. Una posible causa de la presencia de trabajo atesorado es el alto costo de despido de la mano de obra que demanda la legislación laboral. La relación entre el atesoramiento de trabajo y los costos de despido aparece como un tema interesante para futuras investigaciones.

## Apéndice

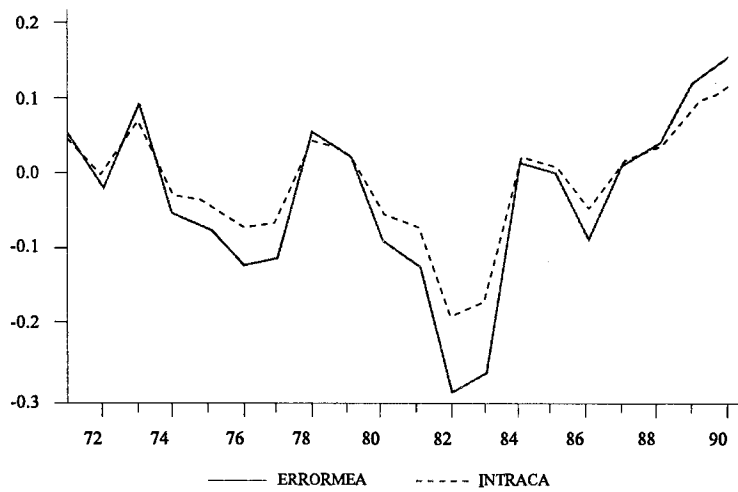
Aquí se explica el procedimiento para inferir los errores de medición en el trabajo, necesarios para implicar un rechazo falso a la hipótesis de competencia perfecta. Partimos del supuesto de que la única razón para obtener una  $\beta > 1$  está en los errores de medición del factor trabajo. Al partir de esta hipótesis se calcula el residuo de Solow en la ecuación (4), imponiendo el supuesto de que  $\beta = 1$ . Se ajusta una regresión que sólo incluye constante consistente con nuestro supuesto apuntado en (2). Después, se calculan de nuevo otros residuos de Solow a partir de (4) y se supone que  $\beta = 1.5$  (también se hace el cálculo para  $\beta = 2.5$ ). A estos nuevos residuos de Solow también se le ajusta una regresión, de la misma forma que para  $\beta = 1$  (consistente con 2'). Los errores de medición en la fuerza de trabajo se calculan a partir de sustraer los errores de la regresión obtenida al suponer que  $\beta = 1.5$  ( $\beta = 2.5$ ), y de la regresión que supone que  $\beta = 1$ . El procedimiento no supone que la  $\eta$  de la ecuación en (4) es constante. En las siguientes dos gráficas se ilustran los errores de medición

<sup>34</sup> De acuerdo con nuestro razonamiento sobre los errores de medición del trabajo y del capital, resulta poco probable que estos expliquen el rechazo a la hipótesis de competencia perfecta.

**Gráfica 1**



**Gráfica 2**





inferidos a partir de este procedimiento para la rama de automóviles (56),<sup>35</sup> y se les grafica junto con el incremento de la relación trabajo-capital ponderada por la participación de las remuneraciones en el valor del producto. La variable *errormed* representa los errores de medición cuando  $\beta = 1.5$  y la variable *errormea* cuando  $\beta = 2.5$ . La tasa de crecimiento de la relación trabajo-capital ponderada por  $\alpha$  está representada por *intraca*. Como vemos en las gráficas, el error de medición tendría que ser sustancial como proporción de la variable *intraca* para encontrar un valor de  $\beta = 1.5$ . Para  $\beta = 2.5$  los errores de medición son incluso *mayores* que *intraca*.

#### 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. A estos últimos datos se les ajustó por impuestos indirectos y subsidios. Con los datos del PIB real y el PIB nominal se calculó un deflactor que representa el precio promedio de la industria ( $p$ ). Las horas trabajadas se obtuvieron de las estadísticas de empleo de INEGI ajustando el número de empleados por una jornada semanal de 40 horas y tomando como vacaciones 2 semanas al año. A pesar de la arbitrariedad de este cálculo, aparece como la mejor alternativa disponible. Las remuneraciones también se obtuvieron de las Cuentas Nacionales publicadas por el INEGI. El salario promedio ( $w$ ), se obtiene a partir de dividir las remuneraciones entre las horas trabajadas. Los acervos de capital provienen de los datos publicados por el Banco de México y se utilizaron los de acervos netos a precios constantes con base 1980. En las 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 en los supuestos de depreciación utilizados. Sin embargo, al igual que con las horas trabajadas, no se tiene a disposición una mejor alternativa.

De acuerdo con la metodología de Solow, los datos que se deben utilizar para el trabajo y para el capital, deben de corresponder a las

<sup>35</sup> Se siguió el mismo procedimiento para otras ramas, obteniéndose resultados similares.

horas efectivamente 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 el índice de utilización de capital, todas ellas conllevan un grado de arbitrariedad que puede no cumplirse para muchas ramas. La aplicación de cualquiera de las metodologías existentes, nos dejaría con una estimación de capital igualmente equivocada. Adicionalmente, debido a que los errores de medición del capital no afectan sensiblemente la prueba de poder de mercado efectuada en nuestro análisis, (pp. 19-20) no se ajustó el acervo de capital con 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.<sup>37</sup>

### Bibliografía

- 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., North-Holland, Amsterdam.
- Domowitz, I., R. G. Hubbard, y B. Petersen (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 Series, núm. 1785, NBER, Cambridge.
- (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.
- Solow, R. (1957). "Technical Change and the Aggregate Production Function", *Review of Economics and Statistics*, vol. 39, pp. 312-320.

<sup>37</sup> Como ejemplo véase Hall (1988).