



CEE

Centro de Estudios Económicos

www.colmex.mx

El Colegio de México, A.C.

Serie documentos de trabajo

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

Alejandro Castañeda

DOCUMENTO DE TRABAJO

Núm. I - 1996

a de vencimiento

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

Alejandro Castañeda Sabido
El Colegio de México
Camino al Ajusco N. 20.
México, D.F. C.P. 10740
Fax (5) 645-0464
Tel 645-5955 ext. 4087 o 4214

Este trabajo utiliza variables instrumentales para estimar el poder de mercado a nivel de sectores manufactureros (dos dígitos) para el período 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 poder hacer la estimación se mantiene el supuesto de optimización por parte de las empresas y de rendimientos constantes a escala. Los resultados arrojan bastante evidencia de poder de mercado en el sector manufacturero mexicano.

Biblioteca Daniel Costo Villegas
EL COLEGIO DE MEXICO, A. C.

Agradezco los comentarios de los participantes del seminario de Economía del Colegio de México, en particular de Carlos Urzúa y Raúl Feliz.

INTRODUCCIÓN

En la literatura económica moderna se ha enfatizado la importancia de entender la competencia imperfecta. Una mayor comprensión de la competencia imperfecta nos ayuda a calcular las pérdidas de eficiencia que se generan debido a este tipo de estructura industrial. El poder de mercado, entendido como el cociente entre precio y costo marginal en una industria, tiene, según la literatura moderna del oligopolio, efectos negativos en el bienestar. Cuando analizamos el impacto del poder de mercado sobre la innovación tecnológica, encontramos que los efectos sobre la misma pueden ser positivos y negativos¹. Este documento incorpora una metodología novedosa para medir el poder de mercado a nivel de las 49 ramas manufactureras.

A pesar de la relevancia de la competencia imperfecta en el análisis económico moderno y de las implicaciones para un estudio de innovación tecnológica, no conozco ningún estudio empírico que mida el poder de mercado para el caso 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 presenta evidencia de 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 para medir el crecimiento de la productividad total de los factores (el llamado residual de Solow), siguiendo la idea desarrollada por Hall (1986 (b)). De acuerdo a 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 al comportamiento del producto y del empleo de un sector para poder estimar el nivel de poder de mercado existente en éste². Esto se puede lograr sin necesidad de estimar el costo marginal.

METODOLOGÍA

Suponemos que una industria típica posee una función de producción con rendimientos constantes a escala en la que no consideramos los insumos intermedios³:

¹véase Kamien y Schwartz (1982).

²Esta estimación nos dará el promedio en que el precio excede al costo marginal a lo largo del período de estimación.

³ Hacemos este supuesto por la disponibilidad de datos.

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

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

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

Donde α 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 a 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 al lado izquierdo de la ecuación anterior la tasa de crecimiento de la relación trabajo capital ponderada por α , podemos calcular la tasa de progreso técnico⁴. "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).

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 (α) de la tasa de crecimiento de la relación trabajo capital

⁴ También se le llama la tasa de crecimiento de la productividad.

dejará de ser una medida adecuada de la elasticidad de la función de producción. Como 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.

Resulta razonable modelar la tasa de progreso tecnológico, $\frac{\dot{A}}{A}$, de la siguiente forma⁵:

$$\frac{\dot{A}}{A} = \bar{A} + w \tag{2'}$$

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

Haciendo modificaciones a la ecuación (2) y manteniendo el supuesto de que el residual de progreso técnico, w , 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 α^* la participación de las remuneraciones en el producto, donde el producto está valuado a costo marginal. En el caso de competencia perfecta, $\alpha = \alpha^*$:

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

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 $p=c$, la participación de las remuneraciones salariales en el producto valuado a costo marginal, α^* , ya no es igual a la

⁵ Hall (1986 (a,b)) hace un planteamiento similar en torno al progreso técnico.

participación en el ingreso de la industria, α . Bajo rendimientos constantes, la verdadera elasticidad de la relación producto capital con respecto a la relación trabajo capital estará representada por α^* . Notemos que α^* puede ser escrito de la siguiente forma:

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

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

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

Si $\beta > 1$ entonces $\alpha^* > \alpha$ y por lo tanto la verdadera elasticidad producto con respecto a el trabajo será mayor que la medida por (2). Cuando una variable exógena afecta positivamente al producto y el empleo, la productividad medida por (2) aumentará más de lo que en realidad debería de haber aumentado 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^{6 7}.

Alternativamente, cuando el instrumento baja y con él bajan el producto y el empleo, la productividad cae dramáticamente debido a que el ponderador α es menor al verdadero ponderador. Lo procíclico en la productividad "involucra un fallo dramático en el principio de que el costo marginal iguala a precio" (Hall

⁶ Podría ser también evidencia de rendimientos crecientes a escala. Sin embargo, una industria con rendimientos crecientes y precio igual a costo marginal perderá dinero. Por esta razón, el p adelante la discusión sobre rendimientos crecientes a escala.

⁷ Siempre que hablemos de residuo de Solow medido, productividad medida y ptf medida en este documento, nos estaremos refiriendo a las mediciones de $\frac{\dot{A}}{A}$ obtenidas a partir de utilizar la ecuación (2).

(1988)p.945).

El coeficiente β 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 sector⁸. 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).

Al utilizar variables instrumentales encontraremos el valor de β tal que el error estimado \hat{u} no este correlacionado con las fluctuaciones. ¿Qué tan razonable es nuestro supuesto de no correlación entre los verdaderos choques de productividad y las fluctuaciones? Si consideramos a la productividad como un desplazamiento de la función de producción resulta difícil pensar que en las recesiones la función de producción se desplaza hacia adentro. El progreso tecnológico es un proceso que debe de ser autónomo e independiente de las fluctuaciones agregadas. Los procesos *learning by doing* no se traducen automáticamente en aumentos de la productividad, sino que tardan en madurar⁹.

En este trabajo se utilizan como variables instrumentales el crecimiento de el PIB real agregado contemporáneo y el crecimiento del PIB real agregado en el período anterior. Se aplica la técnica a los 48 sectores de la industria manufacturera para el período 1970-1990.

El lector notará que para utilizar el crecimiento del PIB agregado como instrumento es necesario hacer dos supuestos adicionales:

1) La productividad de cada sector no está correlacionada con la productividad de los demás sectores, de tal forma que la productividad agregada no este correlacionada con la productividad sectorial. Si este requisito no se cumple, es fácil encontrar modelos en la teoría de los ciclos reales y en la teoría keynesiana en los que la productividad agregada está correlacionada con las

⁸ 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.

⁹ Hall (1986 (b)) discute este planteamiento.

fluctuaciones económicas.

2) El incremento del PIB agregado está correlacionado con el incremento del PIB sectorial. Si esto no sucede habría que encontrar instrumentos correlacionados con el PIB sectorial (véase la nota de pie 8).

RESULTADOS

La presencia de trabajo atesorado¹⁰ nos conmina a estimar el recíproco de β , una baja correlación entre la relación trabajo capital y el instrumento hace nuestra estimación de β muy grande¹¹.

Al estimar el inverso, δ , cualquier valor de δ significativamente menor a 1 (y mayor que cero) sería evidencia de poder de mercado.

En el cuadro 1 se presentan los resultados de nuestra estimación. En este cuadro se utiliza 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 ($H_a:\delta<1$). Entre paréntesis se muestran los errores estándar del coeficiente.

Cuando se usa como instrumento el crecimiento del PIB real contemporáneo tenemos evidencia de que en 22 ramas se rechaza la hipótesis de competencia perfecta. Entre las ramas que presentan evidencias de poder de mercado están: Alimentos para animales, otros productos alimenticios, bebidas alcohólicas, imprentas y

¹⁰ Véase más abajo una discusión sobre trabajo atesorado.

¹¹ El estimador de β está dado por la siguiente fórmula:

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

Donde $\frac{\dot{I}}{I}$ 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.

editoriales, abonos y fertilizantes, química básica, otros productos químicos, vidrio, cemento, hierro y acero, maquinaria no eléctrica, equipo y aparatos electrónicos, equipo y aparatos eléctricos y automóviles.

Cuando utilizamos como instrumento el crecimiento del PIB rezagado, 28 ramas muestran evidencia de poder de mercado. Entre las ramas que aparecen ahora con evidencia de poder de mercado están las ramas de prendas de vestir, petróleo y derivados, maquinaria y aparatos eléctricos, aparatos electrodomésticos, carrocerías motores y autopartes y otras industrias manufactureras.

Notemos que la rama de cemento deja de mostrar poder de mercado con este instrumento. Parece ser que la razón está en que la rama de la construcción es altamente procíclica (de hecho es un *leading indicator*) y la rama de cemento se ve directamente afectada por la rama de la construcción. Debido a esto, el PIB rezagado no será un instrumento correlacionado con las fluctuaciones del cemento. Lo que se esperaría es que el PIB actual estuviera correlacionado, así lo observamos en nuestra estimación¹².

En la mayoría de los casos en que el coeficiente δ 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 dos casos en que el coeficiente es negativo y se rechaza la hipótesis de poder de mercado. El primero corresponde a la rama de alimentos para animales (rama 18). El lector notará que el coeficiente está muy cercano a cero, lo que muestra evidencia de 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. Esto es evidencia de trabajo atesorado. La evidencia de trabajo atesorado junto con la constancia temporal del parámetro α ¹³, nos muestra que la competencia perfecta no se

¹²Cerveza y malta no presentan 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 esta rama.

¹³ Para esta rama el parámetro α es bastante estable a lo largo del período de estimación.

cumple¹⁴. La segunda rama es tabaco (rama 23), un coeficiente negativo implica que la covarianza de la relación producto capital con el instrumento va en sentido inverso a la covarianza de la relación trabajo capital con el instrumento. Este comportamiento es atípico e inesperado, resulta difícil entender una industria en la que el incremento en la relación producto capital es positivo cuando el incremento del instrumento exógeno es positivo, y al mismo tiempo el incremento en la relación trabajo capital es negativo.

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 y química¹⁵.

¹⁴ Véase más abajo la sección de trabajo atesorado.

¹⁵ Véase más abajo la discusión sobre rendimientos crecientes.

Cuadro 1

| | INSTRUMENTO | | * PIB t | INSTRUMENTO | | * PIB t-1 |
|------------------------|-------------|-------------|---------|-------------|-------------|-----------|
| | δ | (error std) | D.W. | δ | (error std) | D.W. |
| 11 CARNES Y LACT | -.116 | (4.00) | 1.77 | .355* | (.203) | 2.19 |
| 12 FRUTAS Y LEGUMBRES | .61 | (.437) | 2.13 | .734 | (.728) | 2.08 |
| 13 MOLIENDA TRIGO | .439* | (.073) | 2.5 | .438* | (.066) | 2.49 |
| 14 MOLIENDA NIXTAMAL | .165* | (.288) | 1.86 | -1.96 | (20.11) | 1.96 |
| 15 BENEFI Y MOL CAFE | .170* | (.275) | 3.06 | .131* | (.077) | 3.05 |
| 16 AZÚCAR | .48 | (.835) | 1.71 | .007 | (.754) | 0.69 |
| 17 ACEITES Y GRASA CO | .075* | (.035) | 1.64 | .109* | (.118) | 1.75 |
| 18 ALIMENTOS ANIMALES | -.002* | (.197) | 1.54 | .006* | (.392) | 1.54 |
| 19 OTROS PROD ALIM | .289* | (.152) | 1.23 | .313* | (.049) | 1.12 |
| 20 BEBIDAS ALCOHÓLICAS | .218* | (.138) | 1.88 | .293* | (.205) | 1.94 |
| 21 CERVEZA Y MALTA | -2.98 | (226.1) | 2.12 | .57 | (3.96) | 2.76 |
| 22 REFRESCOS Y GAS | 1.36 | (4.65) | 1.23 | .684* | (.609) | 1.99 |
| 23 TABACO | -2.96 | (11.2) | 1.48 | -.496* | (-.78) | 1.83 |
| 24 HILADOS Y TEJ F BLA | .153 | (3.21) | 2.92 | 1.03 | (1.35) | 2.96 |
| 25 HILADOS Y TEJ F DUR | .459 | (.953) | 1.93 | .063* | (.148) | 1.36 |
| 26 OTRAS IND TEXTILES | .847 | (3.66) | 2.66 | .449 | (.647) | 2.87 |
| 27 PRENDAS DE VESTIR | .555 | (.367) | 1.50 | .25* | (.251) | 2.93 |
| 28 CUERO Y CALZADO | -.34 | (.964) | 2.07 | .118* | (.498) | 2.77 |
| 29 ASERRADEROS Y TRIP | .377* | (.024) | 1.62 | .410* | (.021) | 2.13 |
| 30 OTROS PROD DE MAD | .404* | (.189) | 1.56 | .235* | (.084) | 1.34 |
| 31 PAPEL Y CARTON | .236 | (.501) | 1.5 | 1.92 | (29.9) | 1.97 |
| 32 IMPRENTAS Y EDITO | .332* | (.114) | 1.57 | .457* | (.069) | 1.78 |
| 33 PETRÓLEO Y DERIVAD | 1.07 | (1.33) | 1.49 | .401* | (.194) | 1.45 |
| 34 PETROQUÍMICA BAS | -.117 | (1.78) | 1.54 | .271 | (.563) | 2.36 |
| 35 QUÍMICA BÁSICA | .39* | (.204) | 1.63 | .261* | (.128) | 1.61 |
| 36 ABONOS Y FERTILIZAN | .13* | (.09) | 2.57 | .174* | (.291) | 2.45 |
| 37 RESINAS SINTE Y FIB | .236* | (.104) | 1.92 | .231* | (.079) | 1.89 |
| 38 PRODUCTOS FARMACEU | 1.77 | (7.09) | 1.71 | .681 | (.642) | 1.46 |

| | | | | | | |
|------------------------|-------|---------|------|-------|---------|------|
| 39 JABONES DET Y COSM | .408 | (.395) | 2.53 | -3.14 | (52.16) | 1.64 |
| 40 OTROS PROD QUIM | .413* | (.165) | 2.28 | .311* | (.120) | 1.9 |
| 41 PRODUCTOS DE HULE | .490 | (.588) | 3.02 | .431 | (.484) | 2.92 |
| 42 ARTICULOS DE PLAST | 1.33 | (.986) | 1.62 | .857 | (.404) | 1.96 |
| 43 VIDRIO Y PROD VID | .465* | (.137) | 1.75 | .533* | (.131) | 1.9 |
| 44 CEMENTO | .248* | (.114) | 1.41 | .598 | (.378) | 1.69 |
| 45 PRO. DE MIN NO MET | .539 | (.572) | 2.42 | .987 | (1.162) | 2.37 |
| 46 IND BAS HIER Y ACE | .103* | (.242) | 1.71 | .232* | (.094) | 1.54 |
| 47 IND BAS MET NO FERR | .091* | (.112) | 2.15 | 5.23 | (189.1) | 2.47 |
| 48 MUEBLES METALICOS | 1.3 | (4.59) | 1.4 | .306* | (.217) | 1.82 |
| 49 PRODUCTOS METAL EST | -.07 | (1.88) | 1.84 | 3.0 | (32.05) | 1.17 |
| 50 OTR PROD MET EXC MA | 1.99 | (50.64) | 1.72 | .935 | (3.55) | 1.79 |
| 51 MAQ Y EQ NO ELECT | .27* | (.143) | 1.68 | .358* | (.187) | 1.92 |
| 52 MAQ Y APA ELÉCTRICO | .637 | (.525) | 1.56 | .408* | (.075) | 1.77 |
| 53 APARATOS ELEC-DOM | -2.6 | (19.3) | 1.1 | .106* | (.241) | 1.24 |
| 54 EQ Y APA ELECTRON | .128* | (.364) | 1.86 | .541 | (.678) | 1.16 |
| 55 EQ Y APA ELÉCTRICO | .57* | (.230) | 1.7 | .653 | (.373) | 1.77 |
| 56 AUTOMOVILES | .031* | (.449) | .82 | .223* | (.127) | 1.81 |
| 57 CARRO, MOT, PART Y | .555 | (.469) | 1.74 | .331* | (.067) | 1.87 |
| 58 EQ Y MAT TRANSP | .184* | (.46) | 2.60 | .746 | (1.12) | 2.41 |
| 59 OTRAS IND MANUF | -42.3 | (3297) | 1.46 | .360* | (.162) | 1.95 |

Nota: Los coeficientes con asterisco rechazan la hipótesis H_0 precio igual a costo marginal al 10 porciento de significancia.

Es de esperarse que la liberalización comercial implementada a partir de 1987 haya tenido impactos significativos sobre la dinámica de la productividad total de los factores. Por esta razón introducimos una *dummy* con un valor de 1 para los tres últimos años de observaciones con el fin de captar el cambio de tendencia en el crecimiento de la ptf. Los resultados fueron prácticamente los mismos. Tanto para el crecimiento del PIB contemporáneo, como para el crecimiento del PIB rezagado, las *dummies* no fueron significativas estadísticamente y los resultados de las estimaciones prácticamente no variaron.

La estimación con varios instrumentos reduce el error estándar de la regresión. Con ese objetivo corrimos 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 2¹⁶. En 35 sectores manufactureros se rechaza la hipótesis de competencia perfecta. En 34 de ellos ya se había rechazado la hipótesis de competencia perfecta en las regresiones expuestas en el Cuadro 1. Para la rama de jabones detergentes y cosméticos (rama 39), la combinación lineal del crecimiento del PIB contemporáneo y del PIB rezagado surge como un mejor instrumento correlacionado con las fluctuaciones de esta rama. Esta combinación lineal nos permite rechazar la hipótesis de competencia perfecta.

También se introdujeron *dummies* a las regresiones con los dos instrumentos. El objetivo fue el mismo, checar si la apertura comercial impacta en la tasa de crecimiento promedio de la ptf. Excepto por la rama de azúcar (rama 16), las *dummies* fueron no significativas. Para la rama de azúcar la *dummy* resultó significativamente negativa. Además, a diferencia de las regresiones sin *dummy*, se rechazó la hipótesis de competencia perfecta. La *dummy* captó el cambio de tendencia en el crecimiento de la ptf que ocurrió a partir de 1988 y permitió rechazar la hipótesis de competencia perfecta.

Para las regresiones con dos instrumentos encontramos que las ramas que muestran coeficientes significativos son las apuntadas más arriba en la interpretación del cuadro 1 además de la rama de cuero y calzado (rama 28). Al igual que con la rama de alimentos para

¹⁶ Para varios instrumentos, el inverso de β ya no corresponde con nuestra estimación de δ . Sin embargo las diferencias son muy pequeñas. En el cuadro 2 se estima δ para poder comparar con el Cuadro 1.

animales, la rama de cuero y calzado presenta una δ muy pequeña. Este resultado muestra que la correlación entre la combinación lineal de instrumentos y el incremento en la relación trabajo capital (ponderada) es muy baja, confirmando la presencia de trabajo atesorado en esta rama.

Si calculamos el inverso de δ , $\beta = \frac{D}{C}$ para las ramas en que se rechaza la hipótesis de competencia perfecta, notaremos que para 23 rama el coeficiente β es menor o igual a 4. En 19 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, tendremos que 11 ramas se encuentran en este caso (incluimos aquí las ramas de alimentos para animales y cuero y calzado).

Los resultados del cuadro 1 y los resultados de cuadro 2 presentan bastante evidencia a favor de la hipótesis de poder de mercado en el sector manufacturero mexicano.

Cuadro 2

| | INSTRUMENTO COMBINACIÓN | | LINEAL DEL * PIB t |
|------------------------|-------------------------|-------------|--------------------|
| | Y DEL * PIB t-1 | | |
| | δ | (error std) | D.W. |
| 11 CARNES Y LACT | .351* | (.202) | 2.19 |
| 12 FRUTAS Y LEGUMBRES | .653 | (.387) | 2.11 |
| 13 MOLIENDA TRIGO | .438* | (.05) | 2.49 |
| 14 MOLIENDA NIXTAMAL | .087* | (.17) | 1.52 |
| 15 BENEFI Y MOL CAFE | .136* | (.08) | 3.06 |
| 16 AZUCAR | .069 | (.593) | .68 |
| 17 ACELITES Y GRASA CO | .078* | (.034) | 1.66 |
| 18 ALIMENTOS ANIMALES | -.0008* | (.173) | 1.54 |
| 19 OTROS PROD ALIM | .312* | (.046) | 1.12 |
| 20 BEBIDAS ALCOHOLICAS | .253* | (.119) | 1.88 |
| 21 CERVEZA Y MALTA | .561 | (3.94) | .88 |
| 22 REFRESCOS Y GAS | .709 | (.607) | 1.95 |
| 23 TABACO | -.53* | (.633) | 1.62 |
| 24 HILADOS Y TEJ F BLA | .914 | (1.25) | 2.96 |
| 25 HILADOS Y TEJ F DUR | .117* | (.119) | 1.68 |
| 26 OTRAS IND TEXTILES | .462* | (.641) | 2.96 |
| 27 PRENDAS DE VESTIR | .467* | (.215) | 1.67 |
| 28 CUERO Y CALZADO | -.138* | (.517) | 2.25 |
| 29 ASERRADEROS Y TRIP | .394* | (.014) | 1.99 |
| 30 OTROS PROD DE MAD | .306* | (.080) | 1.63 |
| 31 PAPEL Y CARTON | .267 | (.497) | 1.60 |
| 32 IMPRENTAS Y EDITO | .429* | (.052) | 1.84 |
| 33 PETROLEO Y DERIVAD | .477* | (.197) | 1.42 |
| 34 PETROQUIMICA BAS | .24 | (.535) | 2.31 |
| 35 QUIMICA BASICA | .302* | (.103) | 1.57 |
| 36 ABONOS Y FERTILIZAN | .133* | (.091) | 2.55 |
| 37 RESINAS SINTE Y FIB | .233* | (.064) | 1.90 |
| 38 PRODUCTOS FARMACEU | .805 | (.808) | 1.52 |
| 39 JABONES DET Y COSM | .368* | (.351) | 2.54 |
| 40 OTROS PROD QUIM | .375* | (.106) | 2.23 |
| 41 PRODUCTOS DE HULE | .458 | (.383) | 2.98 |

| | | | |
|------------------------|-------|--------|------|
| 42 ARTICULOS DE PLAST | .991 | (.385) | 1.83 |
| 43 VIDRIO Y PROD VID | .507* | (.097) | 1.86 |
| 44 CEMENTO | .258* | (.108) | 1.43 |
| 45 PRO. DE MIN NO MET | .74 | (.590) | 2.41 |
| 46 IND BAS HIER Y ACE | .199* | (.090) | 1.61 |
| 47 IND BAS MET NO FERR | .095* | (.118) | 2.14 |
| 48 MUEBLES METALICOS | .348* | (.212) | 1.77 |
| 49 PRODUCTOS METAL EST | .253 | (1.05) | 2.01 |
| 50 OTR PROD MET EXC MA | .96 | (3.65) | 1.79 |
| 51 MAQ Y EQ NO ELECT | .313* | (.108) | 1.9 |
| 52 MAQ Y APA ELECTRICO | .425* | (.076) | 1.77 |
| 53 APARATOS ELEC-DOM | .073* | (.261) | 1.18 |
| 54 EQ Y APA ELECTRON | .247* | (.250) | 1.79 |
| 55 EQ Y APA ELECTRICO | .600* | (.203) | 1.73 |
| 56 AUTOMÓVILES | .174* | (.124) | 1.1 |
| 57 CARRO, MOT, PART Y | .345* | (.065) | 1.92 |
| 58 EQ Y MAT TRANSP | .248* | (.399) | 2.61 |
| 59 OTRAS IND MANUF | .341* | (.155) | 1.91 |

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

PROBLEMAS A CONSIDERAR

Los cálculos anteriores no están exentos de problemas de medición y de rigideces en los mercados laborales y finales. A continuación seguimos a Hall (1988) al ennumerar algunos de los problemas más comunes que pueden significar un rechazo falso a la hipótesis de competencia perfecta o alterar nuestros resultados. Para un análisis más extenso 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) p640). 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. Bajo competencia perfecta el precio tendría que estar a ese nivel, haciendo crecer el valor del ponderador α ¹⁶ y contrarrestando así las pequeñas variaciones en el trabajo. Si α no aumenta y existe evidencia de trabajo atesorado, la conclusión lógica es la presencia de poder de mercado.

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, la segunda se refiere a una diferencia entre el número de horas realmente trabajadas y el número de horas calculadas como trabajadas para este documento¹⁷. 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.

¹⁶ De hecho, cuando existe competencia perfecta y trabajo atesorado el ponderador podría ser mayor que uno. Para detalles véase Hall (1988).

¹⁷ 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.

Los errores de medición en horas o esfuerzo pueden traducirse en un rechazo falso en 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 $\frac{\left(\frac{\dot{L}^*}{K}\right)}{\left(\frac{L^*}{K}\right)}$ 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:

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

Con $(1-\gamma) \frac{\left(\frac{\dot{L}}{K}\right)}{\left(\frac{L}{K}\right)}$ 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 (2), al bajar el producto pasará al revés. Además de nuestro error

original w ¹⁹, tendremos un nuevo error 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 prociclicidad²⁰. 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 $\beta = 1.5$, o inclusive mayor. De acuerdo a los resultados del Cuadro 2, en todos los casos los niveles de β inferidos a partir de nuestra estimación de δ son mayores a 1.5., y en algunos casos mucho mayores. Resulta poco posible que nuestros resultados se deban a errores de medición en la fuerza de trabajo.

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) hemos impuesto el supuesto de retornos constantes a escala. Si tuviéramos retornos crecientes, la ecuación (3) debería ser reescrita de la siguiente forma:

¹⁹ Por hipótesis este error no es procíclico.

²⁰ Recordemos que se escogen instrumentos con características procíclicas. Al aplicar variables instrumentales a la ecuación (3), obtendremos el valor de β tal que los errores estimados sean ortogonales a el instrumento. Si en el error hay características procíclicas por errores de medición, obtendremos un $\beta > 1$ para eliminar la prociclicidad.

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

δ 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 obtendremos una β mayor que 1 que nos permita hacer el error $(\alpha + \delta - 1) \frac{\dot{K}}{K} + w$ independiente de las fluctuaciones.

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 ociosa²¹. También es razonable suponer que en un boom se pone mucho capital en uso y por lo tanto su tasa de crecimiento esté por arriba del capital observado. Sin pérdida de generalidad podemos 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, $\frac{\dot{K}^*}{K^*} = \eta \frac{\dot{K}}{K}$. Bajo este escenario la ecuación (3) puede ser reescrita de la siguiente manera:

²¹ También es posible que las condiciones recesivas generen una mayor obsolescencia del capital, que aquella estimada por las estadísticas.

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

Con $(1-\eta)\frac{\dot{K}}{K}$ igual al error de medición. En un boom 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 $(1-\alpha)(1-\eta)\frac{\dot{K}}{K} + w$ independiente de las fluctuaciones económicas.

Eso se hará a través de estimar un $\beta > 1$. La razón 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 negativo²². 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 $(1-\alpha)(1-\eta)\left(\frac{\dot{K}}{K}\right) + w$. El razonamiento sobre el precio sombra del capital implica que errores de medición en el capital no afectan sensiblemente nuestras mediciones.

Precios fijos.

Existe bastante evidencia en torno a las rigideces de precios en el sector manufacturero. Si la demanda aumenta, el costo marginal

²² Recordemos nuestra discusión¹ sobre trabajo atesorado, en la que argumentamos que en una recesión el α se debería de ajustarse al alza.

aumenta y la empresa es competitiva y no aumenta sus precios, entonces α estará por encima de la verdadera elasticidad²³. Cuando la demanda sea baja y el precio sea rígido, éste estará por arriba del costo marginal y la α medida estará por debajo de la verdadera elasticidad. Cuando tengamos 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.

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

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

Como $\mu > 1$ en un boom la productividad medida se subestimarán en un boom. En una recesión $\mu < 1$ y la productividad medida se

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

sobreestimarán. El nuevo residual, , no será procíclico. La aplicación de variables instrumentales a la ecuación anterior no implicará un rechazo falso a la hipótesis de competencia.

²³ 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 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 lo tanto $\alpha^* = \alpha$ siempre, aunque los precios sean rígidos.

Contratos Salariales de Largo Plazo

Una situación semejante sucederá con contratos de largo plazo salariales en los que la α no fluctúa, si durante las recesiones a los trabajadores se les paga por encima del producto marginal, el α medido estará por encima de α^* , cuando haya 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 abajo 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 estimación.

CONCLUSIONES

Este trabajo constituye una aplicación a 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 ptf, tal y como la definió Solow. En vez de partir de los supuestos de competencia perfecta, optimización y rendimientos constantes a escala para identificar la ptf²³. Se hace el supuesto de que la ptf no es procíclica, pero se mantienen los supuestos de optimización y rendimientos constantes para así poder identificar el nivel de poder de mercado y probar la hipótesis de competencia perfecta²⁴.

Es interesante resaltar que esta metodología implica una nueva metodología para medir la ptf. Una vez que aplicamos variables instrumentales, la tasa de crecimiento de la ptf será la suma de la constante estimada \bar{A} y los errores estimados \hat{w} .

En la agenda para futuras investigaciones está la posibilidad de calcular el precio de renta del capital. Ésto nos permitiría inferir el precio sombra. Al obtener el precio sombra es posible extender ésta 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.

Los resultados muestran extensa evidencia de poder de mercado en el sector manufacturero mexicano²⁵. De acuerdo a los resultados, 35 sectores manufactureros tienen poder de mercado (tomando como instrumento la combinación lineal del crecimiento del PIB contemporáneo y del PIB rezagado). 23 ramas muestran un *mark-up* menor a 4 y 19 ramas menor a 3.5. Encontramos que 11 ramas presentan evidencia de trabajo atesorado (definido como $\beta > 4$). 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

²³ A la manera como lo hizo Solow (1957).

²⁴ Esta es la idea desarrollada por Hall (1988).

²⁵ De acuerdo a nuestro razonamiento sobre los errores de medición del trabajo y del capital, resulta implausible que estos expliquen el rechazo a la hipótesis de competencia perfecta.

mexicano.

APÉNDICE

En este apéndice 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 $\beta > 1$, se debe a los errores de medición del factor trabajo. Partiendo 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 solo incluye constante consistente con nuestro supuesto apuntado en (2'). Después se calcula de nuevo otros residuos de Solow a partir de (4) y suponiendo 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 suponiendo que $\beta = 1.5$ ($\beta = 2.5$), de los errores de la regresión obtenida suponiendo que $\beta = 1$. El procedimiento no supone que la η de la ecuación en (4) es constante. En las siguientes dos gráficas se ilustran los errores de medición inferidos a partir de este procedimiento para la rama de automóviles²⁶ (rama 56) y se les gráfica 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 la $\beta = 1.5$. La variable *errormea* corresponde a los errores de medición cuando $\beta = 2.5$. La tasa de crecimiento de la relación trabajo capital ponderada por α 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*.

²⁶ Se siguió el mismo procedimiento para otras ramas obteniéndose resultados similares.

FUENTES ESTADÍSTICAS

Se utilizaron los datos del PIB sectorial publicados por el INEGI en el Sistema de Cuentas Nacionales a precios constantes. A estos datos se les ajustó por transferencias e impuestos indirectos. Las horas trabajadas fueron obtenidas 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. Las remuneraciones también se obtuvieron de las Cuentas Nacionales publicadas por el INEGI. Los acervos de capital se obtuvieron de la encuesta publicada por el Banco de México.

BIBLIOGRAFÍA:

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.

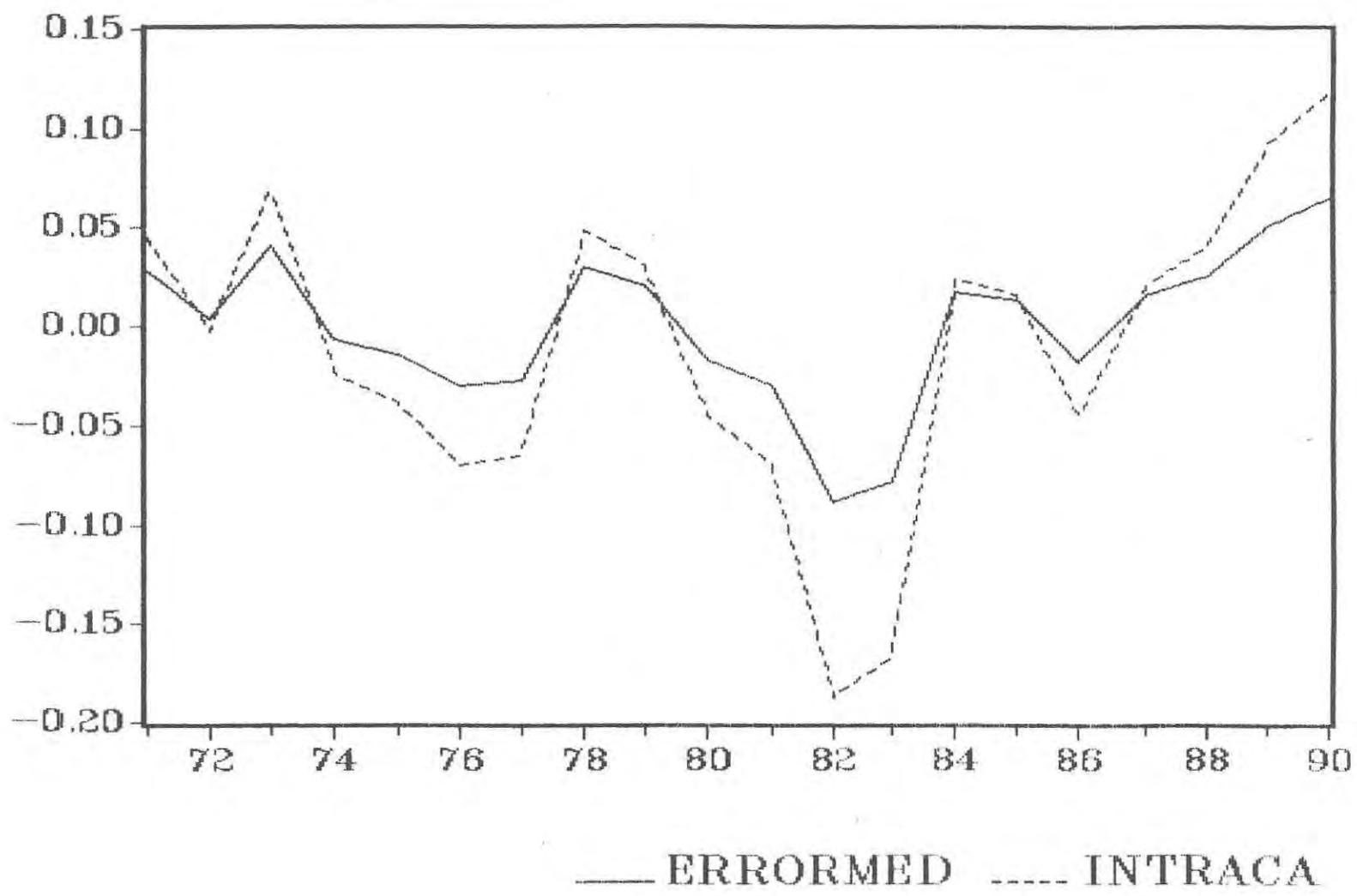
Hall, R. (1986 (a)). "The Relation Between Price and Marginal Cost in the U.S. Industry", Working Paper No. 1785, National Bureau of Economic Research.

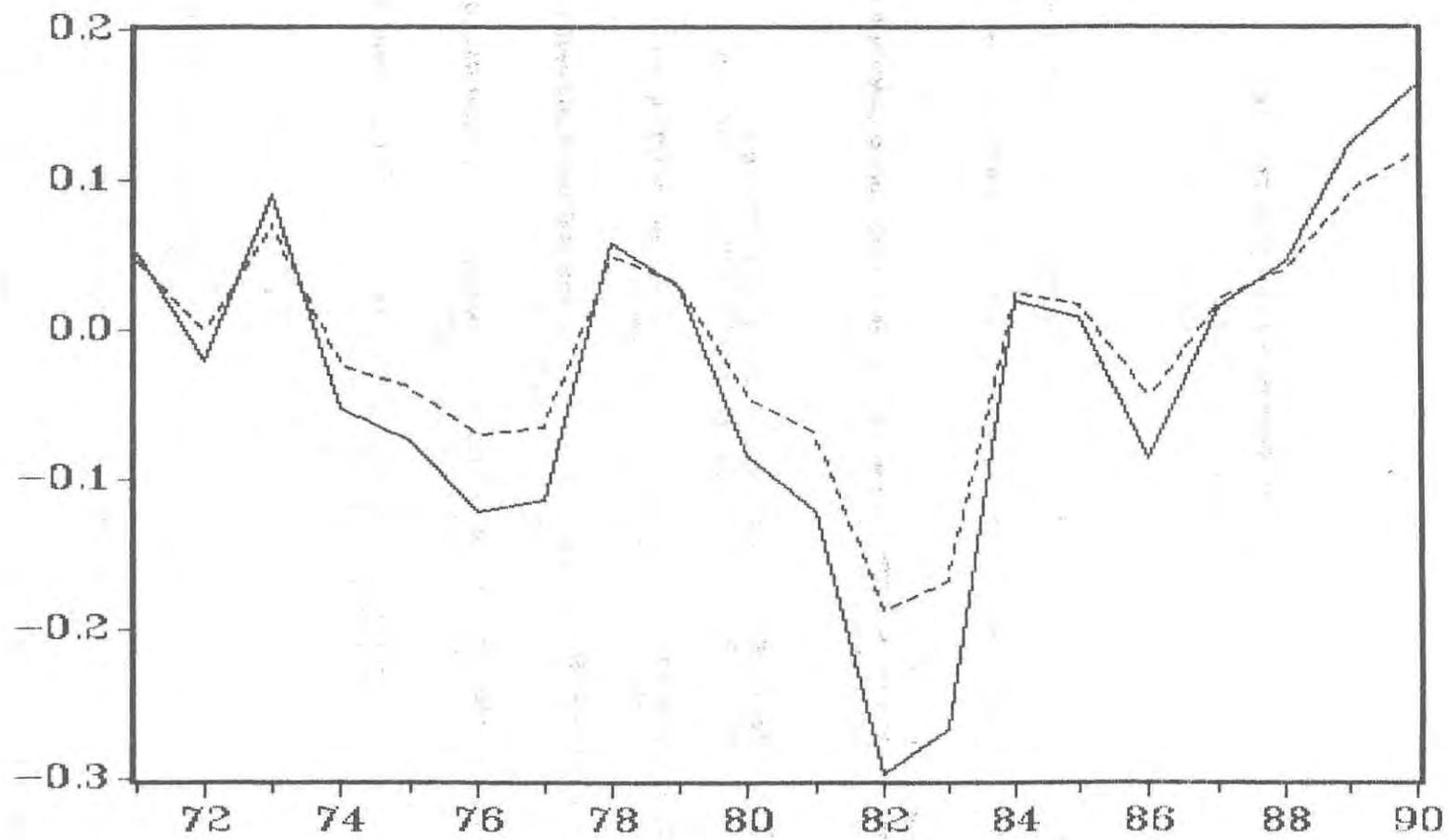
Hall, R. (1986 (b)). "Market Structure and Macro Fluctuations", *Brookings Papers on Economic Activity*, pp. 285-322.

Hall, R. (1988). "The Relation between Price and Marginal Cost in U.S. Industry", *Journal of Political Economy*, vol. 96, pp. 921-947.

Kamien, M., y N. Schwartz (1982). "Market Structure and Innovation." Cambridge, Cambridge University Press.

Solow, R. (1957). "Technical Change and the Aggregate Production Function", *Review of Economics and Statistics*, vol. 39, pp. 312-320.





— ERRORMEA ---- INTRACA

SERIE DOCUMENTOS DE TRABAJO
Centro de Estudios Económicos
EL Colegio de México

Los siguientes documentos de trabajo de publicación reciente pueden solicitarse a:

The following working papers from recent year are still available upon request from:

Rocío Contreras,
Centro de Documentación, Centro de Estudios Económicos, El Colegio de México A.C.,
Camino al Ajusco # 20 C.P. 01000 México, D.F.

- 90/I Ize, Alain. *Trade liberalization, stabilization, and growth: some notes on the mexican experience.*
- 90/II Sandoval, Alfredo. *Construction of new monetary aggregates: the case of Mexico.*
- 90/III Fernández, Oscar. *Algunas notas sobre los modelos de Kalecki del ciclo económico.*
- 90/IV Sobarzo, Horacio. *A consolidated social accounting matrix for input-output analysis.*
- 90/V Urzúa, Carlos. *El déficit del sector público y la política fiscal en México, 1980 - 1989.*
- 90/VI Romero, José. *Desarrollos recientes en la teoría económica de la unión aduanera.*
- 90/VII García Rocha, Adalberto. *Note on mexican economic development and income distribution.*
- 90/VIII García Rocha, Adalberto. *Distributive effects of financial policies in Mexico.*
- 90/IX Mercado, Alfonso and Taeko Taniura. *The mexican automotive export growth: favorable factors, obstacles and policy requirements.*
- 91/I Urzúa, Carlos. *Resuelve: a Gauss program to solve applied equilibrium and disequilibrium models.*

- 91/II Sobarzo, Horacio. *A general equilibrium analysis of the gains from trade for the Mexican economy of a North American free trade agreement.*
- 91/III Young, Leslie and José Romero. *A dynamic dual model of the North American free trade agreement.*
- 91/IV Yúnez, Antonio. *Hacia un tratado de libre comercio norteamericano; efectos en los sectores agropecuarios y alimenticios de México.*
- 91/V Esquivel, Gerardo. *Comercio intraindustrial México - Estados Unidos.*
- 91/VI Márquez, Graciela. *Concentración y estrategias de crecimiento industrial.*
- 92/I Twomey, Michael. *Macroeconomic effects of trade liberalization in Canada and Mexico.*
- 92/II Twomey, J. Michael. *Multinational corporations in North America: Free trade intersections.*
- 92/III Izaguirre Navarro, Felipe A. *Un estudio empírico sobre solvencia del sector público: El caso de México.*
- 92/IV Gollás, Manuel y Oscar Fernández. *El subempleo sectorial en México.*
- 92/V Calderón, Angel. *The dynamics of real exchange rate and financial assets of privately financed current account deficits.*
- 92/VI Esquivel, Gerardo. *Política comercial bajo competencia imperfecta: Ejercicio de simulación para la industria cervecera mexicana.*
- 93/I Fernández, Jorge. *Debt and incentives in a dynamic context.*
- 93/II Fernández, Jorge. *Voluntary debt reduction under asymmetric information.*
- 93/III Castañeda, Alejandro. *Capital accumulation games.*
- 93/IV Castañeda, Alejandro. *Market structure and innovation a survey of patent races.*
- 93/V Sempere, Jaime. *Limits to the third theorem of welfare economics.*
- 93/VI Sempere, Jaime. *Potential gains from market integration with individual non-convexities.*

- 93/VII Castañeda, Alejandro. *Dynamic price competition in inflationary environments with fixed costs of adjustment.*
- 93/VIII Sempere, Jaime. *On the limits to income redistribution with poll subsidies and commodity taxation.*
- 93/IX Sempere, Jaime. *Potential gains from integration of incomplete markets.*
- 93/X Urzúa, Carlos. *Tax reform and macroeconomic policy in Mexico.*
- 93/XI Calderón, Angel. *A stock-flow dynamic analysis of the response of current account deficits and GDP to fiscal shocks.*
- 93/XII Calderón, Angel. *Ahorro privado y riqueza financiera neta de los particulares y de las empresas en México.*
- 93/XIII Calderón, Angel. *Política fiscal en México.*
- 93/XIV Calderón, Angel. *Long-run effects of fiscal policy on the real levels of exchange rate and GDP.*
- 93/XV Castañeda, Alejandro. *On the invariance of market innovation to the number of firms. The role of the timing of innovation.*
- 93/XVI Romero, José y Antonio Yúnez. *Cambios en la política de subsidios: sus efectos sobre el sector agropecuario.*
- 94/I Székely, Miguel. *Cambios en la pobreza y la desigualdad en México durante el proceso de ajuste y estabilización.*
- 94/II Calderón, Angel. *Fiscal policy, private savings and current account deficits in Mexico.*
- 94/III Sobarzo, Horacio. *Interactions between trade and tax reform in Mexico: Some general equilibrium results.*
- 94/IV Urzúa, Carlos. *An appraisal of recent tax reforms in Mexico.*
(Corrected and enlarged version of DT. núm. X-1993)
- 94/V Sáez, Raúl and Carlos Urzúa. *Privatization and fiscal reform in Eastern Europe: Some lessons from Latin America.*
- 94/VI Feliz, Raúl. *Terms of trade and labour supply: A revision of the Laursen-Metzler effect.*
- 94/VII Feliz, Raúl and John Welch. *Cointegration and tests of a classical model of inflation in Argentina, Bolivia, Brazil, Mexico, and Peru.*

- 94/VIII Sempere, Jaime. *Condiciones para obtener ganancias potenciales de liberalización de comercio.*
- 94/IX Sempere, Jaime y Horacio Sobarzo. *La descentralización fiscal en México: Algunas propuestas.*
- 94/X Sempere, Jaime. *Are potential gains from economic integration possible with migration?.*
- 94/XI Gollás, Manuel. *México 1994. Una economía sin inflación, sin igualdad y sin crecimiento.*
- 95/I Schettino, Macario. *Crecimiento económico y distribución del ingreso.*
- 95/II Schettino, Macario. *A function for the Lorenz curve.*
- 95/III Székely, Miguel. *Economic Liberalization, Poverty and Income Distribution in Mexico.*
- 95/IV Taylor, Edward y Antonio Yúnez. *Impactos de las reformas económicas en el agro mexicano: Un enfoque de equilibrio general aplicado a una población campesina.*
- 95/V Schettino, Macario. *Intuition and Institutions: The Bounded Society.*
- 95/VI Bladt, Mogens. *Applied Time Series Analysis.*
- 95/VII Yúnez Naude, Antonio y Fernando Barceinas. *Modernización y el mantenimiento de la biodiversidad genética en el cultivo del maíz en México.*
- 95/VIII Urzúa, Carlos M. *On the Correct Use of Omnibus Tests for Normality.*
- 95/IX Castañeda, Alejandro. *Market Structure and Innovation with Multiproject Firms. The Role of the Timing of Innovation.*
- 95/X Urzúa, Carlos M. *Omnibus Tests for Multivariate Normality of Observations and Residuals.*
- 96/I Castañeda, Alejandro. *Poder de mercado en el sector manufacturero mexicano. Estimación con variables instrumentales.*