
PODER DE MERCADO Y DISTRIBUCIÓN FUNCIONAL DEL INGRESO EN ARGENTINA. UNA NUEVA APROXIMACIÓN METODOLÓGICA

POR DEMIÁN PANIGO* Y FERNANDO TOLEDO**

1. Introducción

La génesis de la relación entre grado de monopolio y distribución funcional del ingreso se encuentra en los escritos clásicos, especialmente en los que siguen la línea de Marx [1867](1994), Lenin [1916](1948), Luxembourg [1913](2003), o algunos de sus discípulos (por ejemplo, Baran y Sweezy, 1966). Sin embargo, debido a la marginalización académica de los textos marxistas, no es sino hasta la difusión de las contribuciones poskeynesianas de Kalecki, Robinson y algunos de sus seguidores (principalmente Steindl, 1945) que buena parte de los economistas contemporáneos retoman el análisis distributivo haciendo hincapié en la importancia del poder de mercado.

En Argentina, la Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales (FLACSO) ha constituido un espacio de investigación permanente en lo que al análisis de la concentración industrial se refiere.¹ En este sentido, los estudios de Azpiazu, Basualdo y sus colaboradores examinan directa o indirectamente el grado de monopolio (o poder de mercado) a partir de algún indicador de concentración de la estructura productiva (tal como el índice de Hirschman-Herfindahl), enfoque consistente con el paradigma «estructura-conducta-performance» popularizado por Bain (1956).

Más allá de la innovación y originalidad de tales investigaciones, son escasas las referencias que pueden encontrarse en las mismas al respecto de la relación existente entre estructura de mercado (grado de competencia) y distribución funcional del ingreso. Intentando cubrir parte de este vacío teórico, y considerando las críticas de Farrell y Shapiro (1990)² al uso de indicadores de concen-

*UNLP, PSE-ENS, CEIL-PIETTE del CONICET

**UNLP, CEIL-PIETTE del CONICET

¹ Ver, por ejemplo, Azpiazu y Khavisse (1983), Azpiazu y Basualdo, (1989), Basualdo y Khavisse (1993), Basualdo (1995), Azpiazu (1998), Basualdo (2000), Azpiazu y Basualdo (2001), o Azpiazu, Basualdo y Khavisse (2004).

² Véanse también los trabajos de Demsetz (1973), Baumol (1982), Baumol y otros (1982), Sutton (1991), *Federal Trade Commission* (1992), o *European Commission* (1998).

tracción como *proxies* de poder de mercado, el objetivo del presente trabajo es implementar un enfoque metodológico alternativo para evaluar la incidencia del grado de monopolio sobre la participación de los asalariados en el PBI argentino entre 1994 y 2005.

La estructura del trabajo es la siguiente. En la sección 2 se desarrolla el marco teórico del documento con una breve síntesis de los principales aportes de Kalecki y Robinson en torno a la relación existente entre poder de mercado y distribución funcional del ingreso. La sección 3 presenta una descripción de la base de datos y la metodología a utilizar en el análisis empírico de la sección 4, en donde se incluyen adicionalmente diversos análisis de sensibilidad para corroborar la robustez de los resultados. A continuación, el documento finaliza con las conclusiones y las referencias bibliográficas

2. Marco teórico

Uno de los aportes poskeynesianos más relevantes para la temática aquí examinada consiste en haber recuperado la tradición iniciada por Marx (op. cit.), Lenin (op. cit.) y Luxembourg (op. cit.) en lo que respecta a la relación entre poder de mercado y distribución funcional del ingreso. Las diversas contribuciones de Kalecki y Robinson resultan particularmente esclarecedoras para comprender que, allí donde la norma es la competencia imperfecta, habrá necesariamente explotación de la mano de obra y, consecuentemente que, cuanto mayor sea el grado de monopolio, menor será la participación de los asalariados en el nivel de producción.

Partiendo del concepto de grado de monopolio originariamente desarrollado por Lerner (1934):

$$\mu = \frac{p - m}{p} \quad (1)$$

donde μ denota el grado de monopolio empresarial, p los precios fijados por las empresas y m los costos marginales de producción en el corto plazo, la visión kaleckiana tradicional plantea que la participación de los capitalistas en el ingreso (B/Y) depende positivamente de dos variables cruciales (ver Kalecki, 1938): el grado de monopolio y el cociente entre el valor bruto de producción y el ingreso (T/Y):

$$\frac{B}{Y} = (\mu) \frac{T}{Y} \quad (2)$$

Por su parte, adoptando una perspectiva microeconómica que perfecciona la crítica de Sraffa (1925) a la teoría marshalliana de los precios, Robinson [1933](1946) sostiene que, al levantar el supuesto de competencia perfecta en el

mercado de bienes, existirá una explotación monopólica de la mano de obra proporcional a la diferencia existente entre el valor y el ingreso del producto marginal del factor trabajo.

Por tanto, aún cuando prevalezcan condiciones competitivas en el mercado de factores, el supuesto sobre la elasticidad precio de la demanda de bienes resulta esencial para definir el grado de explotación monopólica. Las propias palabras de Robinson contribuyen a esclarecer esta cuestión (Robinson, op. cit.: 362):

“El grado que alcance la explotación de los factores dependerá de la elasticidad de la demanda de los bienes. [...] la razón del ingreso marginal al precio es igual a $(\epsilon - 1 / \epsilon)$, donde μ es la elasticidad de la demanda. Resulta, por tanto, que cuanto menor sea la elasticidad precio de la demanda para los distintos bienes, mayor será el grado de explotación”.

En pos de corroborar la validez empírica para el caso argentino de la hipótesis poskeynesiana compartida por Kalecki y Robinson (la existencia de una relación negativa entre poder de mercado y participación de los asalariados en el PBI), la siguiente sección describe la base de datos y la metodología utilizadas para efectuar las estimaciones estadísticas y econométricas.

3. Base de datos y metodología

Desde un punto de vista teórico, la relación existente entre grado de monopolio y distribución funcional del ingreso es bastante sencilla e intuitiva. Sin embargo, la aproximación empírica de dicha relación involucra un problema esencial: el grado de monopolio no es una variable directamente observable. Es por ello que la misma debe ser aproximada mediante algún otro indicador que, correlacionado directa o indirectamente a través de ciertos supuestos teóricos, permita dar cuenta de la evolución de la variable latente.³

³ En el seno del presente trabajo, la evaluación empírica de la relación existente entre grado de monopolio y distribución funcional del ingreso requiere conocer las hojas de balance de las firmas que cotizan en Bolsa. Para ello, se ha elaborado una base de datos de panel que contiene información contable (de frecuencia trimestral y expresada en dólares corrientes) proveniente de diversas empresas que cotizan en el Mercado de Valores de la Ciudad de Buenos Aires, cubriendo el período 1994-2005 con 2209 observaciones finales para 71 firmas. Por su parte, para construir la serie de distribución funcional del ingreso, se utilizó como *proxy* de la participación de los asalariados en el PIB a una serie combinada que surge de los estudios de Lindenboim y otros (2005) y Félix y Pérez (2004). Es dable mencionar que esta variable no incluye los ingresos de cuentapropistas. Finalmente, las estadísticas recientemente difundidas por la Dirección de Cuentas Nacionales del Ministerio de Economía y Producción de

Durante años, la variable *proxy* utilizada para aproximar el poder de mercado ha sido algún tipo de indicador de concentración de la estructura productiva (índice de Herfindahl-Hirschman) debido a la notable aceptación alcanzada por el paradigma de “estructura-conducta-performance” desarrollado por Bain (op. cit.).⁴ Sin embargo, la literatura más reciente ha cuestionado radicalmente esta aproximación, señalando dos críticas sustanciales: i) en economías globalmente integradas, resulta particularmente difícil establecer cuál es el mercado relevante para calcular el índice de concentración y, lo que es más importante aún, ii) para establecer cuál es el poder de mercado efectivo, no importa realmente cuantas firmas operan en un segmento particular, sino más bien su comportamiento real.

Una aproximación alternativa, crecientemente popular en la rama de organización industrial, es la que computa el poder de mercado en base a una *proxy* de la movilidad intersectorial de capitales.⁵ Bajo la hipótesis clásica de que en una economía predominantemente competitiva la movilidad de los capitales reguladores asegura que los diferenciales de rentabilidad entre sectores y firmas desaparezcan rápidamente, este enfoque plantea que el poder de mercado es inversamente proporcional al grado de persistencia de las rentabilidades relativas.⁶

La metodología estándar para este enfoque consiste utilizar diversos estimadores de panel a efectos de obtener los coeficientes de una ecuación autorregresiva para la rentabilidad relativa de cada firma, focalizando el análisis sobre el coeficiente relacionado al primer rezago de la variable dependiente (persistencia de corto plazo) y sobre el resultado del test F relacionado a la significatividad de los efectos individuales (heterogeneidad individual no observable asociada a los diferenciales de rentabilidad relativa de largo plazo entre las distintas firmas del panel).

Formalmente, el modelo a estimar es el siguiente:

$$(EBITDA_{i,t} - \overline{EBITDA}_i) = p(EBITDA_{i,t-1} - \overline{EBITDA}_{t-1}) + \mu_i + v_t \quad (3)$$

donde los sub-índices *i* y *t* identifican la firma y la fecha, $EBITDA_i$ es la tasa

la República Argentina permitirán el desarrollo futuro de un análisis de sensibilidad de los resultados aquí obtenidos a partir de una *proxy* más apropiada para la variable distributiva.

⁴ Como ejemplos de este enfoque se destacan las contribuciones de Domowitz y otros (1986), o Schmalensee y Willing (1989).

⁵ El enfoque de las elasticidades (desarrollado, entre otros, por Bresnahan, 1982, Porter, 1983, Baker y Bresnahan, 1988, o Scheffman y Spiller, 1987), no implementado en la presente investigación, puede verse como una tercera aproximación alternativa para el análisis empírico del grado de monopolio, tal y como enfatiza Motta (2004).

⁶ Como referencias obligadas para esta perspectiva ver Mueller (1986, 1990), Schohl (1990), Goddard y Wilson (1999), o Glen y otros (2001).

de rentabilidad de la firma i antes de impuestos, intereses y amortizaciones, $EBITDA$ es el promedio simple (entre las distintas firmas) de la misma variable (de manera que $(EBITDA_{i,t} - EBITDA_i)$ es la rentabilidad relativa de la firma i en el momento t).

En la ecuación (3), el coeficiente autorregresivo \hat{A} es el parámetro de interés, representando al grado de persistencia promedio (entre las firmas) de las rentabilidades relativas examinadas, en tanto que las constantes individuales μ_i (estimadas por efectos fijos o efectos aleatorios) dan cuenta de los diferenciales de largo plazo en dichas rentabilidades. Finalmente, v_t representa los errores de estimación del modelo.

Siguiendo el procedimiento de triangulación metodológica (o análisis de sensibilidad) desarrollado por Grandes y otros (2007), se compararon los resultados obtenidos a partir de efectos aleatorios (RE), efectos fijos (FE), efectos fijos con corrección por autocorrelación (FE-AR), efectos aleatorios con corrección por autocorrelación (RE-AR) y mínimos cuadrados generalizados (GLS-FE y GLS-RE).⁷

Adicionalmente, como chequeo de robustez complementario, se examinó la persistencia de las rentabilidades relativas a través de los coeficientes de autocorrelación tradicionales (Pearson y Spearman) y las matrices de transición construidas a partir de la evolución temporal de la pertenencia de las distintas firmas a los grupos de baja, media y elevada rentabilidad (definidos a partir de los percentiles 25 y 75 de la distribución de rentabilidades relativas para cada momento del tiempo).

Una vez examinada la robustez de los resultados, se construyó una serie de tiempo para el coeficiente ρ a través de la estimación *rolling* (con ventanas móviles de 16 trimestres) de la ecuación (3), utilizando el estimador de panel más apropiado según los diversos test de especificación (no por ello descono-

⁷ La idea de examinar los resultados de distintos estimadores, en lugar de elegir un estimador en particular en base a los resultados de una secuencia de tests de especificación, radica en la debilidad de los tests en contextos de muestras pequeñas y la invalidez de los mismos cuando sus supuestos subyacentes (usualmente restrictivos) no son aplicables a la muestra en cuestión. En efecto, aún cuando se apliquen: 1) el test de Hausman (1978) para chequear la consistencia del estimador de efectos aleatorios, 2) el test de Wooldridge para examinar la existencia de correlación serial, 3) el test de Wald modificado para evaluar la existencia de heterocedasticidad (ver Green, 2000), o 4) el test de significatividad global de los efectos individuales (o heterogeneidad individual no observable), no es posible afirmar con certeza cuál de los estimadores es el más apropiado debido a que cada uno de los tests previamente mencionados presenta diversos problemas y debilidades (ver al respecto, Grandes y otros, op. cit.). Es por ello que en la sección empírica se aplicó un análisis de sensibilidad que hizo posible diferenciar los resultados robustos de los inestables.

ciendo que dichos tests tienen bajo poder para muestras pequeñas y que, por lo tanto, posteriores investigaciones deberían incluir un análisis de sensibilidad adicional que permita obtener series *rolling* de \hat{A} en base a otros estimadores de panel).

En una instancia final, se estimó la siguiente ecuación:

$$\left(\frac{WL}{PBI}\right)_t = a + bp_{t,t-16}^{roll} + ct + I_t^{criss} + \epsilon_t \tag{4}$$

a efectos de explicar la evolución de la participación de los asalariados en el producto

$$\left(\frac{WL}{PBI}\right)$$

en función de la estimación *rolling* de $p_{t,t-16}^{roll}$, una constante (a), una tendencia (t) y una variable *dummy* para el período 2002-2005 (fase aguda de la crisis y años posteriores).

4. Resultados empíricos

Siguiendo los preceptos metodológicos previamente descriptos, se presentan inicialmente los resultados econométricos correspondientes a la estimación de la ecuación (3) para distintos sub-períodos históricos: pre-crisis (1994-1998), crisis (1999-2002) y expansión pos-crisis (2003-2005).

Tabla 1. Estimación de la persistencia de las rentabilidades relativas de los capitales reguladores. Resultados para el período expansivo pre-crisis (1994-1998)

	FE	RE	FE-AR	RE-AR	GLS-FE	GLS-RE
EBITDA(relativo) _{t-1}	0,055 [0,036]	0,248*** [0,034]	-0,175*** [0,036]	-0,086** [0,035]	0,120*** [0,035]	0,259*** [0,035]
Constante	0 [0,002]	0 [0,002]	0 [0,002]	0 [0,004]	-0,004 [0,004]	0 [0,001]
Observaciones	809	809	753	809	806	806
Firmas	56	56	53	56	53	53
R2	0,003	0,06	0,03	0,06		
Prob > F - [HINO]	0					
Prob > chi2 - [FE vs. RE]		0				
Log likelihood					1882,27	1749,75
Prob > chi2 - [HETERO]					0	
Test de Wooldridge			0			

Nota: en todos los casos la variable dependiente es la rentabilidad relativa (EBIT-DA relativo) de las firmas, calculado como el EBITDA de cada una de ellas en t menos el EBITDA promedio de todas las firmas en t . Los errores estándar de

las estimaciones se presentan entre corchetes debajo de los coeficientes respectivos. *** significa que la variable es significativa al 1% y ** que lo es al 5%.

Tabla 2. Estimación de la persistencia de las rentabilidades relativas de los capitales reguladores. Resultados para el período de crisis (1999-2002)

	FE	RE	FE-AR	RE-AR	GLS-FE	GLS-RE
EBITDA(relativo) _{t-1}	0,225*** [0,035]	0,470*** [0,031]	-0,223*** [0,034]	-0,135*** [0,033]	0,195*** [0,031]	0,478*** [0,029]
Constante	0 [0,002]	0 [0,002]	-0,001 [0,002]	0 [0,005]	0,014 [0,019]	0,001 [0,001]
Observaciones	973	973	9 06	973	973	973
Firmas	67	67	67	67	67	67
R2	0,043	0,19	0,05	0,19		
Prob > F - [HINO]	0					
Prob > chi2 - [FE vs. RE]		0				
Log likelihood					2183,21	2079,54
Prob > chi2 - [HETERO]					0	
Test de Wooldridge			0			

Nota: en todos los casos la variable dependiente es la rentabilidad relativa (EBITDA relativo) de las firmas, calculado como el EBITDA de cada una de ellas en t menos el EBITDA promedio de todas las firmas en t. Los errores estándar de las estimaciones se presentan entre corchetes debajo de los coeficientes respectivos. *** significa que la variable es significativa al 1%.

Tabla 3. Estimación de la persistencia de las rentabilidades relativas de los capitales reguladores. Resultados para el período de expansión pos-crisis (2003-2005)

	FE	RE	FE-AR	RE-AR	GLS-FE	GLS-RE
EBITDA(relativo) _{t-1}	0,065 [0,048]	0,643*** [0,034]	-0,131** [0,053]	0,372*** [0,042]	0,147*** [0,042]	0,665*** [0,032]
Constante	0 [0,002]	0 [0,003]	0 [0,002]	0 [0,004]	0,124*** [0,029]	-0,005*** [0,001]
Observaciones	426	426	362	426	425	425
Firmas	64	64	63	64	63	63
R2	0,005	0,45	0,02	0,45		
Prob > F - [HINO]	0					
Prob > chi2 - [FE vs. RE]		0				
Log likelihood					1102,21	989,51
Prob > chi2 - [HETERO]					0	
Test de Wooldridge			0			

Nota: en todos los casos la variable dependiente es la rentabilidad relativa (EBITDA relativo) de las firmas, calculado como el EBITDA de cada una de ellas en t menos el EBITDA promedio de todas las firmas en t. Los errores estándar de las estimaciones se presentan entre corchetes debajo de los coefi-

cientes respectivos. *** significa que la variable es significativa al 1% y ** que lo es al 5%.

El primer resultado general que se destaca es el rechazo la hipótesis nula de que todas rentabilidades relativas promedio de largo plazo sean iguales a cero (la $\text{Prob} > F - [\text{HINO}]$ es siempre igual a 0), de manera que no puede rechazarse la hipótesis alternativa de que existen diferenciales de largo plazo en las tasas de rentabilidad de las empresas examinadas.

Este primer indicio de poder de mercado (o barreras a la entrada) para todos los sub-períodos se complementa con el hallazgo de que, en base a la mayoría de los estimadores, el coeficiente de persistencia de las rentabilidades relativas (ρ) es positivo y significativamente distinto de cero.

Este resultado, sin embargo, es mucho más relevante para el período de crisis. Por el contrario, durante las expansiones, la persistencia de las rentabilidades relativas pareciera reducirse (siendo ello especialmente cierto para el período pre-crisis).

A partir de un análisis de sensibilidad inter-estimador, pareciera que el poder de mercado de las firmas ha crecido tendencialmente desde 1994 en adelante.

Sin embargo, debido a que los resultados econométricos de las tablas 1 a 3 son particularmente sensibles al método de estimación (especialmente para el período pos-crisis), se presentan a continuación dos enfoques alternativos (aunque menos rigurosos) para el análisis de la persistencia de las rentabilidades relativas de las firmas.

El primero de ellos (ver tabla 4) consiste en estimar los coeficientes de (auto)correlación de Pearson y Spearman (recordando que este último involucra la estimación de un coeficiente de autocorrelación ordinal) para la variable EBITDA relativa. A mayor correlación, mayor indicio de poder de mercado.

El segundo enfoque (ver tabla 5) radica en evaluar las probabilidades de transición de las firmas entre grupos alternativos de rentabilidad relativa definidos por los percentiles 25 y 75 de la función de distribución de las observaciones de dicha variable (de manera que quedan establecidos tres grupos de rentabilidad relativa: alta, media y baja). A mayor probabilidad general de transición, menor indicio de poder de mercado.

Tabla 4. Coeficiente de (auto)correlación del indicador de rentabilidad relativa

Período	Pearson	Spearman
1994-1998	0,249	0,266
1999-2002	0,439	0,352
2003-2005	0,674	0,657

Nota: el coeficiente de Pearson mide simplemente la correlación entre la rentabilidad relativa en t y la reportada en $t-1$, mientras que el coeficiente de Spearman mide la misma correlación, pero no respecto del nivel de la serie, sino del *ranking* derivado de la misma para cada momento del tiempo respecto del que se obtuvo en el período anterior.

Tabla 5. Probabilidades trimestrales promedio de transición entre distintos grupos de rentabilidad relativa

Período		Rent. Baja (t+1)	Rent. Promedio (t+1)	Rent. Elevada (t+1)
1994-1998	Rent. baja (t)	0,59	0,29	0,12
	Rent. promedio (t)	0,16	0,71	0,14
	Rent. Elevada (t)	0,15	0,30	0,55
	Prob. general		0,19	
1999-2002	Rent. baja	0,64	0,28	0,08
	Rent. promedio	0,14	0,69	0,17
	Rent. elevada	0,12	0,30	0,58
	Prob. general		0,18	
2003-2005	Rent. baja	0,73	0,21	0,06
	Rent. promedio	0,28	0,61	0,11
	Rent. elevada	0,11	0,21	0,68
	Prob. general		0,16	

Nota: en las distintas celdas se presentan las probabilidades trimestrales promedio de transición desde un grupo de rentabilidad relativa en t a otro en $t+1$ (nótese que por ello, las probabilidades sólo suman 1 a nivel horizontal). En el grupo rentabilidad baja se incluyen a todas las observaciones con una rentabilidad relativa inferior a -0.02 . Las observaciones correspondientes a rentabilidades relativas superiores o iguales a -0.02 e inferiores a 0.02 (los percentiles 25 y 75 de la distribución, respectivamente) se agrupan en la categoría de rentabilidad promedio. Finalmente, las observaciones con rentabilidades relativas iguales o superiores a 0.02 están comprendidas en el grupo de rentabilidad elevada.

Como se observa en las tablas precedentes, los enfoques estadísticos alternativos al análisis econométrico reproducen en gran medida los resultados de las tablas 1, 2 y 3, con una evolución de la persistencia de las rentabilidades relativas que aumenta con la crisis, para luego seguir creciendo durante el último período.

Para obtener una estimación más precisa de la dinámica de nuestra variable de interés (poder de mercado, aproximado por la persistencia de las rentabilidades relativas) se ha re-estimado de manera *rolling* (con ventanas móviles de 16 trimestres) la ecuación (3) a partir del estimador más robusto según los diversos tests de especificación (el GLS-FE).

Al obtener las estimaciones *rolling* de la persistencia de las rentabilidades relativas, se aprecia que la variable *proxy* del grado de monopolio crece fuertemente desde 1999 hasta fines del 2002, para luego decaer levemente. De esta manera, aunque decreciente en los últimos años, el poder de mercado promedio para el período 2003-2005 es significativamente superior al que se reporta para el resto de la muestra. Entre otras causas, ello pareciera explicarse por la devaluación real de fines de 2001 que, al proteger la economía argentina de la com-

petencia externa, ha generado un contexto propicio para el desarrollo de prácticas no competitivas. Conforme a las predicciones de Kalecki (contraciclicidad del poder de mercado), y en contraposición a la hipótesis de Harrod (prociclicidad del nivel de competencia), el fuerte crecimiento de la economía en los últimos años ha reducido el grado de monopolio, pero no pareciera ser aún suficiente como para alcanzar los niveles de competencia pre-crisis.

Una vez discutidas las características más salientes de la dinámica del grado de monopolio, se pueden examinar de manera más adecuada los resultados de las diversas estimaciones econométricas de la ecuación (4). En la tabla 6 se reportan los coeficientes y estadísticos más relevantes al respecto:

Tabla 6. Resultados de las estimaciones alternativas para el modelo de distribución funcional en base al grado de monopolio. Argentina, 1998-2005

	(1)	(2)	(3)
Grado de monopolio	-0,288*** [0,038]	-0,118*** [0,018]	-0,519*** [0,120]
Constante	0,343*** [0,006]	0,469*** [0,041]	-0,833 [0,889]
<i>Dummy</i> crisis		-0,039*** [0,006]	-0,132*** [0,022]
Tendencia		-0,001*** [0,0003]	-0,002 [0,006]
Observaciones	30	30	28
R ²	0,67	0,95	0,91
DW	0,62	1,29	1,94
Prob. F test	0	0	0
Prob. LM test			0,99
Prob. Jarque-Bera test			0,74
Prob. ARCH test			0,35

Nota: la variable dependiente es la participación de los asalariados en el PBI. El grado de monopolio se obtiene a partir de una estimación *rolling* (con ventanas móviles de 16 trimestres) de la ecuación (3), guardando para cada ventana muestral el coeficiente correspondiente al primer rezago de la variable dependiente y generando así una serie de tiempo para utilizar como variable explicativa. La diferencia entre la columna (2) y la columna (3) radica en que en esta última, la ecuación (4) ha sido re-expresada en logaritmos (para interpretar los coeficientes como elasticidades) y corregida por un término adicional AR(2). Los errores estándar de las estimaciones se presentan entre corchetes debajo de los coeficientes respectivos. *** significa que la variable es significativa al 1%.

En términos generales, se aprecia que el ajuste de la ecuación (4) a los datos es bastante preciso (ver el R²), especialmente en la especificación logarítmica de la columna (3). Con esta especificación, no solamente el grado de monopolio resulta particularmente significativo para explicar la participación de los asalariados en el PBI (con una elasticidad de -0,52), sino que los diversos tests de

especificación parecieran indicar que la ecuación no padece los problemas econométricos tradicionales (no significatividad de las variables explicativas, autocorrelación de los errores, heterocedasticidad y no normalidad de los residuos).

De esta manera, y remarcando que la escasez de observaciones induce a la precaución en la interpretación de los resultados, pareciera que la mayor parte de la caída en la participación de los asalariados en el producto que se aprecia entre fines de 2001 y fines de 2003 estaría explicada por el fuerte aumento del grado de monopolio que se verifica, en forma concomitante, con una relación funcional que implica que, por cada incremento del 1% en esta última variable, la participación de los asalariados en el producto se reduce un 0,52%.

5. Conclusiones

En el presente documento se ha desarrollado un análisis prospectivo sobre la relación existente entre grado de monopolio y distribución funcional del ingreso en Argentina para el período 1994-2005.

Los resultados que asocian al poder de mercado con la participación de los asalariados en el PBI se derivan de un novedoso proceso metodológico utilizado para calcular una variable *proxy* del grado de monopolio.

Desarrollando diversos análisis de sensibilidad, se obtiene una relación robusta entre las series examinadas que pareciera explicar hasta un 90% de la varianza de la distribución funcional del ingreso, con una elevada (y negativa) “elasticidad monopolio” de la participación de los trabajadores en el producto.

En términos generales, se destaca que, si las autoridades desean reforzar el reciente cambio de tendencia en lo que se refiere a la distribución funcional del ingreso (que involucra un sustancial incremento de la participación de los asalariados en el PBI entre 2003 y 2006), las medidas destinadas a reducir el poder de mercado de los capitales reguladores tendrían un efecto particularmente relevante.

En este sentido, cabe agregar que, dependiendo de la naturaleza de las barreras a la entrada y de los tiempos relevantes para las decisiones de política económica, las medidas a implementar para reducir la explotación monopólica de la fuerza de trabajo son sustancialmente diferentes.

Si las barreras a la entrada se deben a la existencia de monopolios naturales, la explotación de la fuerza de trabajo podría atenuarse mediante una regulación eficiente de dichos mercados por parte del sector público.

Si se trata “monopolios no contestables à la Steindl (op. cit.)”, la solución pasaría por modificar las normativas vigentes en materia de crédito, a los efectos de reducir la demanda de colateral por parte de los bancos comerciales.

Por su parte, si se trata de “barreras a la entrada à la Penrose [1959](1995)”, el accionar directo del sector público resultaría insoslayable (a través de la gestión directa o de políticas de subsidios para las nuevas empresas que quieran participar en el mercado en cuestión).

Finalmente, las medidas antes mencionadas podrían complementarse con el

correcto accionar de la justicia, la legislatura y la oficina del Ejecutivo que resguarden la “defensa de la competencia” (aunque, probablemente, con tiempos distintos a los que requiere la política económica).

No obstante ello, si la inversión respondiera principalmente al margen de beneficios, las medidas destinadas a reducir el grado de monopolio podrían afectar negativamente al crecimiento y al empleo, lo cual generaría cierto *trade-off* entre desigualdad y pobreza.

Implícitamente, gran parte de la discusión sobre las medidas pro-competitivas gira en torno al supuesto de rendimientos constantes a escala. Más precisamente, si pudiese demostrarse (y convencer a políticos, sindicalistas y empresarios) que existen rendimientos crecientes a escala, las políticas *anti-trust*, aún cuando reduzcan el margen de beneficios, no tendrían por qué reducir la tasa de rentabilidad (si se aplican en conjunto con medidas expansionistas que permitan incrementar la producción y usufructuar los rendimientos a escala que estimulan las ventas sin crecientes necesidades de acumulación).

Referencias

1. Azpiazu, D. (1998). *La concentración en la industria argentina a mediados de los años noventa*. EUDEBA/FLACSO.
2. Azpiazu, D. y Basualdo, E. (1989). *Cara y contracara de los grupos económicos: crisis del estado y promoción industrial*. Editorial Cántaro.
3. Azpiazu, D. y Basualdo, E. (2001). “Concentración económica y regulación de los servicios públicos,” *Enoikos* 19: 180-192.
4. Azpiazu, D. y Khavisse, M. (1983). “La concentración en la industria argentina en 1974,” Centro de Economía Transnacional, Instituto para América Latina, manuscrito.
5. Azpiazu, D., Basualdo, E. y Khavisse, M. (2004). *El nuevo poder económico en la Argentina de los años 80*. Siglo XXI Editores Argentina, Colección Economía Política Argentina.
6. Bain, J. (1956). *Barriers to new competition, their character and consequences in manufacturing industries*. Harvard University Press.
7. Baker, J y T. Bresnahan (1988). “Estimating the residual demand curve facing a single firm,” *International Journal of Industrial Organization*. 6(3): 283-300.
8. Baran, P. y P. Sweezy (1966). *Monopoly capital: An essay on the American economic and social order*. Monthly Review Press.
9. Basualdo, E. (1995). “El nuevo poder terrateniente: una respuesta,” *Revista Realidad Económica* 132: 126-149.
10. Basualdo, E. (2000). *Concentración y centralización del capital en la Argentina durante la década de los noventa. Una aproximación a través de la reestructuración económica y el comportamiento de los grupos económicos y los capitales extranjeros*. FLACSO/Editorial UNQUI/IDEP, Colección Economía Política Argentina.

11. Basualdo, E. y Khavisse, M. (1993). *El nuevo poder terrateniente. Investigación sobre los nuevos y viejos propietarios de tierras de la Provincia de Buenos Aires*. Buenos Aires: Editorial Planeta.
12. Baumol, W. (1982). "Contestable markets: An uprising in the theory of industry structure," *American Economic Review* 72(1): 1-15.
13. Baumol, W., J. Panzar y R. Willing (1982). *Contestable markets and the theory of industry structure*. Harcourt Brace Jovanovich.
14. Bresnahan, T. (1982). "The oligopoly solution concept is identified," *Economics Letters*. 10(1-2): 87-92.
15. Demsetz, H. (1973). "Industry structure, market rivalry, and public policy," *Journal of Law and Economics* 16(1): 1-9.
16. Domowitz, I., R. Hubbard y B. Petersen (1986). "Business cycles and the relationship between concentration and price-cost margins," *Rand Journal of Economics* 17(1): 1-17.
17. European Commission (1998). *Notice on the definition of the relevant market for the purposes of community competition law*. European Commission.
18. Farrell, J. y C. Shapiro (1990). "Horizontal mergers: An equilibrium analysis," *American Economic Review* 80(1): 107-126.
19. Federal Trade Commission (1992). *Horizontal Merger Guidelines*. Federal Trade Commission.
20. Féliz, M. y P. Pérez (2004). "Conflicto de clase, salarios y productividad. Una mirada de largo plazo para Argentina," en Boyer, R. y J. C. Neffa (coords.): *La economía Argentina y sus crisis (1976-2001)*. Miño y Dávila Editores.
21. Glen, J., K. Lee y A. Singh (2001). "Persistence of profitability and competition in emerging markets," *Economic Letters* 72(2): 247-253.
22. Goddard, J. y J. Wilson (1999). "The persistence of profit: A new empirical interpretation," *International Journal of Industrial Organization* 17(5): 663-687.
23. Grandes, M., D. Panigo y R. Pasquini (2007). "The cost of equity beyond CAPM: Evidence from Latin American stocks (1986-2004)," Documento de Trabajo 17, Centro para la Estabilidad Financiera.
24. Greene, W. (2000). *Econometric analysis*. Prentice-Hall.
25. Hausman, J. (1978). "Specification tests in econometrics," *Econometrica* 46(2): 1251-1271.
26. Kalecki, M. (1938): "The determinants of distribution of the national income," *Econometrica* 6(2): 97-112.
27. Lenin, V. [1916](1948). *Imperialism, the highest stage of capitalism*. Lawrence and Wishart.
28. Lerner, A. (1934). "The concept of monopoly and the measurement of monopoly power," *Review of Economic Studies* 1(3): 157-175.
29. Lindenboim, J., J. Graña y D. Kennedy (2005). "Distribución funcional del ingreso en Argentina. Ayer y hoy," Cuaderno de Trabajo 4, Centro de Estudios sobre Población, Empleo y Desarrollo, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Buenos Aires.
30. Luxembourg, R. (1913)[2003]. *The accumulation of capital*. Routledge.
31. Marx, K. [1867](1994). *El capital*. Siglo XXI Editores.
32. Motta, M. (2004). *Competition policy: Theory and practice*. Cambridge Univer-

sity Press.

33. Mueller, D. (1986). *Profits in the long run*. Cambridge University Press.

34. Mueller, D. (1990). *The dynamics of company profits. An international comparison*. Cambridge University Press.

35. Penrose, E. [1959](1995). *The theory of the growth of the firm*. Blackwell.

36. Porter, R. (1983). "A study of cartel stability: The joint executive committee, 1980-1986," *The Bell Journal of Economics* 14(2): 301-314.

37. Robinson, J. [1933](1946). *La economía de la competencia imperfecta*. Aguilar.

38. Schmalensee, R. y R. Willing (1989). *Handbook of Industrial Organization*. Elsevier.

39. Scheffman, D. y P. Spiller (1987). "Geographic market definition under the U.S. Department of Justice Merger guidelines," *The Journal of Law and Economics* 30(1): 123-147.

40. Schohl, F. (1990). "The persistence of profits in the long run - A critical extension of some recent findings," *International Journal of Industrial Organization* 8(3): 385-404.

41. Sraffa, P. (1925). "Sulle relazioni fra costo e quantità prodotta," *Annali di Economia* II(1): 277-328.

42. Steindl, J. (1945). *Small and big business. Economic problems of the size of firms*. Blackwell.

43. Sutton, J. (1991). *Sunk costs and market structure: Price competition, advertising and the evolution of concentration*. MIT Press.