

Versión Final

**APERTURA, PRODUCTIVIDAD Y EMPLEO
ARGENTINA EN LOS AÑOS 90**

Roberto Frenkel
Martín González Rozada

CEDES

Buenos Aires, mayo de 1998.

Introducción

Este trabajo presenta los resultados principales de una investigación enfocada sobre el comportamiento del empleo del sector industrial en los años noventa. Sin embargo, este foco no agota los temas tratados en el trabajo. Exponemos también un análisis de la evolución del empleo en la economía en su conjunto, que sirve como marco de análisis del empleo industrial y define su significación relativa, y tratamos otros temas de interés, como el comportamiento de los salarios, los precios y la competitividad en la industria como agregado y en sus diferentes ramas. Hemos procurado extraer el máximo provecho de la información disponible, utilizando datos provenientes de la Encuesta de Hogares, de la Encuesta Industrial, de las Cuentas Nacionales y de la información de Comercio Exterior. También tomamos en cuenta con provecho estudios del sector industrial realizados por otros investigadores.

En otros trabajos hemos discutido el proceso macroeconómico que se desarrolló en los años noventa. Aquí nos interesan sus efectos sobre el empleo y el mercado de trabajo. Sintetizamos ese proceso con el término "apertura" - en sintonía con el importante rol que juega el comercio internacional en nuestro diagnóstico de los problemas de empleo - y asociamos con este término dos de las principales cuestiones tratadas en el trabajo. De allí deriva el título que adoptamos para éste.

En primer lugar presentamos un capítulo de síntesis y principales conclusiones. Luego, el trabajo consta de cinco secciones y dos anexos. En la Sección 1 presentamos un diagnóstico de la evolución del empleo en el conjunto de la economía en los años noventa. En la Sección 2 nos enfocamos sobre el agregado de la industria. Mostramos que se produjo un cambio drástico y persistente en el comportamiento del empleo y la productividad en el sector. Separamos las componentes cíclicas y tendenciales de la reducción del empleo y el aumento de la productividad. Esto nos permite aplicar la descomposición de Chenery a la componente del empleo asociada a la variación de la producción y medir los efectos de los cambios en la demanda interna, las importaciones y las exportaciones. En la Sección 3 se utilizan datos de 26 ramas de la producción industrial y se replican en cada una de ellas los procedimientos de la sección precedente para descomponer y medir los efectos sobre el empleo. Análisis de corte transversal nos permiten testar la explicación propuesta y estimar los "efectos medios" de la demanda interna y el comercio exterior. La Sección 4 está dedicada a explorar la relación entre el grado de apertura de cada rama y el correspondiente comportamiento de la producción, el empleo y la productividad. En la Sección 5 se introducen los salarios y los precios del agregado industrial y las 26 ramas y se analiza su dinámica y la de algunos indicadores sintéticos usuales, tal como el costo laboral unitario en dólares constantes. Por último, el trabajo incluye dos anexos. En el primero se expone un test del cambio de estructura en la serie de productividad. En el segundo se explicitan detalladamente las fuentes de datos y la metodología de cálculo de las variables básicas utilizadas.

Síntesis y principales conclusiones

Entre el primer semestre de 1990 y el segundo de 1996 el producto bruto interno desestacionalizado de Argentina creció 48%. Pese a esta expansión de la actividad la tasa de empleo (empleo/población) experimentó una contracción y un significativo cambio de composición. La contracción afectó principalmente los empleos plenos y la caída fue parcialmente compensada por un aumento de la subocupación demandante. La información de la Encuesta Permanente de Hogares del Gran Buenos Aires muestra que entre el primer semestre de 1990 y el segundo de 1996 la tasa de empleo pleno pasó de 29% a 26.3%. Considerando una tasa de actividad media del período de aproximadamente 43%, la contracción de los empleos plenos equivale a 6% de la población activa media del período. En el mismo lapso la tasa de subocupación demandante (en relación con la población total) pasó de 3.5% a 6.3%.

La evolución de la tasa de empleo siguió una trayectoria cíclica, con una fase inicial expansiva y una fase contractiva que se extendió hasta fin de 1996. La fase contractiva del empleo se inició mientras el producto se encontraba en plena expansión. La contracción del empleo pleno tuvo lugar desde el primer semestre de 1992. La subocupación demandante mostró un comportamiento contracíclico: se contrajo cuando se expandía la tasa de empleo pleno y creció continuamente entre el primer semestre de 1992 y fin de 1996.

En la fase contractiva 1992-96 la tasa de empleo pleno se contrajo 3.8 puntos porcentuales de la población total (p.p.). En ese período la tasa de subocupación demandante aumentó 3.2 p.p.. El análisis de la composición del empleo según sectores, género y posición en el hogar muestra que aproximadamente dos tercios de la caída del empleo pleno corresponde a empleos de la manufactura, predominantemente hombres y jefes de hogar. Otros sectores significativos de contracción del empleo pleno son comercio y construcción, con análogas características de género y posición en el hogar. La mitad del aumento de la subocupación demandante se concentró en "otros servicios" (servicios públicos, comunales, sociales y personales) y corresponde predominantemente a mujeres y trabajadores secundarios.

La Encuesta de Hogares muestra que la contracción del empleo ha sido principalmente consecuencia de la reestructuración de las actividades de producción y distribución que tuvo lugar en los años noventa. La componente de mayor importancia es la contracción de los empleos en la industria manufacturera.

Los datos de empleo de la Encuesta Industrial son consistentes con la información de empleo de la manufactura que se encuentra en la Encuesta de Hogares. Ambas series muestran similares tendencias a la contracción y una elasticidad significativa de corto plazo con relación al nivel de actividad de la industria.

El análisis de la series de empleo y producción de la Encuesta Industrial muestra un cambio de estructura en la tendencia de la productividad desde 1991. Entre 1990 y 1996 la productividad por obrero ocupado aumentó 47%.

La variación del empleo industrial resultó del efecto combinado de tres factores: el crecimiento de la producción industrial (positivo), el efecto de desplazamiento directo de producción industrial local por importaciones en la demanda agregada (negativo) y un proceso de reducción de mano de obra por unidad de producción resultante de cambios en la composición de la producción, cambios en la organización de las empresas y sustitución de mano de obra por equipos (negativo). El análisis econométrico del empleo permite estimar una elasticidad de corto plazo empleo-producción positiva y significativa y una

tendencia a la contracción, independiente del nivel de actividad, equivalente a 3.7% anual. Esta es la estimación de la tendencia autónoma a la reducción de mano de obra por unidad de producción. Entre 1990 y 1996 el empleo industrial (Encuesta Industrial) se contrajo 17%. La tendencia acíclica a la contracción del empleo hubiera implicado una contracción de 25%. En el mismo período el aumento de la producción tuvo un efecto positivo sobre el empleo industrial estimable en 8%. La discriminación permite también estimar que aproximadamente la mitad del incremento de productividad puede atribuirse al aumento de la producción.

La descomposición de la demanda agregada permite estimar los efectos sobre el empleo de las importaciones (negativo) y las exportaciones (positivo). Entre 1990 y 1996 aproximadamente la mitad del incremento de la demanda agregada de bienes industriales fue cubierto por importaciones. Por otro lado, el incremento de exportaciones industriales representó un 15% del aumento de la demanda agregada. En síntesis, el proceso autónomo de reducción de mano de obra por unidad de producción (a producción constante) hubiera representando una contracción del empleo de 25%. El efecto positivo de 8% de aumento del empleo atribuible al incremento de la producción se descompone en +15.6% atribuible al aumento del consumo interno y las exportaciones y -7.6% resultante del incremento de las importaciones.

El trabajo aplica una metodología similar para descomponer las tendencias del empleo y la productividad en 26 ramas en que se subdivide la producción industrial. El análisis econométrico entre ramas permite testar adicionalmente el modelo explicativo de la evolución del empleo industrial. Los aumentos acíclicos de la productividad atribuibles a los cambios en la composición de la producción, la organización y la tecnología están distribuidos heterogéneamente entre las ramas de la producción y no muestran asociación con el grado de apertura de las ramas.

El análisis entre ramas de la relación entre índices de apertura y aumentos de la productividad muestra una relación significativa de signo negativo. La significación de la relación negativa entre los índices de apertura y los incrementos de productividad está determinada principalmente con los aumentos de la productividad cíclica, asociada a los aumentos diferenciales de producción de las ramas. La productividad aumentó relativamente más en las ramas con menor penetración de importaciones porque éstas son las ramas donde más aumentó la producción. Las diferencias entre ramas, con relación a los índices de apertura y con relación a las tasas de aumento de la producción en el período, están explicadas en buena medida por las diferentes condiciones de competitividad que ostentaban las ramas a fines de los años ochenta. Frente al fuerte aumento de la demanda doméstica, la apreciación cambiaria y la reducción de la protección, compitieron más ventajosamente con las importaciones aquellas ramas de la industria que ya contaban con mayor competitividad relativa. En estas ramas fue menor la penetración de importaciones, creció más la producción local y por eso se observan en ellas mayores aumentos de la productividad.

El índice de costo laboral en dólares constantes del agregado de la industria en 1996 supera en 9% y 8% el nivel de los años 91 y 90, respectivamente, y es 21% mayor que el del promedio 1986-90. Existe una gran dispersión entre ramas, explicada principalmente por el comportamiento diferencial de la productividad. Las tasas de la productividad explican 67% de la varianza del costo laboral en dólares en el período 1991-96 y 56% de la varianza en el período 1990-96.

En el agregado de la industria, el índice del salario real por ocupado en 1996 es 3% superior al de 1991 y 23% inferior al de 1990 y al promedio del período 1986-90. La dispersión de los índices de salarios reales es muy inferior a la de los índices de costo laboral. Para el mismo agregado, el índice de salarios en dólares constantes en 1996 resulta 40% mayor que en 1991, 59% mayor que en 1990 y 65% más alto que el promedio de 1986-90.

El índice de precios en dólares constantes para el agregado de la industria es en 1996 1% superior al de 1991, 11% superior al de 1990 y 14% más alto que el promedio 1986-90.

El trabajo analiza las características de la distribución entre ramas de los índices de salario real, precios en dólares, costo laboral en dólares y costo laboral unitario en tres períodos: entre el segundo quinquenio de los ochenta y 1996, en 1990-96 y en 1991-96. En los tres casos los coeficientes de dispersión del salario real y del precio en dólares constantes son significativamente inferiores a los coeficientes de dispersión del costo laboral unitario y del costo laboral en dólares, pero la diferencia es más acentuada en el período 1991-96. En este caso el coeficiente de dispersión de los dos últimos más que duplica los coeficientes de dispersión de los salarios reales y los precios en dólares constantes. Claramente, el mercado de trabajo, de un lado y la competencia externa, del otro, restringieron los márgenes de maniobra de las empresas con relación a los salarios pagados y a los precios de venta. Los diferenciales entre ramas en el costo laboral unitario y en el costo laboral en dólares constantes están principalmente asociados con los diferenciales de productividad.

El análisis econométrico muestra que la relación precios-costos laborales tendió a incrementarse más en las ramas con menores índices de apertura. Este comportamiento de los precios industriales provee una evidencia adicional acerca de la causalidad implicada en la relación negativa entre grados de apertura y aumentos de productividad. El hecho que la relación precios-costos laborales tendiera a elevarse más en las ramas de menor apertura sugiere que la mayor ventaja competitiva que contaban permitió, por un lado, aumentar más la producción y también, por otro lado, explotar su mayor poder de mercado para incrementar relativamente más (o reducir relativamente menos) la relación precios-costos laborales.

Existe una correlación negativa entre las variaciones de los salarios pagados y los aumentos de productividad de las ramas. La correlación negativa es mayor y más significativa entre las variaciones de salarios y las tasas tendenciales de aumentos de productividad de las ramas. Estas tendencias están negativamente correlacionadas con las variaciones de los salarios porque son una proxy de los diferenciales de contracción del empleo de las ramas de la industria. Las tendencias acíclicas de la productividad explican 79% de la varianza entre ramas de las tasas de variación del empleo. Los salarios reales (y los salarios en dólares constantes) tendieron a caer más (o elevarse relativamente menos) en las ramas donde más se contrajo el empleo.

Sección 1

En esta sección presentamos una visión de conjunto de la evolución del empleo en los años noventa. Identificamos un ciclo de empleo, cuya fase descendente ubica la tasa de empleo al final del período bien por debajo de la de 1990. Nos interesa identificar los sectores de origen de la contracción y su composición en jefes de familia y trabajadores secundarios.

La información básica utilizada en esta sección son los relevamientos de la Encuesta Permanente de Hogares del INDEC (área del Gran Buenos Aires), elaborados para obtener los datos que presentamos. La encuesta releva dos ondas anuales, en abril-mayo y en octubre. La información analizada corresponde al período comprendido entre la primera encuesta de 1990 y la última de 1996.

Crecimiento y ciclo

Antes de enfocarnos sobre el tema central de la sección examinamos algunos datos de la dinámica macroeconómica que enmarcan y sirven de referencia al análisis del empleo. Una síntesis de la historia macroeconómica puede verse en el gráfico 1, que expone la evolución del PIB desestacionalizado trimestral en las décadas de los años ochenta y noventa. En los años ochenta el PIB fluctuó cíclicamente sobre una tendencia estancada. La fase recesiva final de esos años, asociada a la aceleración de la inflación y a los episodios hiperinflacionarios de los trimestres 1989:2 y 1990:1 alcanzó un piso del nivel de actividad más bajo que las recesiones precedentes, **de modo que en el primer semestre de 1990 el PIB se encontraba en un mínimo cíclico y en un mínimo histórico**. Resaltamos este punto porque caracteriza el momento inicial de la serie de empleo que analizamos.

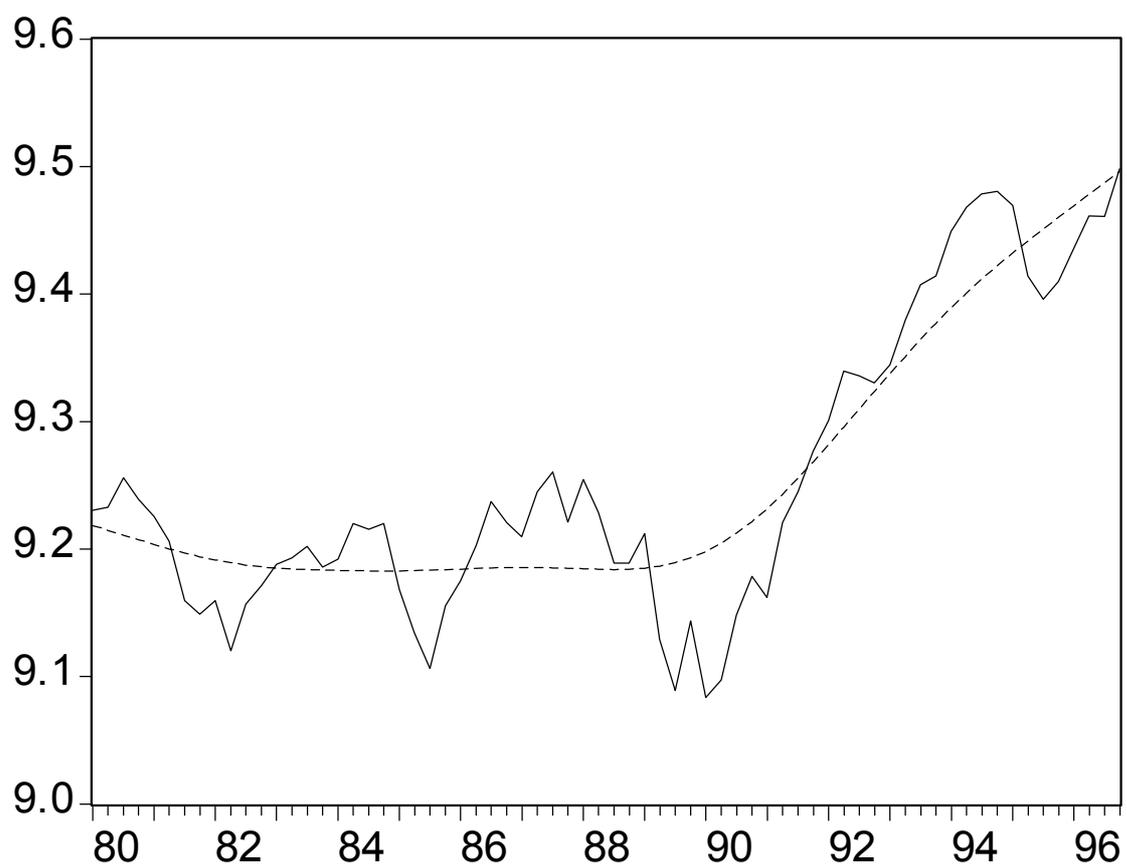
Aunque el freno de la hiperinflación dio lugar a una tendencia positiva del nivel de actividad desde el segundo trimestre de 1990, a fines de 1990 y comienzos de 1991 el PIB se encontraba por debajo de la línea de tendencia estancada de los años precedentes. La instrumentación del Plan de Convertibilidad en el trimestre 1991:2 fue seguida de la expansión que se observa en el gráfico. Tests econométricos sobre la serie del log del PIB muestran un cambio de estructura en la tendencia del PIB en 1991¹. El filtro HP exhibido en el gráfico indica la nueva tendencia de crecimiento de los años noventa. La tasa de crecimiento anual tendencial en este período es 4.7%.

El gráfico muestra también el ciclo de recesión y recuperación asociado al efecto tequila. La mayor caída del PIB se verificó en el trimestre 1995:2 y el piso de la recesión se alcanzó en el trimestre siguiente. Aunque es claro el efecto de señal de la crisis mexicana, debe observarse que la serie desestacionalizada muestra una desaceleración significativa del PIB desde el trimestre 1994: 3 – asociada al aumento de las tasas de interés en EEUU, la retracción de los flujos de capital y el estancamiento de las reservas y la monetización. **El máximo de la primera fase expansiva de los años noventa se encuentra en el segundo semestre de 1994. Entre el primer semestre de 1990 y el segundo semestre de 1994 el PIB desestacionalizado creció 47.6%. Con la recuperación de la recesión, el PIB del segundo semestre de 1996 es prácticamente idéntico al del segundo semestre de 1994.** El segundo semestre de 1996 es el otro extremo del intervalo en el que analizamos el comportamiento del empleo.

¹ Cetrángolo, O. et al (1997)

Gráfico 1

Log del PIBD y tendencia Hodrick-Prescott del log del PIBD



El ciclo de empleo en los años noventa

La Encuesta Permanente de Hogares del INDEC releva una muestra de la población urbana del Gran Buenos Aires que informa sobre proporciones muestrales representativas de las respectivas proporciones poblacionales. Para trabajar los datos en su forma más pura y evitar las ambigüedades que introduce la extrapolación de las proporciones utilizando tasas de crecimiento poblacional inciertas, nuestro análisis se enfoca directamente sobre las características laborales expresadas en puntos porcentuales (pp) de la población total, no de la población activa²

Los gráficos contenidos en las figuras 1 y 2 muestran la evolución de algunas de esas variables. Las fechas indicadas refieren a los momentos en que son relevadas las encuestas y corresponden aproximadamente al centro del primer y segundo semestre de cada año. El primer gráfico de la Figura 1 muestra la tasa de empleo agregada. El primer rasgo destacable es que se observa un ciclo de expansión y contracción cuyo máximo se encuentra en 1993:1, cuando en nivel de actividad se encontraba aún en plena fase expansiva. El segundo rasgo destacable es que la fase de caída lleva la tasa de empleo a un nivel significativamente inferior al de 1990:1. Por último, se observa una tendencia al aumento en 1996:2.

La descomposición según tipos de empleo - expuesta en el resto de los gráficos de la Figura 1 - define más claramente los rasgos estilizados de su evolución. El empleo pleno (más de treintaicinco horas semanales) es la mayor componente y también exhibe un ciclo cuya fase contractiva llega a un nivel bien inferior al de 1990:1; pero, a diferencia del empleo agregado, su máximo se encuentra en 1991:2- un año antes que el de aquél - y no se observa tendencia al aumento en 1996:2. El empleo de los subocupados no demandantes (menos de treintaicinco horas semanales que no desean trabajar más) muestra un ciclo análogo al del empleo pleno y su máximo se ubica en 1992:2. Consideremos, por último, la tasa de subempleados demandantes (menos de treintaicinco horas que desean trabajar más). Esta variable tiene una evolución contracíclica en relación con el empleo pleno y la subocupación voluntaria. Tiende a reducirse ligeramente hasta 1991:2 y a incrementarse sistemáticamente en adelante. Resulta evidente que las diferencias de perfil entre la evolución del empleo agregado y el empleo pleno (particularmente la ubicación del punto de inflexión) derivan principalmente de la dinámica del subempleo involuntario.

Otras dos descomposiciones del empleo agregado se presentan en la Figura 2, según género en los dos gráficos superiores y según jefe de familia y trabajador secundario en los dos inferiores. Como puede verse, el empleo de hombres y el de jefes de familia tienen evoluciones semejantes a la del empleo pleno (con máximos en 1991:2) mientras que las curvas de empleo de mujeres y trabajadores secundarios se asemejan a la del empleo total.

² Nos interesa medir la evolución del empleo. Los cálculos con relación a la población activa se enfocan más en medir el grado de desequilibrio en el mercado de trabajo. La tasa de actividad es captada por las encuestas a través de la información sobre búsqueda de trabajo de los desempleados. Calcular la tasa de empleo sobre la población total también evita toda ambigüedad que puede introducir la estimación de la tasa de actividad.

Figura 1

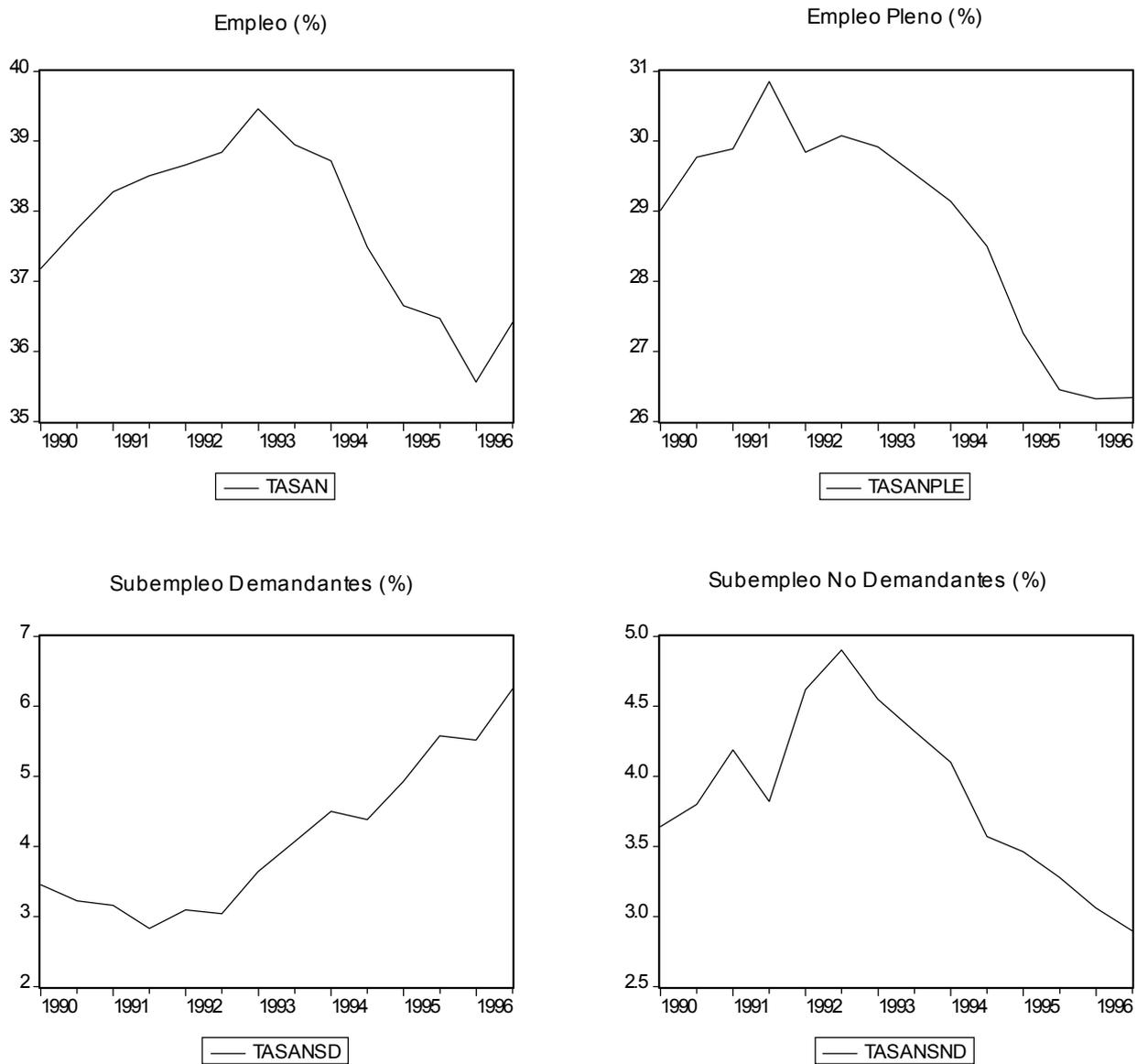
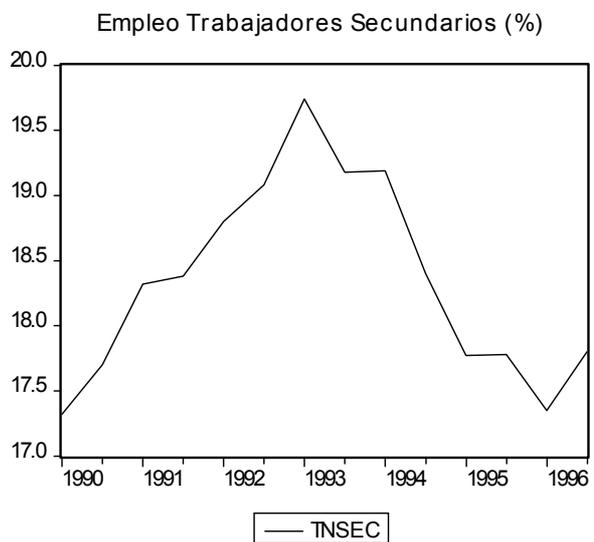
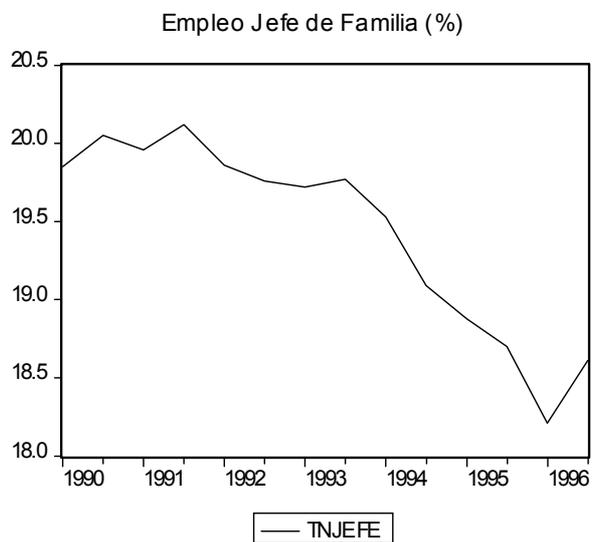
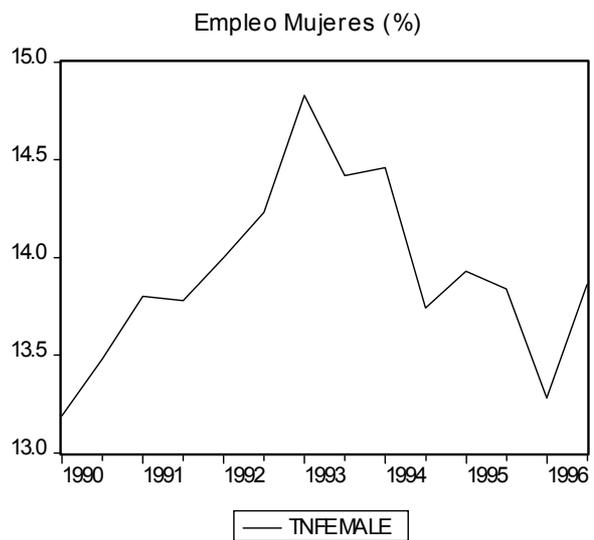
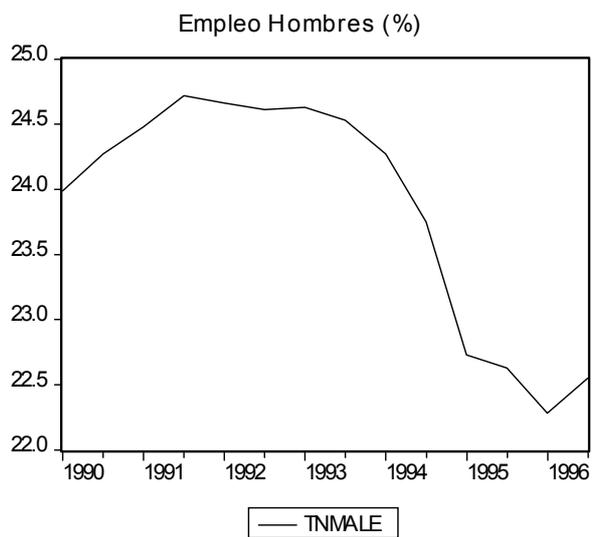


Figura 2



Las variaciones del empleo en las fases del ciclo

Nos interesa ahora medir las variaciones experimentadas en las fases del ciclo y analizar su composición según sector de actividad, tipo de empleo, género y posición en el hogar. Las observaciones precedentes sugieren que para este propósito la mejor subdivisión del período es la definida por el semestre 1992:2. La información correspondiente a 1990:1, 1992:2 y 1996:2 se presenta en el cuadro 1. Como ya fue mencionado, los datos representan en cada caso puntos porcentuales de la población total. Adicionalmente, en las últimas dos líneas se muestran la tasa de actividad (en proporción a la población total) y la tasa de desempleo, expresada como proporción de la población activa.

En el cuadro 2 se presentan los incrementos observados en la fase expansiva 1990:1-1992:2, en la fase contractiva 1992:2-1996:2 y en el período completo 1990:1-1996:2. Estos datos son presentados en el cuadro 3 en una forma que facilita su análisis. En este cuadro, las descomposiciones según sector de actividad de los incrementos de cada tipo de empleo están expresados como porcentaje del mismo en la columna correspondiente. Las descomposiciones según género y posición en el hogar están expresadas en las filas como porcentaje de los totales de las celdas de la columna.

En la fase expansiva 1990:1-1992:2 el empleo total creció 1.66 pp. Se expandieron el empleo pleno - algo más de 1 pp. - y la subocupación no demandante, mientras el subempleo demandante se contrajo contracíclicamente. La mayor parte de la expansión provino del aumento de empleos en comercio, y le siguieron en importancia los empleos en construcción y manufacturas. Destaquemos que el empleo de jefes de familia prácticamente no aumentó.

En la fase contractiva 1992:2-1996:2 el empleo total se redujo 2.43 pp. La caída del empleo total aparece amortiguada por el aumento de la subocupación demandante. El empleo pleno cayó 3.75 pp y la subocupación no demandante 2 pp, mientras la subocupación demandante aumentó 3.21 pp.

En la contracción del empleo pleno, dos tercios son puestos de trabajo en la manufactura y corresponden predominantemente a hombres y jefes de familia. Siguen en importancia las contracciones en comercio y construcción, con características de género y posición en el hogar similares a las mencionadas, y se contrajeron también los puestos de trabajo en “otros servicios”, predominantemente trabajadores secundarios. Por otro lado, aumentó algo más de 1 pp el empleo pleno en transporte y comunicaciones y en servicios financieros. Los rasgos estilizados más destacables de la caída de los empleos plenos son que dos tercios corresponde a la manufactura, que dos tercios son hombres y que más de la mitad son jefes de hogar.

La contracción de la subocupación no demandante se compone predominantemente de mujeres y trabajadores secundarios. Se redujo en todos los sectores, pero más de la mitad se concentra en “otros servicios”, predominantemente mujeres y trabajadores secundarios.

La contracción del agregado de empleos plenos y subocupación no demandante totaliza 5.74 pp. La mitad proviene de la industria manufacturera y se llega a dos tercios de la contracción adicionando las caídas en comercio y construcción. Las contracciones de estos sectores corresponden predominantemente a hombres y jefes de hogar.

Puede verse que 38% de la caída del agregado que comentamos obedece a “otros servicios”, correspondiente principalmente a mujeres y trabajadores secundarios. Observando el aumento de subocupados demandantes que se verifica en esta categoría,

podría suponerse que estos casos no modificaron su situación laboral efectiva sino su deseo de trabajar más horas, pasando de aparecer como no demandantes, en la encuesta de 1992:2, a aparecer como subocupados demandantes en la encuesta de 1996:2. Con esta hipótesis se resta del agregado aproximadamente 1 pp (subocupados no demandantes en “otros servicios”), con lo cual la contracción del agregado resultaría aproximadamente 4.7 pp. Obsérvese que con este supuesto resultan significativamente mayores las proporciones de la contracción correspondientes a la manufactura, los hombres y los jefes de familia.

Completemos el análisis examinando el aumento de la subocupación demandante. La mitad del aumento observado está concentrada en “otros servicios”, donde corresponde principalmente a mujeres y trabajadores secundarios. La otra mitad está distribuida entre los otros sectores de actividad. En correspondencia con el supuesto que hicimos arriba, debería restarse del aumento de subocupación demandante 1 pp de “otros servicios”, mayoritariamente mujeres trabajadores secundarios. El aumento total de subocupados demandantes resultaría entonces aproximadamente de 2.2 pp, con rasgos más acentuados de proporción de hombres y jefes de hogar.

Los rasgos de la contracción del empleo observada en el período completo son semejantes a los observados en la fase contractiva. En síntesis, la encuesta de hogares muestra que la caída del empleo se verifica principalmente en la industria. En menor medida, se contrajo también el empleo en el comercio y la construcción. La reducción de puestos de trabajo involucró principalmente a hombres y jefes de familia. Por otro lado, aumentaron los puestos de trabajo en transporte y comunicaciones, servicios financieros y electricidad, gas y agua. En consecuencia, más que por las privatizaciones y reforma del sector público, la reducción de empleos urbanos parece haber sido principalmente consecuencia de la reestructuración y concentración de las actividades de producción y distribución que tuvieron lugar en los años noventa, particularmente en el sector industrial. Las conclusiones de este análisis destacan la importancia que ha tenido la contracción del empleo del sector industrial en la evolución de la tasa de empleo global de la economía. El empleo en el sector industrial es el foco de las secciones siguientes.

CUADRO 3

	Incremento 1990:01-1992:02					Incremento 1992:02-1996:02					Incremento 1990:01-1996:02				
	Total	Hombres	Mujeres	Jefe de Flia.	Trab. Secund.	Total	Hombres	Mujeres	Jefe de Flia.	Trab. Secund.	Total	Hombres	Mujeres	Jefe de Flia.	Trab. Secund.
Empleo Total	1.66	37%	63%	-6%	106%	-2.43	85%	15%	47%	53%	-0.77	188%	-88%	162%	-62%
Empleo Pleno	1.08	47%	53%	-19%	119%	-3.75	72%	28%	51%	49%	-2.67	82%	18%	79%	21%
Manufacturas	34%	70%	30%	45%	55%	64%	72%	28%	55%	45%	76%	72%	28%	57%	43%
Electricidad, Gas y Agua	-5%	96%	4%	107%	-7%	-0%	—	—	—	—	1%	90%	10%	31%	69%
Construcción	37%	91%	9%	67%	33%	13%	94%	6%	68%	32%	3%	106%	-6%	73%	27%
Comercio	59%	20%	80%	-8%	108%	25%	72%	28%	65%	32%	12%	176%	-76%	218%	-118%
Transporte y Comunicaciones	-26%	85%	15%	122%	-22%	-13%	98%	2%	70%	30%	-8%	117%	-17%	-2%	102%
Servicios Financieros	20%	40%	60%	33%	67%	-19%	39%	61%	61%	39%	-34%	39%	61%	55%	45%
Otros Servicios	-13%	-23%	123%	143%	-43%	30%	51%	49%	34%	66%	48%	43%	57%	46%	54%
Subempleados No Demandantes	1.26	40%	60%	28%	72%	-2.00	36%	64%	30%	70%	-0.74	30%	70%	35%	65%
Manufacturas	23%	53%	47%	42%	58%	15%	78%	22%	55%	45%	0%	—	—	—	—
Electricidad, Gas y Agua	0%	—	—	—	—	-0%	—	—	—	—	-1%	100%	0%	100%	0%
Construcción	6%	65%	35%	20%	80%	5%	73%	27%	28%	72%	3%	100%	0%	54%	46%
Comercio	26%	35%	65%	9%	91%	17%	28%	72%	18%	82%	0%	—	—	—	—
Transporte y Comunicaciones	2%	110%	-10%	33%	67%	1%	171%	-71%	46%	54%	0%	—	—	—	—
Servicios Financieros	18%	72%	28%	35%	65%	10%	91%	9%	46%	54%	-2%	-140%	240%	-91%	191%
Otros Servicios	25%	6%	94%	41%	59%	54%	14%	86%	29%	71%	103%	18%	82%	23%	77%
Empleo Pleno más Subocupados ND	2.34	43%	57%	6%	94%	-5.74	60%	40%	44%	56%	-3.40	71%	29%	70%	30%
Manufacturas	28%	63%	37%	44%	56%	47%	73%	27%	55%	45%	59%	76%	24%	59%	41%
Electricidad, Gas y Agua	-2%	96%	4%	107%	-7%	-0%	—	—	—	—	1%	87%	13%	11%	89%
Construcción	20%	87%	13%	59%	41%	10%	90%	10%	61%	39%	3%	105%	-5%	68%	32%
Comercio	41%	25%	75%	-2%	102%	22%	61%	39%	55%	45%	9%	167%	-67%	226%	-126%
Transporte y Comunicaciones	-11%	82%	18%	130%	-30%	-8%	95%	5%	71%	29%	-6%	110%	-10%	-4%	104%
Servicios Financieros	19%	56%	44%	34%	66%	-9%	18%	82%	68%	32%	-28%	35%	65%	52%	48%
Otros Servicios	7%	30%	70%	-42%	142%	38%	33%	67%	31%	69%	60%	33%	67%	38%	62%
Subempleados Demandantes	-0.41	44%	56%	23%	77%	3.21	41%	59%	42%	58%	2.80	40%	60%	45%	55%
Manufacturas	24%	-17%	117%	-46%	146%	13%	41%	59%	29%	71%	12%	59%	41%	51%	49%
Electricidad, Gas y Agua	2%	100%	0%	0%	100%	0%	—	—	—	—	-0%	—	—	—	—
Construcción	27%	82%	18%	78%	22%	14%	98%	2%	79%	21%	12%	104%	-4%	79%	21%
Comercio	71%	61%	39%	60%	40%	17%	66%	34%	44%	56%	9%	73%	27%	25%	75%
Transporte y Comunicaciones	-16%	58%	42%	77%	23%	1%	57%	43%	18%	82%	3%	58%	42%	65%	35%
Servicios Financieros	-33%	61%	39%	40%	60%	6%	41%	59%	38%	62%	12%	49%	51%	39%	61%
Otros Servicios	24%	41%	59%	-6%	106%	50%	17%	83%	36%	64%	54%	15%	85%	38%	62%

Sección 2

Auge de demanda, apertura y apreciación cambiaria

Desde el lanzamiento del Plan de Convertibilidad en abril de 1991 las importaciones aumentaron abruptamente. Entre 1990 y 1994 su valor anual en dólares corrientes se multiplicó por seis. Tres factores convergieron a este proceso: el aumento de la demanda interna y el nivel de actividad de la primera fase expansiva 1991-94; la reducción de aranceles y eliminación de restricciones cuantitativas que acompañó el lanzamiento del Plan y el proceso de apreciación cambiaria. La demanda interna experimentó un verdadero salto y también tuvo forma de shock el cambio en la política comercial. Respecto del tercer factor mencionado, debe tenerse en cuenta que el tipo de cambio se había apreciado continuamente durante 1990, por lo que el tipo real inicial del plan de estabilización ya estaba significativamente apreciado respecto al promedio del año precedente y también respecto al promedio de la segunda mitad de los ochenta. El tipo de cambio real continuó apreciándose posteriormente, con mayor intensidad en los primeros dos años de vigencia del Plan. De modo que el efecto de la apreciación cambiaria también fue importante desde los primeros momentos del plan.

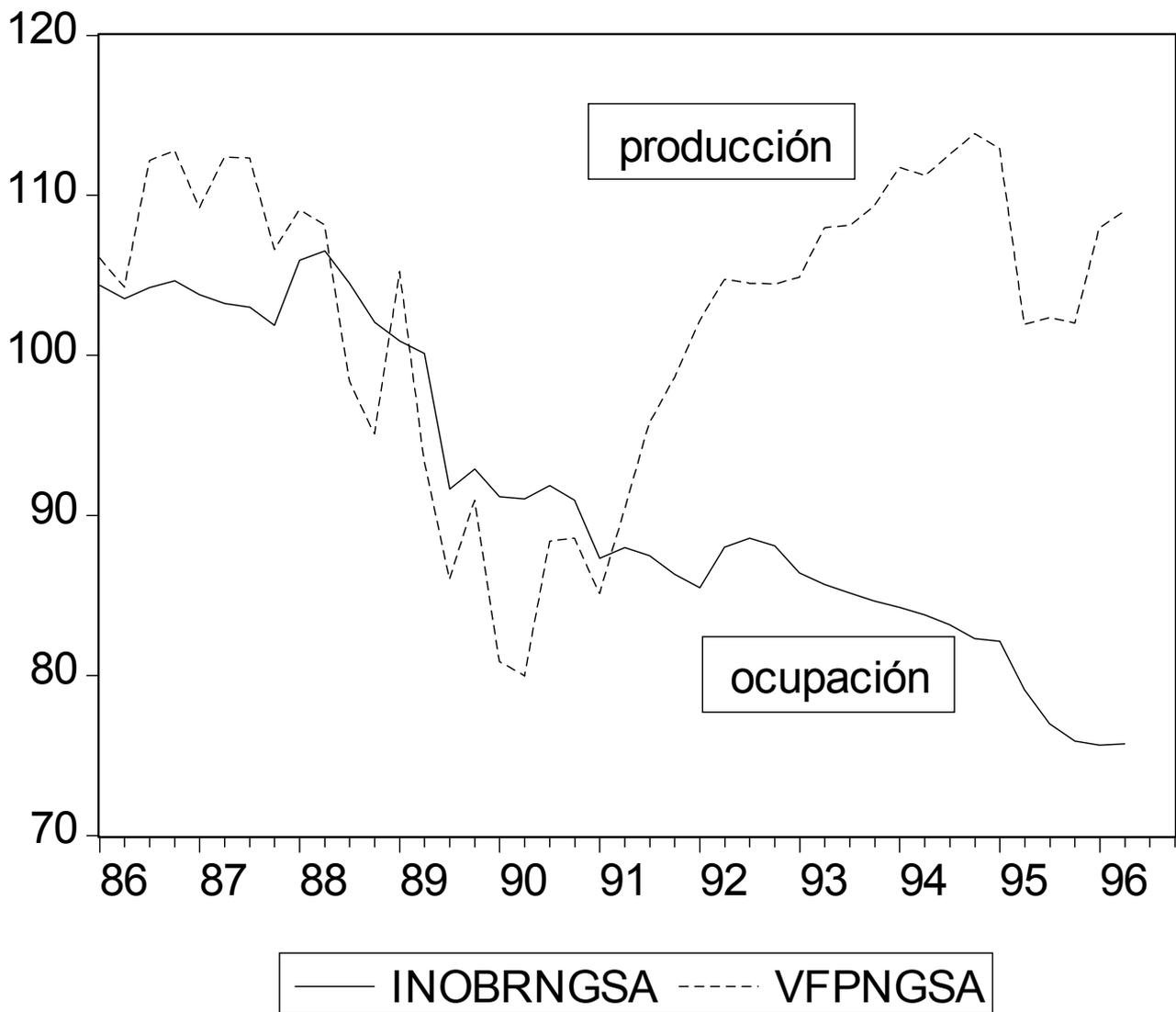
En esta sección y en las siguientes analizamos en detalle los mecanismos a través de los cuales la apertura comercial afectó el comportamiento del empleo, la producción y la productividad en el sector industrial. Antes de eso, mostramos que la conjunción de factores mencionada, experimentada en forma de shock desde el segundo trimestre de 1991, indujo un cambio drástico y persistente en el comportamiento del empleo y la productividad del sector industrial.

Cambio de estructura de la productividad en la industria

Los datos que utilizamos provienen de la Encuesta Industrial Mensual relevada desde 1990 por el INDEC. La muestra, de cobertura nacional, comprende alrededor de 1300 establecimientos que cuentan con más de diez personas ocupadas. Dicho relevamiento permanente es continuación de otra encuesta industrial semejante, discontinuada a fin de 1990. Las series largas que presentamos resultan del empalme de las series construidas con ambas fuentes utilizando el año común 1990. Las encuestas informan sobre índices de producción, de obreros ocupados, de horas trabajadas y de salario nominal por obrero.

El gráfico 2 muestra los índices trimestrales desestacionalizados de la producción y la ocupación en el sector industrial. Se observan en el índice de producción los rasgos estilizados de la evolución del nivel de actividad ilustrados por las serie del PIB en la sección precedente: la tendencia contractiva desde 1987, el piso del nivel de producción en el primer semestre de 1990, la fuerte expansión de la primera fase del Plan de Convertibilidad desde 1991:2, el efecto pleno del shock recesivo en 1995:2 y la recuperación desde 1996:2. Entre el promedio de 1990 y el promedio de 1996 el índice de producción aumentó 22.5%. Por contraste, el rasgo estilizado más destacable del índice de empleo es la persistencia en los años noventa de la tendencia descendente que se verifica desde 1987. Más allá de este rasgo, la observación más detallada de los años noventa muestra entre 1991 y 1992 un ciclo amortiguado pero semejante al indicado por los datos de la Encuesta de Hogares discutidos en la sección precedente. También se observa a

Gráfico 2
Obreros ocupados y producción industrial
Indices base 1986-90=100



simple vista el efecto negativo de corto plazo de la recesión de 1995. Entre el promedio de 1990 y el promedio de 1996 el índice de empleo cayó 17%. Antes de examinar la dinámica de corto plazo del empleo, observamos el cambio de tendencia de largo plazo implicado por las disímiles trayectorias de la producción y el empleo.

En el gráfico 3 se muestra el índice de productividad por obrero que resulta del cociente de los índices mencionados arriba³. La productividad aumentó 47.3% entre los promedios de 1990 y 1996. La observación de la serie sugiere elocuentemente un cambio de tendencia desde comienzos de 1991. En el Anexo 1 se presenta un test de esta hipótesis y se estiman la magnitud del cambio y la tendencia del período 1991-96. De este análisis resulta claramente que desde el segundo trimestre 1991 se verificó un cambio significativo y persistente en la tendencia de la productividad industrial, asociado a la conjunción de factores mencionada. En los años noventa la contracción del empleo se da en un contexto de fuerte aumento de la producción, impulsada por un proceso autónomo de reducción de ocupación por unidad de producción.

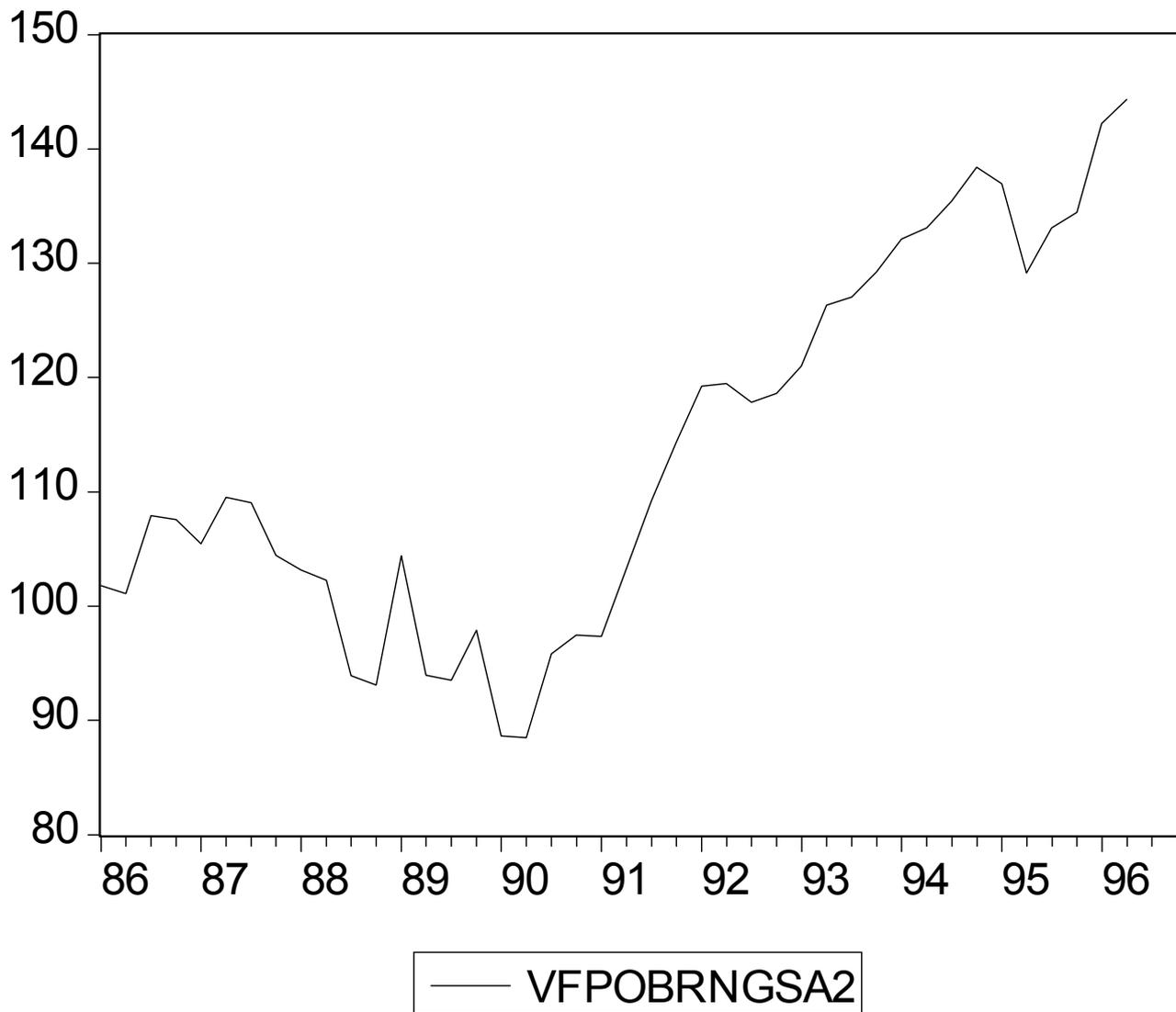
Los factores de la variación del empleo industrial

La variación del empleo industrial en los años noventa resultó del efecto combinado de tres factores. El primero es el crecimiento de la producción: la expansión de la demanda indujo aumentos de la producción que tendieron a aumentar la demanda de trabajadores. La observación de los gráficos 2 y 3 sugiere que la elasticidad de corto plazo empleo-producción no es nula, de modo que este factor debe haber sido significativo. El segundo factor que consideramos es el efecto desplazamiento de las importaciones: la combinación de la expansión de la demanda con el cambio de precios relativos provocó un aumento más que proporcional de las importaciones. Estas sustituyeron producción interna en la oferta agregada de bienes industriales, ejerciendo un efecto de desplazamiento directo de signo negativo en el incremento de demanda de trabajo resultante del aumento de la demanda interna. El tercer factor es el proceso autónomo de reducción de empleo por unidad de producción que mencionamos arriba.

Dejando de lado el segundo efecto mencionado, los otros dos pueden expresarse alternativamente como una descomposición del aumento de productividad, dado el aumento observado de la producción. Si la elasticidad de corto plazo empleo-producción no es nula, el aumento observado de la productividad puede descomponerse en dos: el incremento atribuible al aumento de la producción y el aumento de la productividad resultante de los cambios en la composición de la producción, en la tecnología y en la organización de las firmas, realizados para ganar competitividad en el nuevo contexto. El propósito de esta sección es separar y estimar los mencionados efectos.

³ Hemos realizado un análisis de la dinámica del índice de horas trabajadas por obrero. La tendencia de largo plazo estable de esta serie nos llevó a descartar la utilización de las horas trabajadas en lugar de obreros ocupados ya que con la primera no se obtiene una ganancia significativa en el análisis.

Gráfico 3
Productividad por obrero
Indice base 1986-90=100



Efectos cíclicos y tendencia en el empleo y la productividad

Para separar los efectos del ciclo y la tendencia en la dinámica del empleo estimamos la ecuación:

$$d \log E = \alpha d \log Y - \beta \quad (1)$$

donde E: obreros ocupados; Y: valor bruto de producción. α es la elasticidad empleo-producción de corto plazo y β es una constante en el período que representa la tendencia al aumento de la productividad independiente del ciclo.

Esto puede verse restando la ecuación (1) de la identidad:

$$d \log Y = d \log Y$$

de donde se obtiene:

$$d \log Y - d \log E = d \log Q = (1 - \alpha) d \log Y + \beta$$

donde la tasa de la productividad aparece separada en una componente cíclica y la tendencia β de largo plazo. La ventaja de la ecuación (1) es que puede estimarse directamente, mientras que en la última formulación Y entra por construcción en ambas variables.

Estimamos la ecuación (1) por m.c.o. con datos trimestrales desde 1991:2. El resultado de la estimación se muestra en el cuadro 4. Los estimadores de α y β son significativos. La elasticidad empleo-producción es 0.21 y la estimación de β es una tasa trimestral de 0.93%, equivalente a una tasa de 3.8% anual.

A continuación utilizamos los resultados obtenidos para descomponer el aumento de la productividad (en tasa) observado entre el año 1990 y el año 1996 entre una componente atribuible al aumento de la producción y la componente autónoma. Dado que β es el estimador de la tasa trimestral del aumento autónomo de la productividad, calculamos $BETA = (1 + \beta)^{24} - 1$ como estimador de la tasa de aumento de la productividad autónoma del período completo 1990-96 (24 trimestres). Con este estimador calculamos por diferencia la componente atribuible al crecimiento de la producción. Los resultados son:

$$\begin{aligned} \Delta Q/Q &= \Delta QC/Q + BETA \\ 47\% &= 22\% + 25\% \end{aligned}$$

Como se ve, algo menos de la mitad del aumento de productividad del período $\Delta Q/Q = 47\%$ es atribuible al crecimiento de la producción⁴.

⁴ La motivación de calcular por diferencia el aumento de la productividad atribuible al ciclo para el agregado de la producción industrial es homogeneizar el procedimiento con los cálculos análogos a nivel de ramas de la industria que presentamos más adelante. En esos casos, a diferencia de los resultados que se obtienen para el agregado, no siempre es posible obtener estimaciones significativas de la elasticidad empleo-producción, por lo que el procedimiento adoptado tiene aplicabilidad más general. Para el agregado industrial, si se utiliza la estimación obtenida de α , es: $(1 - \alpha) = 0.79$; $\Delta Y/Y = 22.5\%$, de lo que resulta que el aumento de productividad atribuible al crecimiento de la producción es 18%.

Aplicamos un procedimiento semejante para descomponer la contracción del empleo entre 1990 y 1996 en una componente negativa, determinada por la tendencia a la reducción de fuerza de trabajo por unidad de producción, y una componente positiva atribuible a la expansión de la producción:

$$\begin{aligned} \Delta E/E &= \Delta EC/E - \text{BETA} \\ -17\% &= 8\% - 25\% \end{aligned}$$

La reducción del empleo a producción constante hubiera implicado una contracción de 25% en el período. El incremento de la producción inducido por la expansión de la demanda implicó un efecto positivo de 8%, amortiguando la caída observada a 17%.

Los efectos empleo directos de las variaciones de importaciones y exportaciones

Ahora queremos estimar los efectos desplazamiento de las importaciones (y el efecto expansivo de las exportaciones) sobre la producción y el empleo de la industria en el período 1990-96. Utilizamos para esto la siguiente identidad:

$$\begin{aligned} \Delta Y/Y &= \Delta CA/Y + \Delta X/Y - \Delta M/Y \\ 35\% &= 57.6\% + 10.2\% - 32.8\% \end{aligned}$$

donde CA es el consumo interno aparente de bienes industriales, X son las exportaciones y M son las importaciones, todas las variables valuadas a precios constantes de 1986⁵.

⁵ El consumo interno aparente es estimado por residuo a partir de los datos de producción, exportaciones e importaciones. Utilizamos para esto datos de producción de las Cuentas Nacionales a precios constantes de 1986 que difieren de los datos de valor de la producción de la Encuesta Industrial. Mientras en esta última el incremento de la producción industrial 1990-96 es 22.5%, en las Cuentas Nacionales el incremento es 35%. En varias ramas de la industria las cifras de las Cuentas Nacionales reproducen los resultados de la Encuesta Industrial. En otras, esos datos son complementados con información adicional, lo que explica las diferencias. En los cálculos que presentamos utilizamos exclusivamente datos de la Encuesta para las estimaciones de empleo y productividad. En cambio, como mencionamos, utilizamos los datos de producción de las Cuentas Nacionales para descomponer la demanda final y también en el cálculo de los índices de apertura que utilizamos más adelante.

Cuadro 4. Efectos Ciclo y Tendencia en el Empleo

LS // Dependent Variable is DLOG(E)

Sample(adjusted): 1991:2 1996:2

Included observations: 21 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(Y)	0.210125	0.076117	2.760545	0.0124
C	-0.009270	0.002638	-3.513855	0.0023
R-squared	0.286267	Mean dependent var		-0.006792
Adjusted R-squared	0.248702	S.D. dependent var		0.013116
S.E. of regression	0.011368	Akaike info criterion		-8.863444
Sum squared resid	0.002456	Schwarz criterion		-8.763966
Log likelihood	65.26845	F-statistic		7.620607
Durbin-Watson stat	1.504590	Prob(F-statistic)		0.012447

Entre 1990 y 1996 el incremento de la demanda interna de bienes industriales fue de 57.6% de la producción de 1990. El aumento de las exportaciones de ese origen adicionó un 10.2% a las fuentes de demanda total. En el mismo periodo, el aumento de las importaciones de bienes industriales tuvo un valor equivalente a 32.8% de la producción de 1990, de modo que el incremento de la oferta de importaciones atendió prácticamente la mitad del incremento de la demanda. Las variaciones en las componentes de la demanda y la oferta agregadas de bienes industriales determinan los efectos respectivos sobre la tendencia al aumento del empleo inducida por el aumento de la producción:

$$\begin{aligned} \Delta EC/E &= EFCA + EFX - EFM \\ 8\% &= 13.3\% + 2.3\% - 7.6\% \end{aligned}$$

El incremento de 8% del empleo industrial, inducido por el aumento de la producción, es el resultante de dos efectos: un efecto positivo de 15.6%, derivado del aumento de la demanda interna y las exportaciones, y un efecto negativo de 7.6% atribuible al aumento de las importaciones en la oferta agregada de bienes industriales. El desplazamiento directo de empleo por importaciones estimado de esta manera es más de la mitad del efecto expansivo atribuible al aumento de la demanda interna. En la siguiente igualdad resumimos la descomposición de todos los efectos sobre la variación del empleo observada entre 1990 y 1996.

$$\begin{aligned} \Delta E/E &= -BETA + \alpha \Delta Y/Y = -BETA + EFCA + EFX - EFM \\ -17\% &= -25\% + 8\% = -25\% + 13.3\% + 2.3\% - 7.6\% \end{aligned}$$

Sección 3

Los factores de las variaciones del empleo industrial que examinamos en la sección precedente afectaron en formas diferenciadas las distintas ramas de la actividad. La demanda interna se incrementó con distintas intensidades y también difieren entre ramas las proporciones de los aumentos de la demanda satisfechas con importaciones, de modo que la producción aumentó con distintas tasas. Las elasticidades empleo-producción de las ramas no son las mismas y tampoco pueden suponerse uniformes las posibilidades de aumento de la productividad del trabajo que pueden lograrse con los cambios tecnológicos y organizativos de las empresas. Para atender esa diversidad y generar datos que permitan las comparaciones intraindustriales extendemos en esta sección el método y los procedimientos de la precedente al análisis desagregado del sector industrial. Trabajamos con 26 ramas de la producción, correspondientes al nivel de tres dígitos de la Clasificación Internacional Uniforme (Clasificación CIIU. Revisión 2). Numeramos las ramas de la industria de 2 (Productos Alimenticios) a 27 (Construcción de Material de Transporte. Dejamos de lado dos ramas de escasa significación: la residual Otras Industrias, por falta de información; y la rama Fabricación de Equipo Profesional y Científico, porque existen inconsistencias insalvables entre los datos de comercio exterior y producción. Las definiciones y correspondencias con la CIIU se presentan en el Anexo 2.

Efectos cíclicos y tendencia en el empleo y la productividad según rama

A partir de los datos de producción y empleo desestacionalizados de cada rama, en la forma de series trimestrales entre 1991:2 y 1996:4, estimamos las ecuaciones:

$$d \log E_{it} = \alpha_i d \log Y_{it} - \beta_i \quad i = 2, \dots, 27 \quad (1)$$

donde el subíndice i representa las ramas de la industria. Obtenemos de esta manera estimaciones de las tendencias β_i de aumentos de la productividad independientes del ciclo, para cada rama de la industria. Como hicimos en la sección precedente, calculamos para cada rama la componente acíclica del incremento de la productividad entre los años 1990 y 1996: $BETA_i = (1 + \beta_i)^{24} - 1$. Asimismo, estimamos para cada rama la componente cíclica del aumento de la productividad por diferencia entre el aumento observado de la productividad y el correspondiente $BETA_i$.

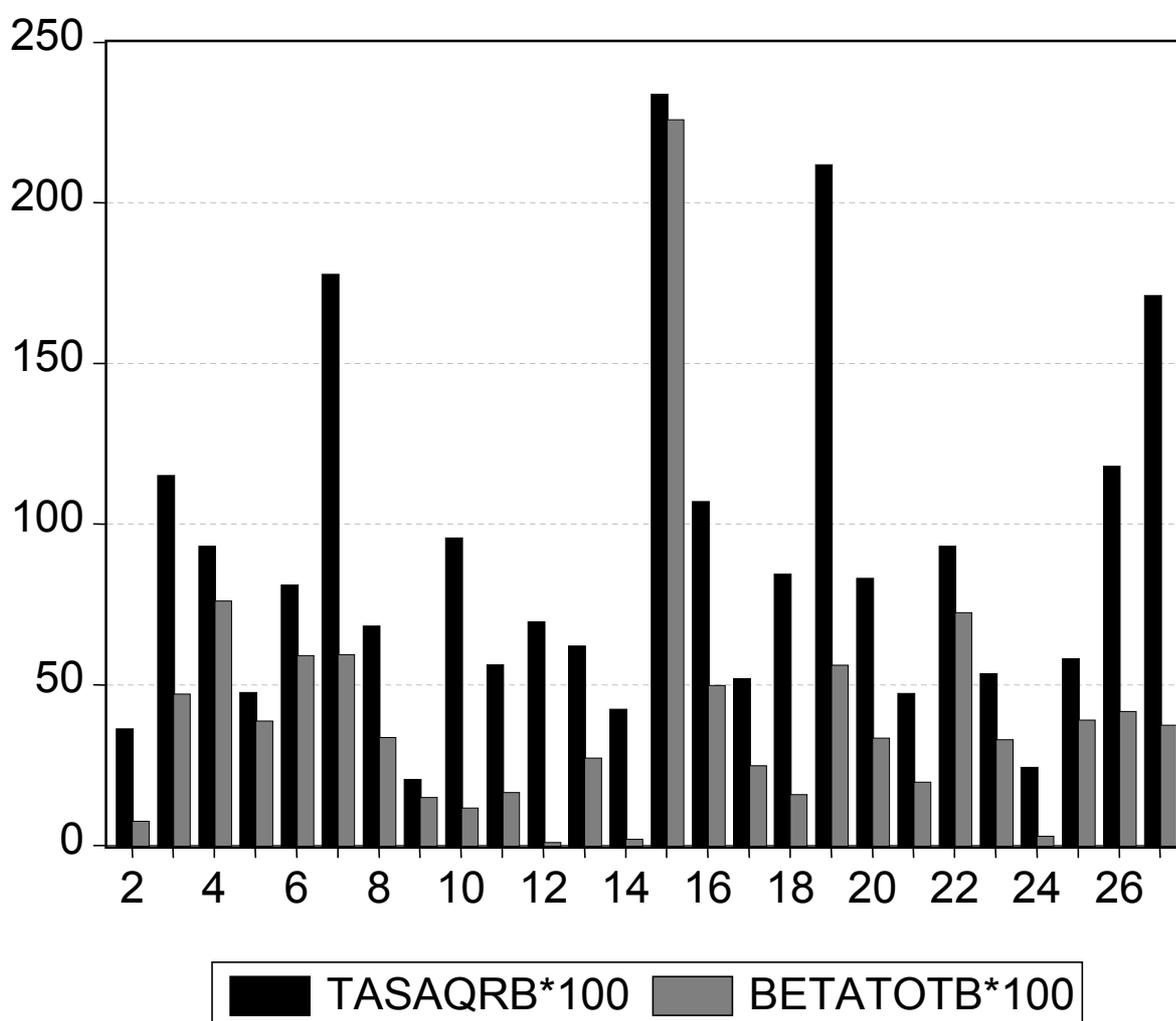
En el cuadro 5 se presentan para cada rama las tasas 1990-96 de aumentos de la producción y de la productividad, las tendencias $BETA_i$ y las estimaciones del aumento de productividad cíclico. En la rama 2 (Alimentos), por ejemplo, se verificó un aumento de la producción de 34%. La rama mostró una relativamente alta elasticidad empleo-producción, que arroja un coeficiente $BETA_2$ relativamente pequeño y una alta proporción del aumento de productividad explicada por la componente cíclica. Los resultados opuestos pueden verse en el caso de la rama 15 (Refinerías de petróleo). La producción aumentó en esta rama 6.3%, con una fuerte reducción del empleo que se tradujo en un aumento de la productividad de 233.9%, explicado prácticamente en su totalidad por la componente $BETA$.

**Cuadro 5. Tasas de Crecimiento de Y, Q, BETA y QC entre 1990 y 1996
(en porcentaje)**

Ramas	$\Delta Y/Y$	$\Delta Q/Q$	BETA	$\Delta QC/Q$
2	34.03222	36.30981	7.402540	28.90727
3	53.07788	115.1443	47.06551	68.07875
4	18.95130	93.05496	76.06459	16.99037
5	-1.593835	47.55262	38.69905	8.853570
6	7.057678	80.95895	59.00699	21.95196
7	82.34175	177.8017	59.31796	118.4837
8	29.45648	68.20177	33.47290	34.72887
9	2.866998	20.52024	14.82341	5.696831
10	93.91325	95.73354	11.57754	84.15600
11	35.06695	56.18268	16.43704	39.74564
12	70.78538	69.60706	0.865166	68.74189
13	27.52219	62.01458	27.13045	34.88413
14	39.28088	42.38293	1.805844	40.57709
15	6.268083	233.8901	225.7841	8.106031
16	43.16625	106.9746	49.81641	57.15821
17	15.67357	51.89127	24.79803	27.09324
18	107.9218	84.38198	15.70340	68.67858
19	109.1683	211.7888	56.07611	155.7126
20	36.12117	83.09617	33.40961	49.68656
21	23.29517	47.20371	19.66701	27.53670
22	15.28460	93.20741	72.43604	20.77137
23	16.63193	53.41790	32.97372	20.44418
24	17.13470	24.34632	2.853504	21.49282
25	10.30183	58.12587	38.99818	19.12769
26	48.73821	118.0038	41.61105	76.39274
27	111.9724	171.1741	37.43382	133.7403

La descomposición según ramas de la industria puede verse en el gráfico 4, que muestra los aumentos de productividad observados en cada rama y las correspondientes componentes $BETA_i$ de los mismos.

Gráfico 4
 Tasas de aumento de la productividad total y acíclica 1990-96(%)
 $TQRB = dQ/Q$ $BETATOTB = BETA$



En forma análoga descomponemos las contracciones del empleo en cada rama entre la reducción atribuible a las tendencias $BETA_i$ y los efectos atribuibles a la variación de la producción. Los resultados pueden verse en el cuadro 6. En el sector 2, por ejemplo, donde la producción se incrementó 34% y el empleo se contrajo 1.3%, el incremento tendencial de la productividad - a producción constante - hubiera implicado una caída del empleo de 7.4%. El aumento de la producción de la rama indujo un efecto cíclico positivo de 6.1%.

Una verificación alternativa del carácter acíclico de las tasas $BETA_i$

Aunque las tasas $BETA_i$ representan por construcción los incrementos de productividad independientes de las variaciones de la producción, verificamos la descomposición con un procedimiento alternativo. Para esto, en el cuadro 7 se muestra la matriz de correlaciones entre ramas de las tasas de la productividad total ($\Delta Q/Q$), de la productividad cíclica ($\Delta QC/Q$), de la producción ($\Delta Y/Y$) y $BETA$. Como puede verse, las tendencias $BETA$ tienen correlación pequeña y negativa con las tasas de la productividad cíclica y la producción. Por otro lado, las tasas de aumento de la productividad cíclica están altamente correlacionadas con las tasas de aumento de la producción.

Los "efectos medios" sobre el empleo

Los "efectos medios" sobre el empleo de las ramas de los aumentos de la producción y de las reducciones autónomas del empleo pueden estimarse mediante una regresión entre ramas. Además, esta regresión proporciona un test adicional sobre la capacidad explicativa de las variables y el modelo construidos sobre las series de tiempo.

Estimamos la ecuación:

$$\Delta E_i/E_i = \lambda BETA_i + \psi \Delta Y_i/Y_i \quad i=2,\dots,14,16,\dots,27$$

donde las tasas 1990-96 del empleo de las ramas están explicadas por las tasas $BETA$ y las tasas de variación de la producción. Excluimos la rama 15 (Refinerías de petróleo), donde toda la caída del empleo es atribuible a $BETA$. Los resultados de la estimación por m.c.o. (corregidos por heterocedasticidad) pueden verse en el cuadro 8. Los indicadores de ajuste son satisfactorios. Los estimadores de λ y ψ tienen los signos esperados y son altamente significativos. La "elasticidad media" empleo-producción resulta 0.12, significativamente inferior a la elasticidad de 0.21 estimada más arriba sobre la serie de tiempo para el sector industrial agregado. La diferencia puede atribuirse a que las ramas de elasticidad empleo-producción relativamente más altas ocupan una proporción relativamente mayor del empleo.

**Cuadro 6. Tasas de Crecimiento de E, EC y BETA entre 1990 y 1996
(en porcentaje)**

Ramas	$\Delta E/E$	$\Delta EC/E$	-BETA
2	-1.282500	6.120040	-7.402540
3	-28.40670	18.65881	-47.06551
4	-38.41620	37.64839	-76.06459
5	-33.69850	5.000550	-38.69905
6	-41.41350	17.59349	-59.00699
7	-34.12190	25.19606	-59.31796
8	-22.89340	10.57950	-33.47290
9	-15.69310	-0.869691	-14.82341
10	-1.094900	10.48264	-11.57754
11	-13.60280	2.834239	-16.43704
12	0.617420	1.482586	-0.865166
13	-21.40450	5.725952	-27.13045
14	-2.358400	-0.552556	-1.805844
15	-68.18960	157.5945	-225.7841
16	-30.81430	19.00211	-49.81641
17	-24.21810	0.579929	-24.79803
18	13.00334	28.70674	-15.70340
19	-33.18800	22.88811	-56.07611
20	-25.78840	7.621212	-33.40961
21	-16.77560	2.891406	-19.66701
22	-40.40130	32.03474	-72.43604
23	-24.18590	8.787819	-32.97372
24	-5.839500	-2.985996	-2.853504
25	-30.19440	8.803776	-38.99818
26	-32.30780	9.303248	-41.61105
27	-21.74170	15.69212	-37.43382

Cuadro 7. Matriz de Correlaciones. Ramas 2 a 27

	$\Delta Q/Q$	BETA	$\Delta QC/Q$	$\Delta Y/Y$
$\Delta Q/Q$	1.000000	0.706475	0.625521	0.494285
BETA	0.706475	1.000000	-0.110268	-0.203051
$\Delta QC/Q$	0.625521	-0.110268	1.000000	0.917984
$\Delta Y/Y$	0.494285	-0.203051	0.917984	1.000000

Cuadro 8. Efectos sobre el empleo (I)

LS // Dependent Variable is

$$\Delta E_i/E_i$$

Sample: 2 14 16 27

Included observations: 25

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$\Delta Y_i/Y_i$	0.122023	0.047346	2.577265	0.0172
BETA _i	-0.586546	0.061472	-9.541707	0.0000
C	-0.069392	0.017750	-3.909393	0.0008
R-squared	0.869635	Mean dependent var		-0.210488
Adjusted R-squared	0.857783	S.D. dependent var		0.145435
S.E. of regression	0.054846	Akaike info criterion		-5.694295
Sum squared resid	0.066177	Schwarz criterion		-5.548030
Log likelihood	38.70523	F-statistic		73.37839
Durbin-Watson stat	2.434577	Prob(F-statistic)		0.000000

Los efectos de las variaciones de exportaciones e importaciones según ramas

Como planteamos en la sección precedente, la componente del empleo de cada rama asociada a la variación observada de la producción ($\Delta EC/E$) es la resultante de la expansión de la demanda interna y de los efectos de distinto signo de las variaciones de las exportaciones y las importaciones. La descomposición de la oferta y demanda agregada de cada rama se presenta en el cuadro 9 en la forma:

$$\Delta Y_i^*/Y_i^* = \Delta CA_i/Y_i^* + \Delta X_i/Y_i^* - \Delta M_i/Y_i^* \quad i=2,\dots,27$$

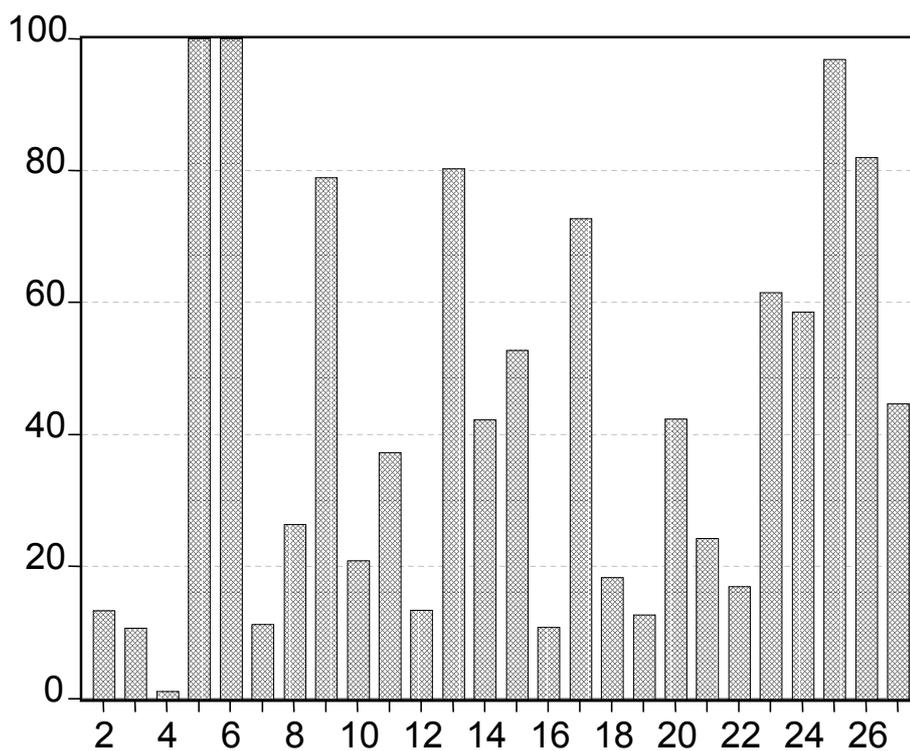
donde Y_i^* son los datos de producción de las Cuentas Nacionales y todas las variables están valuadas a precios constantes de 1986.

La importancia relativa del incremento de las importaciones en los mercados de las ramas de la industria puede verse en el gráfico 5, que muestra la proporción cubierta por

**Cuadro 9. Incrementos en Producción y Demanda entre 1990 y 1996
(en porcentaje)**

Ramas	$\Delta Y^*/Y^*$	$\Delta CA/Y^*$	$\Delta X/Y^*$	$-\Delta M/Y^*$
2	32.03815	19.06270	17.86240	-4.886950
3	26.95148	24.34814	5.800460	-3.197120
4	18.46165	17.42564	1.218460	-0.182460
5	-11.45740	3.229960	-1.570300	-13.11698
6	-2.555300	2.319360	2.369630	-7.244280
7	67.90797	27.28107	49.13890	-8.512000
8	29.45639	40.02727	-0.053600	-10.51724
9	5.010360	20.77659	2.926590	-18.69283
10	93.91269	100.4052	18.24054	-24.73301
11	71.88308	110.6552	3.786270	-42.55843
12	72.00111	74.19703	8.869170	-11.06509
13	22.34476	102.9887	9.867580	-90.51148
14	40.95029	59.00602	11.75333	-29.80906
15	8.501400	21.00990	-3.041900	-9.466600
16	77.71838	94.88169	-7.775300	-9.387960
17	12.89070	38.14204	9.028710	-34.28005
18	146.5604	172.8439	6.608020	-32.89155
19	109.1682	127.6562	-2.756200	-15.73181
20	36.12122	62.05171	0.579900	-26.51039
21	27.65084	34.81571	1.680700	-8.845560
22	89.02325	105.9361	1.173510	-18.08632
23	25.49325	72.73611	-6.489300	-40.75356
24	14.65665	33.04163	2.234250	-20.61922
25	6.317160	185.3072	10.02398	-189.0140
26	31.24755	166.7856	6.580240	-142.1183
27	126.4061	182.2359	45.97013	-101.7999

Gráfico 5
Proporción de las importaciones en el incremento de la demanda agregada 1990-96
(%) $dM/(dCA+dX)$



importaciones del incremento 1990-96 de la demanda agregada de cada rama. La proporción es 48% para el agregado de la industria.

Un resumen de los efectos sobre el empleo

Presentamos aquí un resumen de los efectos sobre el empleo de los factores discutidos en los puntos precedentes. Seguimos un procedimiento análogo al descrito más arriba, utilizando ecuaciones estimadas entre ramas para obtener coeficientes que representan los "efectos medios" sobre el empleo de la industria atribuibles a la expansión de la demanda interna, las importaciones y las exportaciones. Como ya señalamos, esta estimación proporciona un test adicional del modelo.

En primer lugar estimamos la ecuación:

$$\Delta E_i/E_i = \lambda \text{BETA}_i + \theta_1 \Delta CA_i/Y_i + \theta_2 \Delta M_i/Y_i + \theta_3 \Delta X_i/Y_i \quad i=2,\dots,14, 16,\dots,27$$

donde las tasas 1990-96 del empleo de las ramas están explicadas por las tasas BETA y los incrementos de la demanda interna, de las importaciones y de las exportaciones en relación con la producción de 1990. Los resultados de la estimación por m.c.o. (corregidos por heterocedasticidad) pueden verse en el cuadro 10. El ajuste es satisfactorio. El estimador del coeficiente λ es negativo, significativo y similar al obtenido previamente. Los coeficientes correspondientes a los efectos de la expansión de las demandas internas, las importaciones y las exportaciones son altamente significativos y tienen el signo esperado. Son de magnitud similar entre sí y semejantes a la "elasticidad media" empleo-producción presentada más arriba.

Cuadro 10. Efectos sobre el empleo (II)

LS // Dependent Variable is

$\Delta E_i/E_i$

Sample: 2 14 16 27

Included observations: 25

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$\Delta CA_i/Y_i$	0.118945	0.042148	2.822066	0.0105
$\Delta M_i/Y_i$	-0.149742	0.042007	-3.564675	0.0019
$\Delta X_i/Y_i$	0.110332	0.045222	2.439762	0.0241
BETA _i	-0.604802	0.058937	-10.26186	0.0000
C	-0.056177	0.016228	-3.461717	0.0025
R-squared	0.905517	Mean dependent var		-0.210488
Adjusted R-squared	0.886621	S.D. dependent var		0.145435
S.E. of regression	0.048971	Akaike info criterion		-5.856217
Sum squared resid	0.047962	Schwarz criterion		-5.612442
Log likelihood	42.72925	F-statistic		47.91973
Durbin-Watson stat	2.221810	Prob(F-statistic)		0.000000

Sección 4

En esta sección utilizamos la comparación entre ramas de la industria para avanzar en el análisis de los mecanismos que asocian los cambios en las dinámicas de la productividad y el empleo con la apertura (esto es, con el conjunto de nuevas condiciones que rigió desde principios de 1991).

Utilizamos como índice de apertura el incremento entre 1990 y 1996 de la relación importaciones/producción (a precios constantes de 1986):

$$INA = \Delta(M/Y)$$

La relación M/Y del año 1990 es similar a la media del segundo quinquenio de los años ochenta, de modo que el índice es representativo de los cambios que tuvieron lugar entre ese período y 1996. El cuadro 11 muestra las relaciones M/Y de 1990 y 1996 y el indicador de apertura, que también se expone en el gráfico 6.

Apertura y protección efectiva

Antes de entrar al tema principal de la sección exploramos el peso relativo que tuvo la reducción en la protección efectiva sobre los diferenciales de apertura de las ramas. Como indicamos más arriba, la apertura fue impulsada por el cambio de precios relativos a través de dos vías: la apreciación del tipo de cambio y la reducción de la protección tarifaria y eliminación de restricciones cuantitativas. El primer efecto operó uniformemente sobre todas las ramas de la industria. En cambio, la reducción de la protección efectiva no fue uniforme para todas las ramas de la industria. En el gráfico 14 se muestran las reducciones de la protección efectiva asociadas a los índices de apertura de cada rama. La reducción de la protección está calculada como:

$$REDPROTEC_i = ((1 + T1990_i)/(1 + T1996_i)) - 1 \quad i = 2, \dots, 27$$

donde $T1990_i$ y $T1996_i$ representan respectivamente las tasas de protección efectiva de la rama i vigentes en 1990 y 1996.

El gráfico destaca cuatro ramas donde los índices de apertura superan el 40%. Estas ramas son la 13 (Sustancias químicas industriales), 25 (Maquinaria excepto la eléctrica), 26 (Maquinaria y aparatos eléctricos) y 27 (Material de transporte). Como puede verse, las cuatro tuvieron una reducción relativamente importante de la protección efectiva. Hay siete ramas donde REDPROTEC es superior a 10% y entre ellas se cuentan las cuatro mencionadas. Una regresión entre el índice de apertura y REDPROTEC sobre el conjunto completo de ramas arroja un coeficiente de regresión positivo y significativo al 6%. Pero la significación proviene exclusivamente de las cuatro ramas mencionadas. Si éstas se excluyen de la muestra, la significación del coeficiente de regresión desaparece (es significativo al nivel 70%).

Por otro lado, las ramas de sustancias químicas y maquinarias (13, 25 y 26) ya eran relativamente muy abiertas en 1990, con relaciones importaciones/producción de entre 20% y 40%. La particularidad de esa mayor apertura queda ilustrada señalando que la relación importaciones/producción del agregado de la industria era 6% y que fuera de este grupo, la

Cuadro 11. Indicador de apertura (%)

Ramas	M/Y 1990	M/Y 1996	INA
NG	5.846610	28.64448	22.79787
2	0.524240	4.098200	3.573960
3	0.435300	2.861270	2.425970
4	0.108330	0.245470	0.137140
5	1.307600	16.29111	14.98351
6	0.134580	7.572360	7.437780
7	0.307410	5.252530	4.945120
8	0.687890	8.655530	7.967640
9	3.027980	20.68444	17.65646
10	1.107880	13.32604	12.21816
11	4.051210	27.11706	23.06585
12	0.985700	7.006230	6.020530
13	41.42267	107.8380	66.41533
14	9.564550	27.93439	18.36984
15	0.352640	9.049870	8.697230
16	4.830400	8.000500	3.170100
17	4.503260	34.35474	29.85148
18	2.072030	14.18054	12.10851
19	2.680430	8.802600	6.122170
20	2.671610	21.43824	18.76663
21	2.856410	9.167170	6.310760
22	6.806550	13.16921	6.362660
23	10.48019	40.82590	30.34571
24	2.045620	19.76758	17.72196
25	31.52027	207.4306	175.9103
26	21.84246	124.9248	103.0823
27	7.365650	48.21668	40.85103

Gráfico 6. Indicador de Apertura 1990-96 (%)

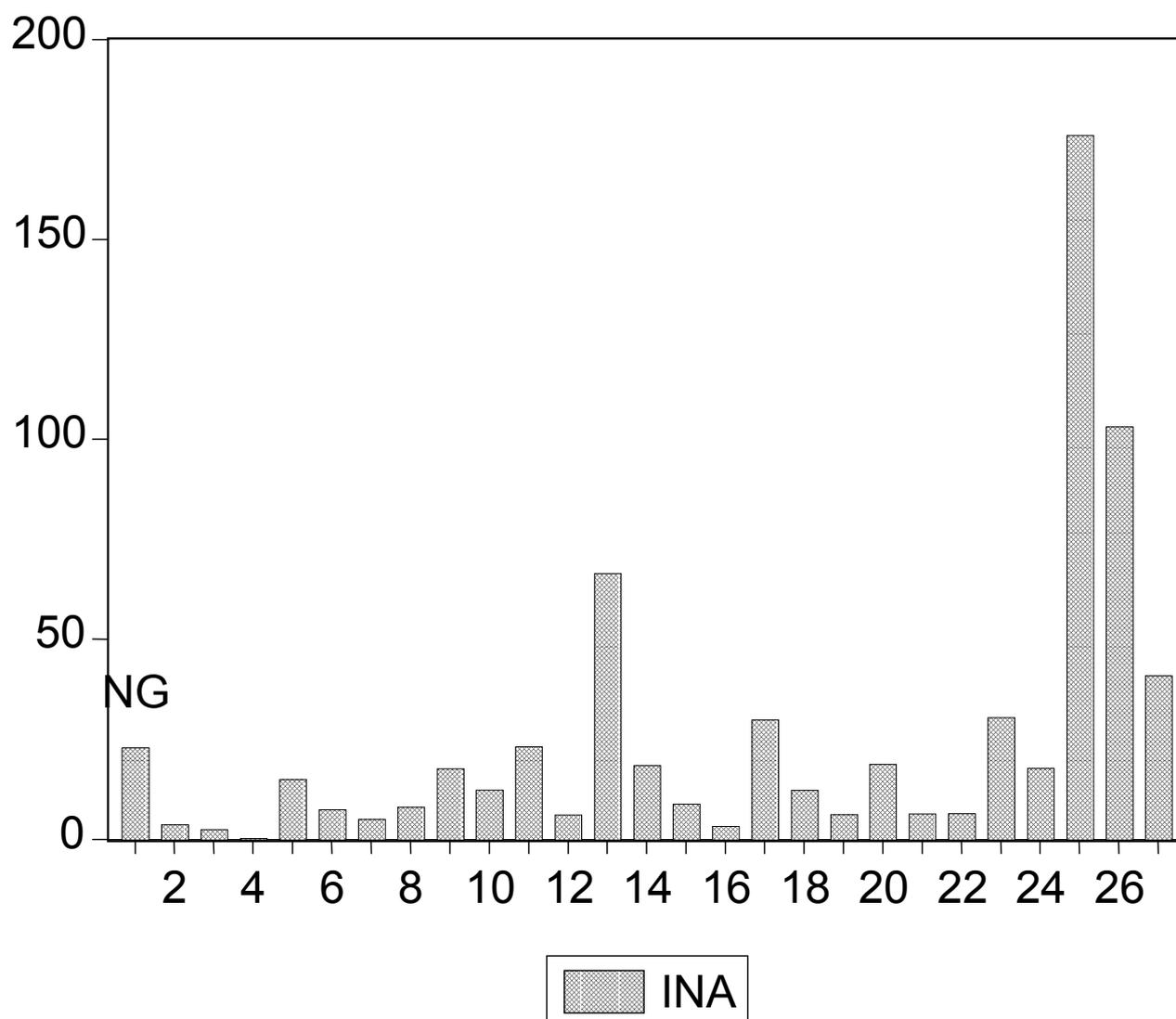
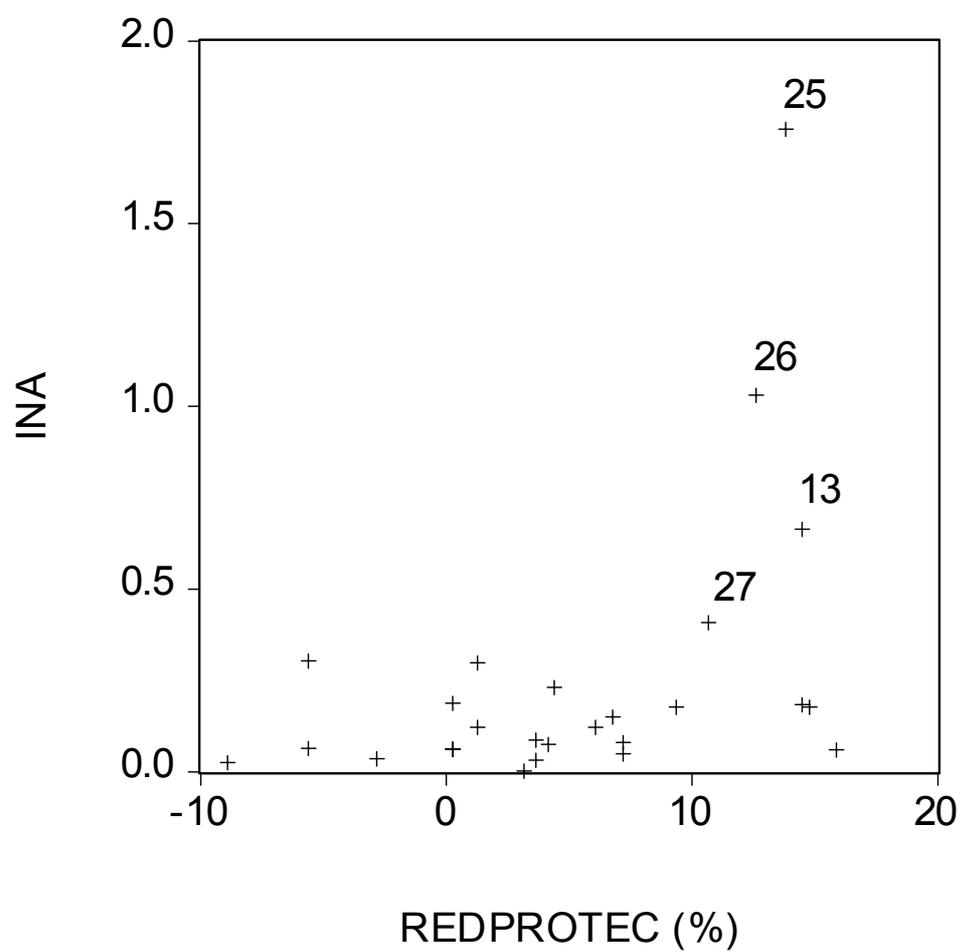


Gráfico 7. Indicador de apertura y reducción de la protección efectiva
1990-96



máxima relación importaciones/producción era 10%. (ver Cuadro 11). En resumen, tres de las cuatro ramas con excepcionalmente altos índices de apertura se encuentran entre las ramas con mayores reducciones de protección efectiva, pero también son las tres ramas cuyo grado de apertura era excepcionalmente alto en 1990. La restante rama de alto índice de apertura 1990-96 es la industria automotriz. Esta tenía en 1990 una relación importaciones/producción semejante al agregado de la manufactura (7%). En este caso no son relevantes las condiciones de apertura previa ni la reducción de la protección tarifaria. La industria automotriz está regida por un régimen especial de comercio exterior compensado y franquicias a las importaciones de las marcas con producción local que explica el alto índice de apertura observado.

Productividad y apertura

La primera cuestión que examinamos es el signo y la significación de la relación entre los incrementos de productividad y apertura.

El gráfico 13 muestra la asociación entre las tasas de aumento de la productividad y los índices de apertura de las ramas. El gráfico sugiere una relación de signo negativo. Sin embargo, el coeficiente de regresión no resulta significativo en una regresión sobre la muestra completa de la forma:

$$\Delta Q/Q = \delta_1 INA + b_1$$

Ese resultado deviene de la heterogeneidad de los índices de apertura. Como ya mencionamos, hay cuatro ramas donde los índices de apertura superan el 40% y son outliers con relación al resto de la muestra. La ecuación impone un único coeficiente δ_1 sobre toda la muestra. En la medida en que la relación entre las variables es poco significativa en el subconjunto de las ramas 13, 25, 26 y 27, el alto peso relativo de los índices de apertura correspondientes desdibuja la significación de la relación sobre la muestra completa. Como se ve en el gráfico 12, la relación negativa aparece más evidente si se exceptúan las ramas mencionadas.

Para testar la relación sobre toda la muestra tomando en cuenta la hipótesis mencionada incluimos una variable dummie que permite diferenciar el coeficiente de regresión de las ramas 13, 25, 26 y 27. Estimamos una ecuación de la forma:

$$\Delta Q_i/Q_i = \delta_1 INA_i + \delta_2 DUM_i + b_1 \quad i = 2, \dots, 27$$

$$DUM_i = 0, \quad i = 2, \dots, 12, 14, \dots, 24; \quad DUM_i = INA_i, \quad i = 13, 25, 26, 27$$

El resultado de la estimación por m.c.o. (corregido por heterocedasticidad) es:

$$\Delta Q/Q = -3.01 INA + 2.72 DUM + 1.23$$

(-3.32)* (3.35)* (6.53)*

Estadísticos t entre paréntesis. *: significativo al 5%.

Gráfico 8. Aumentos de productividad y apertura 1990-96

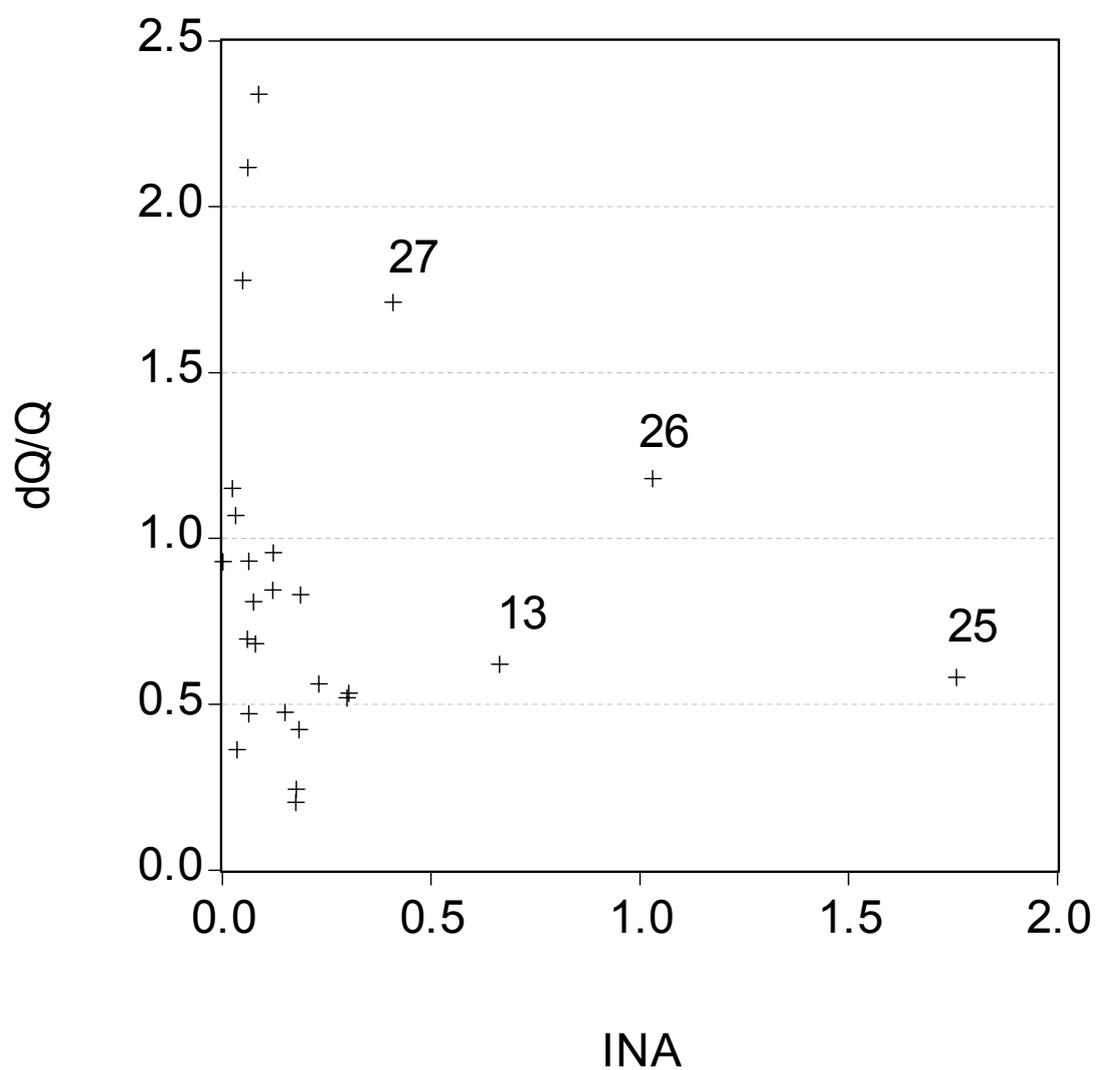
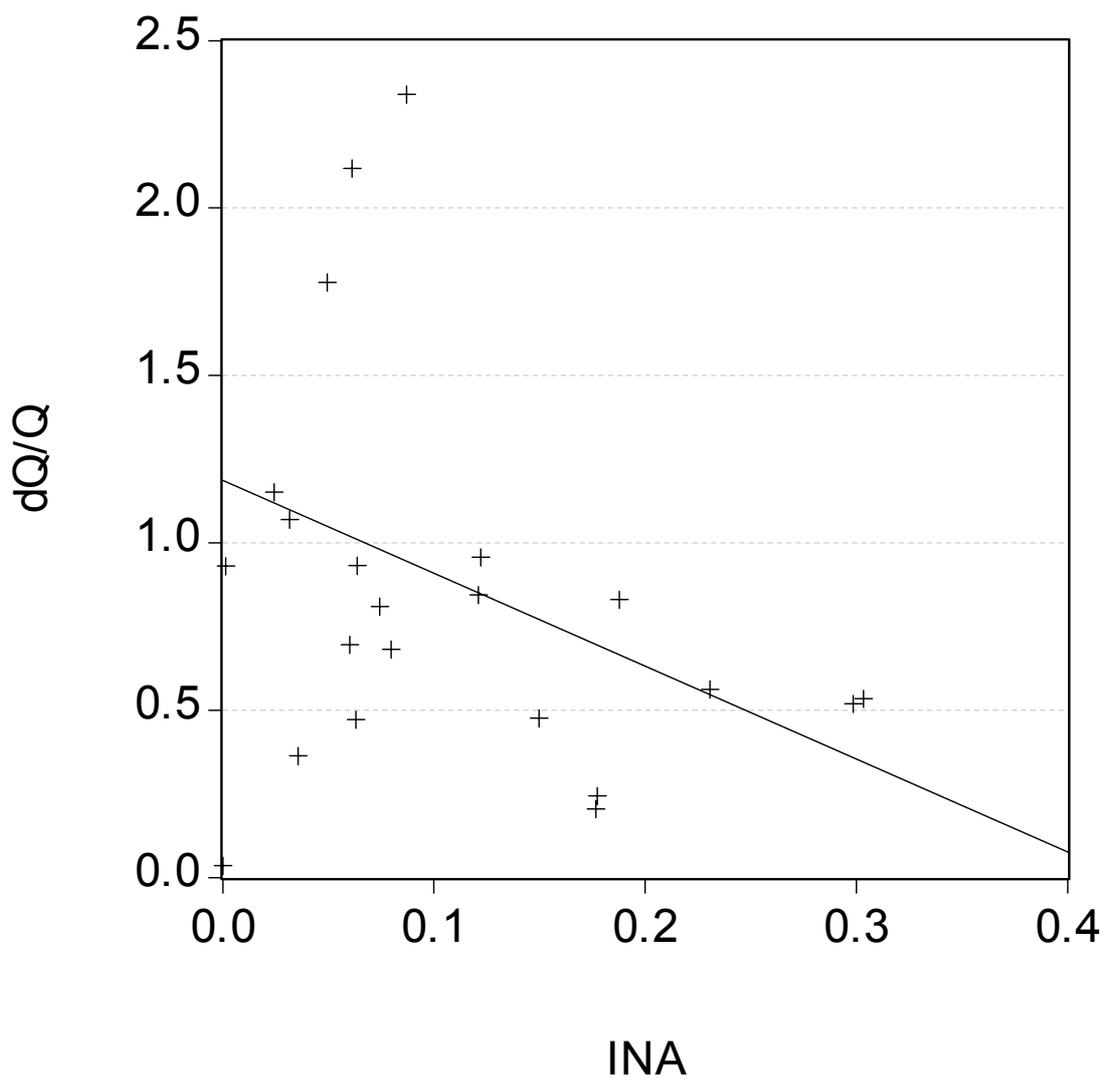


Gráfico 9. Aumentos de productividad y apertura 1990-96
Exceptuadas las ramas 13, 25, 26 y 27.



Como se ve, δ_1 es negativo y significativo. El coeficiente de regresión de las ramas 13, 24, 25 y 26 es $\delta_1 + \delta_2 = -0.29$, también negativo pero pequeño.

Puede afirmarse como conclusión que la productividad tendió a crecer más en las ramas de la industria que experimentaron menor apertura a las importaciones.

La apertura y las componentes del aumento de la productividad

Antes de formular alguna hipótesis sobre la relación identificada, utilizamos la descomposición de los aumentos de productividad presentada en las secciones precedentes para analizar la relación con mayor detalle. Nos interesa identificar si la asociación está determinada por una o ambas componentes de los aumentos de productividad. En este análisis exceptuamos las cuatro ramas de altos índices de apertura y trabajamos sobre las ramas 2,...,12, 14,..., 24.

Como base del análisis por componentes del aumento de la productividad estimamos en primer lugar la ecuación:

$$INA = \phi_1 \Delta Q/Q + d_1$$

Esta no es más que la forma invertida de la ecuación precedente. Los resultados de la estimación (m.c.o./c.h.) son los siguientes:

$$INA = -0.06 \Delta Q/Q + 0.17$$

(-2.73)* (5.55)*

Estadísticos t entre paréntesis. *: significativo al 5%.

Para discriminar entre las componentes de los aumentos de productividad estimamos las ecuaciones:

$$INA = \phi_2 \Delta QC/QC + d_2$$

$$INA = \phi_3 BETA + d_3$$

donde $\Delta QC/QC + BETA = \Delta Q/Q$

Los resultados de las estimaciones (m.c.o./c.h.) son:

$$INA = -0.07 \Delta QC/QC + 0.15$$

(-2.22)* (5.12)*

$$INA = -0.05 BETA + 0.14$$

(-1.60) (5.93)*

Estadísticos t entre paréntesis. *: significativo al 5%.

Como puede verse, la estimación de ϕ_2 , el coeficiente de regresión de la componente cíclica del aumento de productividad, es negativa y significativa. En cambio, la estimación de ϕ_3 no es significativa al 10%. En síntesis, aunque la relación entre los índices de apertura y las tendencias BETA es también de signo negativo, parece claro que la significación de la relación negativa entre apertura y productividad se explica principalmente por la componente cíclica de los aumentos de productividad.

Si el determinante principal de la relación negativa entre apertura y productividad es la componente cíclica es plausible suponer que dicha relación es consecuencia de que la producción aumentó más en las ramas que experimentaron menor apertura. Esto puede testarse directamente reemplazando las tasas de aumento de la producción en lugar de las tasas de aumento de la productividad cíclica en una ecuación similar a la presentada arriba. Estimamos entonces una ecuación de la forma:

$$\text{INA} = \phi_4 \Delta Y/Y + d_4$$

Los resultados de la estimación (m.c.o./c.h.) son:

$$\text{INA} = -0.10 \Delta Y/Y + 0.19$$

(-2.08)* (3.94)*

Estadísticos t entre paréntesis. *: significativo al 5%.

Los índices de apertura tienen una relación de signo negativo y significativa con las tasas de aumento de la producción. La componente cíclica de la productividad aumentó más en las ramas con menores índices de apertura por que estas son las ramas donde más aumentó la producción en el período.

Podemos ahora resumir los resultados mostrados hasta aquí y esbozar una interpretación de la causalidad involucrada en la relación negativa entre los aumentos de la productividad y los grados de apertura en las ramas de la industria. Ambas componentes de los aumentos de productividad tienen una relación de signo negativo con los índices de apertura. Sin embargo, la significación de la relación negativa entre los incrementos de productividad y apertura está determinada principalmente por la componente cíclica de los aumentos de la productividad, asociada a los aumentos diferenciales de la producción de las ramas. La productividad aumentó más en las ramas con menor penetración de importaciones porque estas son las ramas donde más aumentó la producción.

Una consecuencia directa de los resultados mencionados es que la mayor competitividad relativa de las ramas con menor penetración de importaciones y mayores aumentos de producción no puede explicarse por los diferenciales de aumento de productividad observados en el período. ¿Qué puede decirse sobre los diferentes grados de apertura y los distintos comportamientos de la producción observados en el período?

Los diferenciales de apertura

En la primera parte de la sección observamos que tres de las cuatro ramas de índices de apertura excepcionalmente altos (sustancias químicas industriales y maquinarias) eran precisamente las ramas con excepcionalmente alto grado de apertura en 1990. La cuarta

rama es la industria automotriz, sujeta al régimen especial comentado. En este punto mostramos que esta relación entre condiciones iniciales e índice de apertura en el período 1990-96 se extiende a todas las ramas.

En primer lugar, estimamos ecuaciones de la forma:

$$INA = \varphi (M/Y)_{90} + \mu \Delta Q/Q + e$$

donde $(M/Y)_{90}$ representa la relación importaciones-producción de 1990 (medida, como el índice de apertura, a precios constante de 1986). En la primera estimación, para conservar la comparabilidad, utilizamos el mismo conjunto de ramas que en las estimaciones precedentes (exceptuamos las 4 ramas de alto índice de apertura). Los resultados de la estimación (m.c.o./c.h.) son los siguientes:

$$INA = 1.48 (M/Y)_{90} - 0.04 \Delta Q/Q + 0.11$$

(2.75)* (-1.87)** (3.88)*

Estadísticos t entre paréntesis. *: significativo al 5%, **: significativo al 10%.

El estimador del coeficiente φ es positivo y significativo al 5%. Indica que el incremento de la relación importaciones/producción promedió 1.5 veces el cociente importaciones/producción de 1990 (en la muestra de ramas restringida). El coeficiente correspondiente al aumento de la productividad resulta negativo, como en las estimaciones precedentes, pero su significación se reduce. Esto obedece a que existe alguna correlación (negativa) entre los aumentos de productividad y los coeficientes de importaciones de 1990, de modo que estos últimos absorben una parte de la explicación de la varianza de los índices de apertura. Esta ecuación tiene un $R^2 = 0.41$.

La otra estimación la realizamos sobre el conjunto completo de ramas. Sus resultados (m.c.o./c.h.) son los siguientes:

$$INA = 3.06 (M/Y)_{90} + 0.00 \Delta Q/Q + 0.05$$

(2.45)* (0.13) (1.07)

Estadísticos t entre paréntesis. *: significativo al 5%.

Al incluir en la estimación las cuatro ramas de altos incrementos de apertura se duplica la estimación del coeficiente φ , que resulta altamente significativo, y desaparece la significación del coeficiente de la productividad y de la constante. Esta ecuación tiene $R^2=0.66$. Sobre el conjunto completo de ramas, los coeficientes de importaciones de 1990 explican 66% de la varianza de los índices de apertura 1990-96.

Como se ve, los incrementos de apertura están significativamente asociados con los coeficientes de importaciones de 1990. El conjunto de efectos que operó simultáneamente desde 1991 tendió a acentuar los grados de apertura que ostentaban las ramas de la industria antes de ese proceso. Las importaciones aumentaron respecto de la producción interna en todas las ramas, pero aumentaron más en las ramas donde ya era mayor la proporción de importaciones.

Podemos incorporar al análisis la reducción de la protección efectiva, para contar con un juicio adicional sobre su importancia relativa en la explicación de los diferenciales de apertura. Para esto, estimamos en primer lugar la ecuación siguiente sobre el conjunto de ramas restringido (esto es, excluyendo las ramas 13, 25, 26 y 27 de altos índices de apertura):

$$INA = \varphi_1 (M/Y)_{90} + \eta_1 \text{REDPROTEC} + \mu_1 \Delta Q/Q + e_1$$

La estimación (m.c.o./c.h.) es:

$$INA = 1.53 (M/Y)_{90} + 0.00 \text{REDPROTEC} - 0.04 \Delta Q/Q + 0.10$$

(2.64)* (0.53) (-1.65)* (3.00)*

Estadísticos t entre paréntesis. *: significativo al 5%, **: significativo al 12%.

Sobre el conjunto restringido de ramas, la estimación de φ_1 es positiva y significativa, la estimación de η_1 no es significativa y la estimación de μ_1 mantiene el signo negativo pero se reduce su significación. Sobre esta muestra de ramas, REDPROTEC no tiene significación en presencia de las relaciones importación/producción de 1990.

Si la estimación se realiza sobre el conjunto completo de ramas se obtiene, en cambio, el siguiente resultado:

$$INA = 2.89 (M/Y)_{90} + 0.01 \text{REDPROTEC} + 0.01 \Delta Q/Q + 0.02$$

(2.29)* (1.89)* (0.37) (0.47)

Estadísticos t entre paréntesis. *: significativo al 5%, **: significativo al 10%.

En este caso se obtiene una estimación significativa al 10% del coeficiente de regresión de REDPROTEC, pero es evidente que esto obedece exclusivamente a la inclusión de las cuatro ramas de altos índices de apertura, que, como explicamos arriba, se cuentan entre las ramas con mayor reducción de la protección efectiva.

Puede concluirse de lo expuesto que las diferencias entre ramas, con relación a los índices de apertura y con relación a las tasas de aumento de la producción en el período, están explicadas en buena medida por las diferentes condiciones de competitividad que ostentaban las ramas a fines de los años ochenta. Frente al fuerte aumento de la demanda doméstica, la apreciación cambiaria y la reducción de la protección, compitieron más ventajosamente con las importaciones aquellas ramas de la industria que ya contaban con mayor competitividad relativa. En estas ramas fue menor la penetración de importaciones, creció más la producción local y por eso se observan en ellas mayores aumentos de la productividad. Mostramos más adelante que el comportamiento de los precios relativos de las ramas de la industria proporciona una evidencia adicional a favor de esta interpretación.

Las tendencias acíclicas de la productividad

Los diferenciales de aumento de productividad cíclica de las ramas - los asociados a los diferentes aumentos de la producción - solo explican una parte de los diferenciales de

aumento de la productividad. El promedio aritmético de las proporciones de los aumentos de productividad explicados por los aumentos de la productividad cíclica es 56%. Para el agregado de la industria, el aumento de la productividad cíclica explica 46% de la tasa de aumento de la productividad. Las tasas tendenciales BETA de aumento de la productividad son de magnitud importante. Estos aumentos de productividad de la mano de obra son, más precisamente, aumentos de los índices de producción de las ramas por trabajador ocupado. En parte son atribuibles a cambios de composición en la producción medida, tanto del tipo de bienes producidos por las empresas como también de la reducción del valor agregado por las mismas por mayor utilización de partes importadas. Ambos procesos tienden a reducir la utilización de mano de obra por unidad de producción medida. Con relación al primero, estudios de empresas muestran que una de las estrategias de adaptación consistió en reducir la diversidad de tipos y modelos de bienes producidos y en ciertos casos, completar el perfil de la oferta con bienes importados⁶. Con relación al segundo, hay evidencia de una reducción en la proporción de valor agregado. Por ejemplo, la comparación entre las relaciones valor agregado/valor bruto de la producción (VA/VBP) de los censos industriales de 1984 y 1993 muestra para el conjunto de la industria una caída de 51.3%, en 1984, a un valor de 33.8%, en 1993. La regresión entre las relaciones VA/VBP de las ramas de la industria en ambos censos muestra que la caída tendió a distribuirse uniformemente entre las ramas.

Los aumentos de productividad también son atribuibles a los cambios tecnológicos (sustitución de mano de obra por maquinaria) y cambios en la organización de las empresas impulsados por el proceso de apertura y observados como fenómeno general en todas las ramas de la industria. De ambos hay evidencia proporcionada por estudios de empresas y sectores⁷.

Las tasas BETA están expuestas en el gráfico 4. Se destaca a simple vista que la rama 15 (Refinerías de petróleo) es un caso excepcional. En esta rama, la privatización de la compañía estatal de petróleo fue seguida de una fuerte reducción del personal empleado en forma directa. Parte de las tareas desarrolladas por ese personal fue reemplazada por la compra de servicios o productos a empresas independientes. Si se excluye la rama 15, se observa que las tasas BETA están distribuidas entre las ramas con un coeficiente de variación mayor que los aumentos totales de productividad. Excluida la rama 15, el promedio aritmético de las tasas BETA es 33%, el máximo es 76% (rama 4, Tabaco) y el mínimo es prácticamente cero (rama 12, Imprentas y Editoriales).

Pueden hipotetizarse a-priori dos factores explicativos de la heterogeneidad de las tasas tendenciales de aumento de la productividad. En primer lugar, las diferentes posibilidades y limitaciones establecidas por las características específicas de los procesos de producción. Difiere seguramente entre industrias el margen de posibilidad de reducción de la mano de obra (por unidad de producción) determinado por las características técnicas del proceso de producción específico de la rama, incluyendo entre aquéllas las posibilidades de reemplazar mano de obra por maquinaria, directa e indirectamente (menos productos diferentes con mayor componente importada, por ejemplo) y también el grado de rigidez de las formas de organización de la producción. En industrias que ya estaban maquinizadas y donde la organización parece más rígida, como Imprentas y Editoriales

⁶ Cf. Bisang et al (1996), Bisang (1997), Bonvecchi et al (1998), Chudnovsky et al (1996), Fritzsche y Boscherini (1996), Gatto y Ferraro (1997), Kosakoff (1994), Kosakoff (1997), Porta y Kosakoff (1997).

⁷ Cf. bibliografía citada en la nota precedente.

(BETA=1%), el margen de reducción de mano de obra por unidad de producción parece menor que en Fabricación de prendas de vestir (BETA=59%)

En segundo lugar, en función de sus historias previas, las industrias se encontraban a principios de los años noventa en diferentes estadios de avance técnico y organizativo. Se encuentran industrias donde predominan plantas modernas y de instalación relativamente reciente e industrias de tecnología atrasada donde la inversión en equipos había estado deprimida por muchos años. Cabe suponer que las posibilidades de lograr rápidas ganancias de productividad son mayores en el segundo caso que en el primero. Por ejemplo, en la rama 2, de producción de alimentos se observa una tasa BETA pequeña, de 7%. Esta es una rama de gran heterogeneidad de productos, procesos y formas organizativas. Sin embargo, la agregación de la rama incluye la voluminosa industria aceitera, de creación moderna, que ya utilizaba tecnología de punta a fines de los ochenta y cuyas ventas al exterior ya representaban la mayor parte de las exportaciones industriales (lo cual sugiere su mayor competitividad relativa antes de la apertura). Como ejemplo opuesto podemos repetir aquí el caso de la Confección de prendas de vestir (BETA=59%). Resulta plausible suponer que la existencia de tecnologías y formas de organización relativamente atrasadas a fines de los años ochenta haya posibilitado - en las empresas subsistentes - grandes reducciones de mano de obra y ganancias de productividad en los años noventa.

Los ejemplos mencionados aprovechan la relativa homogeneidad o el importante peso relativo de una determinada línea de actividad para ilustrar con algunas ramas las hipótesis mencionadas. Pero este análisis no puede extenderse sistemáticamente a toda la industria al nivel de desagregación de la actividad industrial que utilizamos en este trabajo.

A este nivel de desagregación no pude establecerse un patrón definido de distribución de las tendencias entre las ramas de la industria. Por ejemplo, si las ramas son agrupadas en tres categorías usuales: intensivas en mano de obra, intensivas en recursos naturales e intensivas en tecnología, la clasificación no establece ningún corte significativo entre las tendencias BETA. Se encuentran casos extremos, altos y bajos, de aumentos tendenciales de la productividad en cada uno de esos grupos de industrias. Por ejemplo, en la primera categoría se encuentra la mencionada rama 6, de fabricación de prendas de vestir, con BETA=59% pero también la rama 10, de fabricación de muebles, con BETA=12%. En la categoría intensiva en recursos naturales se encuentra la rama 19, productora de objetos de barro, loza y porcelana, con BETA=56% y la mencionada rama 2, de producción de alimentos, con BETA=7%. Por último en la categoría intensiva en tecnología está la rama 22, de industrias del hierro y del acero, con BETA=72% junto a la rama 14, otras industrias químicas, con BETA=2%.

Las tendencias tampoco aparecen asociadas al comportamiento diferencial de las ramas en el comercio exterior ni a otras características de las ramas que pueden identificarse a partir de la información disponible del censo económico de 1993 (por ejemplo, inversión por empleo, inversión en maquinaria por empleo, valor agregado/producción, etc.).

Sección 5

Precios, salarios y competitividad

En esta sección incorporamos al análisis la evolución de los salarios y precios de las ramas y la del tipo de cambio. En primer lugar presentamos un resumen de las consecuencias de esas dinámicas sobre dos indicadores: el costo laboral unitario, medido en relación con el precio de la rama, y el costo laboral en dólares constantes. En segundo lugar, exponemos un análisis de la evolución de los salarios y los precios. Por último, presentamos algunos resultados acerca de los diferenciales de evolución de los salarios reales en las ramas de la industria. Antes de eso, se muestran a continuación las definiciones de las variables que se incorporan al análisis.

$WAGE9096_i = 1 + \Delta WAGE_i / WAGE_i$, donde WAGE es el salario nominal por obrero.

$WD9096_i = 1 + \Delta WD_i / WD_i$, donde WD es el salario por obrero expresado en dólares constantes.

$PR9096_i = 1 + \Delta PR_i / PR_i$, donde PR es el índice de precio nominal de la rama.

$PD9096_i = 1 + \Delta PD_i / PD_i$, donde PD es el índice de precio de la rama expresado en dólares constantes.

$TASAQR_i = \Delta Q_i / Q_i$, donde Q es la productividad ya definida.

$CLU_i = WAGE_i / (Q_i \cdot PR_i)$, es el costo laboral unitario.

$CLD_i = WAGE_i / (Q_i \cdot \$)$, donde \$ es el tipo de cambio nominal del dólar constante de 1996.

$MARKUP_i = 1 / CLU_i$

$CLU9096_i = 1 + \Delta CLU_i / CLU_i$

$CLD9096_i = 1 + \Delta CLD_i / CLD_i$

$MARKUP9096_i = 1 + \Delta MARKUP_i / MARKUP_i$

$WIPC9096_i = 1 + \Delta (WAGE_i / IPC) / (WAGE_i / IPC)$, donde IPC es el índice de precios al consumidor.

$i=1$ es el nivel general de la industria. $i=2, \dots, 27$ refieren a las ramas.

Los índices de WAGE, WD, WIPC, PR, PD, CLU y CLD están medidas alternativamente con relación a tres bases: 1991, 1990 y el promedio del período 1986-90. El período respecto del cual está tomado el índice está indicado en el nombre: por ejemplo

CLU869096 es índice de 1996 con relación al promedio 1986-90, CLU9096 es el índice con relación al año 1990 y CLU9196 es el índice con relación al año 1991.

En el cuadro 12 se muestran los índices de costo laboral en dólares constantes. Para el agregado de la industria el índice de 1996 supera en 9% y 8% el nivel de los años 91 y 90, respectivamente, y es 21% mayor que el del promedio 1986-90. Existe una gran dispersión entre ramas, explicada principalmente por el comportamiento diferencial de la productividad. Las tasas de la productividad explican 67% de la varianza del costo laboral en dólares en el período 1991-96 y 56% de la varianza en el período 1990-96. Los índices de las ramas pueden verse en el gráfico 10.

Los índices del costo laboral unitario se presentan en el cuadro 13. Para el agregado de la industria el costo de 1996 es 7% superior al del año 1991 y 3% inferior al del año 1990. Resulta 5% superior al del promedio de 1986-90. Se observa una gran dispersión, también asociada principalmente con los aumentos diferenciales de productividad. Las tasas de la productividad explican 67% de la varianza del costo laboral unitario en el período 1991-96 y 35% en el período 1990-96. La distribución entre ramas de los índices de costo laboral unitario puede verse en el gráfico 11.

El cuadro 14 muestra los índices del salario real por ocupado. En el agregado de la industria, en 1996 es 3% superior al de 1991 y 23% inferior al de 1990 y al promedio del período 1986-90. La dispersión de los índices de salarios reales es muy inferior a la de los índices de costo laboral. Por ejemplo, el coeficiente de variación de los índices de salario real es 0.21 en el período 1990-96, mientras que el del costo laboral unitario es 0.33. Las cifras homólogas para el período 1991-96 son 0.11 para el salario real y 0.23 para el costo laboral unitario. Los diferenciales en los índices de salario real entre ramas no tienen ninguna asociación con la productividad. El coeficiente de correlación es -0.03 en el período 1990-96 y -0.01 en el período 1991-96. La distribución entre ramas de los índices de salario real puede verse en el gráfico 12.

En el cuadro 15 se muestran los índices de precios en dólares constantes. Para el agregado de la industria, en 1996 es 1% superior al de 1991, 11% superior al de 1990 y 14% más alto que el promedio 1986-90. La distribución según ramas puede verse en el gráfico 13.

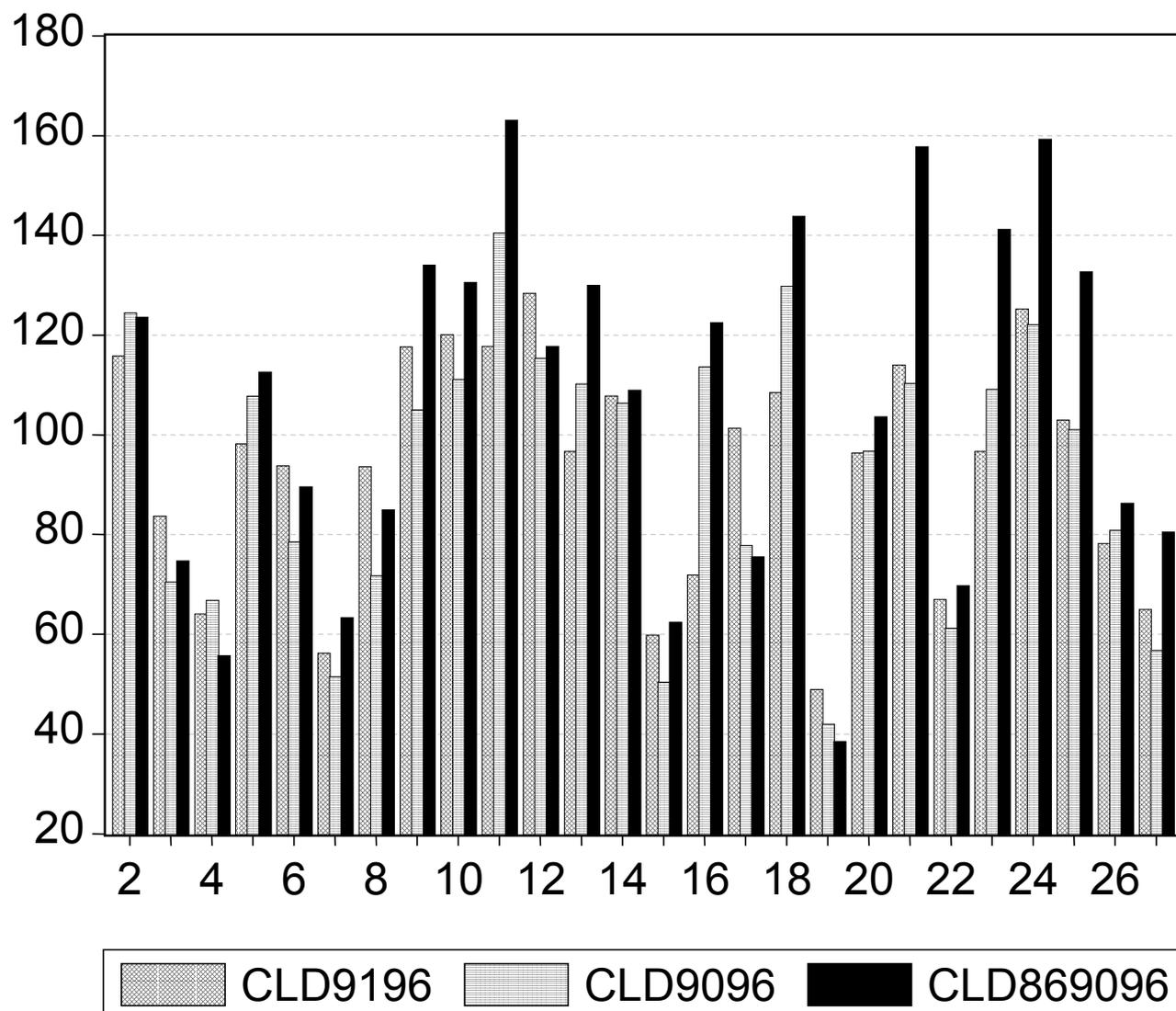
En el cuadro 16 se presentan los índices de salarios en dólares constantes. En el agregado de la industria en 1996 resulta 40% mayor que en 1991, 59% mayor que en 1990 y 65% más alto que el promedio de 1986-90. La distribución según ramas puede verse en el gráfico 14. Algunas características de la distribución entre ramas de los índices de salarios en dólares constantes se muestran en el cuadro 17. Los promedios de los índices de las ramas son muy semejantes a los índices correspondientes del agregado de la industria. La dispersión de los índices del período 1991-96 es menos de la mitad de la dispersión de los índices 90-96 y 86/90-96.

Los cuadros 18, 19 y 20 resumen características de la distribución entre ramas de los índices de salario real, precios en dólares, costo laboral en dólares y costo laboral unitario en los tres períodos considerados. En los tres casos los coeficientes de dispersión del salario real y del precio en dólares constantes son significativamente inferiores a los coeficientes de dispersión del costo laboral unitario y del costo laboral en dólares pero la diferencia es más acentuada en el período 1991-96. En este caso el coeficiente de dispersión de los dos últimos más que duplica los coeficientes de dispersión de los salarios reales y los precios en dólares constantes. Claramente, el mercado de trabajo, de un lado y la competencia externa,

Cuadro 12. Indices de Costo Laboral en Dólares Constantes

Ramas	CLD9196	CLD9096	CLD869096
NG	108.8421	107.7341	120.7014
2	115.7673	124.3835	123.5599
3	83.68273	70.50610	74.72314
4	64.04548	66.78620	55.69320
5	98.18098	107.6670	112.5261
6	93.75978	78.58391	89.58468
7	56.17688	51.46004	63.31351
8	93.60768	71.71753	84.94643
9	117.5665	104.9323	133.9930
10	120.0825	111.0739	130.4996
11	117.6992	140.4607	163.0929
12	128.3707	115.3062	117.6540
13	96.56773	110.2145	129.9649
14	107.7695	106.3173	108.8766
15	59.82216	50.36530	62.44562
16	71.86495	113.5437	122.4313
17	101.2441	77.84887	75.48292
18	108.3962	129.7126	143.8181
19	48.95848	41.97830	38.47843
20	96.30932	96.68920	103.5606
21	113.9201	110.2853	157.7859
22	67.00808	61.19770	69.71747
23	96.58689	109.0329	141.1436
24	125.2348	122.1049	159.2331
25	102.9090	101.0480	132.6423
26	78.21210	80.87312	86.20721
27	65.01315	56.67940	80.48103

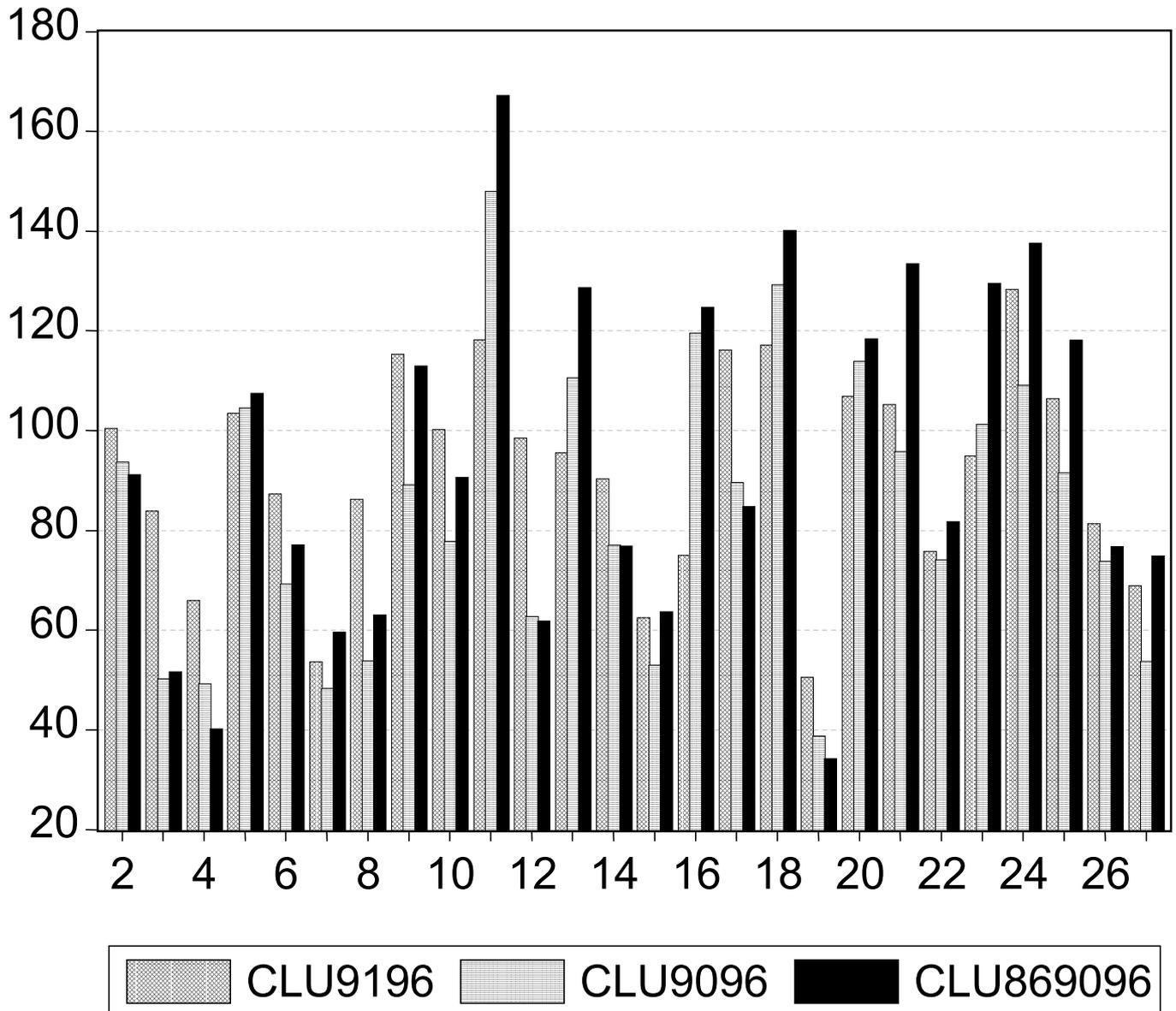
Gráfico 10. Índices de costo laboral en dólares constantes



Cuadro 13. Indices de Costo Laboral Unitario

Ramas	CLU9196	CLU9096	CLU869096
NG	107.3987	96.58592	105.6608
2	100.4049	93.67833	91.21564
3	83.92118	50.21313	51.65751
4	65.86950	49.25434	40.19086
5	103.4423	104.5844	107.4632
6	87.30849	69.32478	77.15250
7	53.62007	48.29092	59.59952
8	86.18759	53.82277	63.03838
9	115.3385	89.17494	113.0105
10	100.2032	77.86320	90.64928
11	118.1737	147.9987	167.1901
12	98.52144	62.65082	61.76244
13	95.58218	110.5872	128.6256
14	90.28238	77.03916	76.81332
15	62.42730	53.01298	63.64249
16	74.99453	119.5126	124.7779
17	116.1638	89.56804	84.78662
18	117.0919	129.1911	140.1894
19	50.45504	38.73855	34.23964
20	106.8705	113.8868	118.4019
21	105.2385	95.83894	133.4820
22	75.80434	74.10635	81.72535
23	94.92949	101.2810	129.5187
24	128.3318	109.0676	137.5333
25	106.3903	91.52188	118.1526
26	81.33739	73.79972	76.73170
27	68.92224	53.68368	74.88628

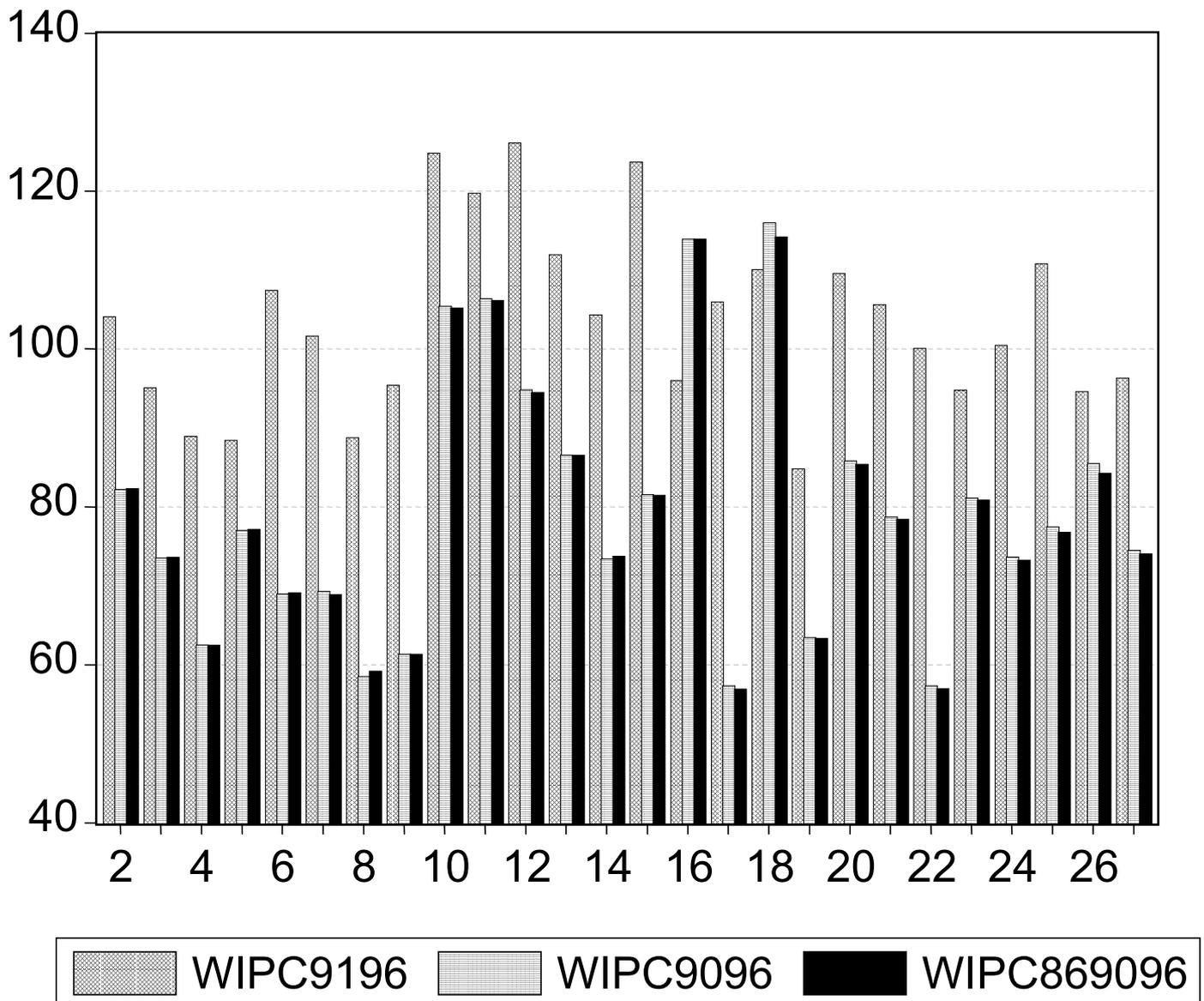
Gráfico 11. Índices de costo laboral



Cuadro 14. Indices de Salario Real

Ramas	WIPC9196	WIPC9096	WIPC869096
NG	103.2142	76.95397	76.75491
2	104.0836	82.20504	82.32971
3	95.03720	73.54701	73.65778
4	88.92996	62.51385	62.51918
5	88.42966	77.02613	77.14632
6	107.4062	68.94809	69.11190
7	101.6400	69.31282	68.93428
8	88.76716	58.48768	59.16091
9	95.42221	61.31656	61.36809
10	124.7736	105.4109	105.1769
11	119.7227	106.3644	106.1274
12	126.0984	94.82115	94.49581
13	111.9155	86.57677	86.54044
14	104.2937	73.39567	73.77728
15	123.6528	81.53490	81.48241
16	96.02357	113.9433	113.9484
17	105.9942	57.33155	56.92820
18	110.0348	115.9603	114.2096
19	84.84390	63.45910	63.32894
20	109.5865	85.83527	85.39690
21	105.5565	78.71270	78.40860
22	100.0714	57.32808	57.01955
23	94.78615	81.10395	80.88576
24	100.4707	73.61639	73.26663
25	110.8246	77.47096	76.82278
26	94.61628	85.48241	84.29358
27	96.32126	74.52156	74.06316

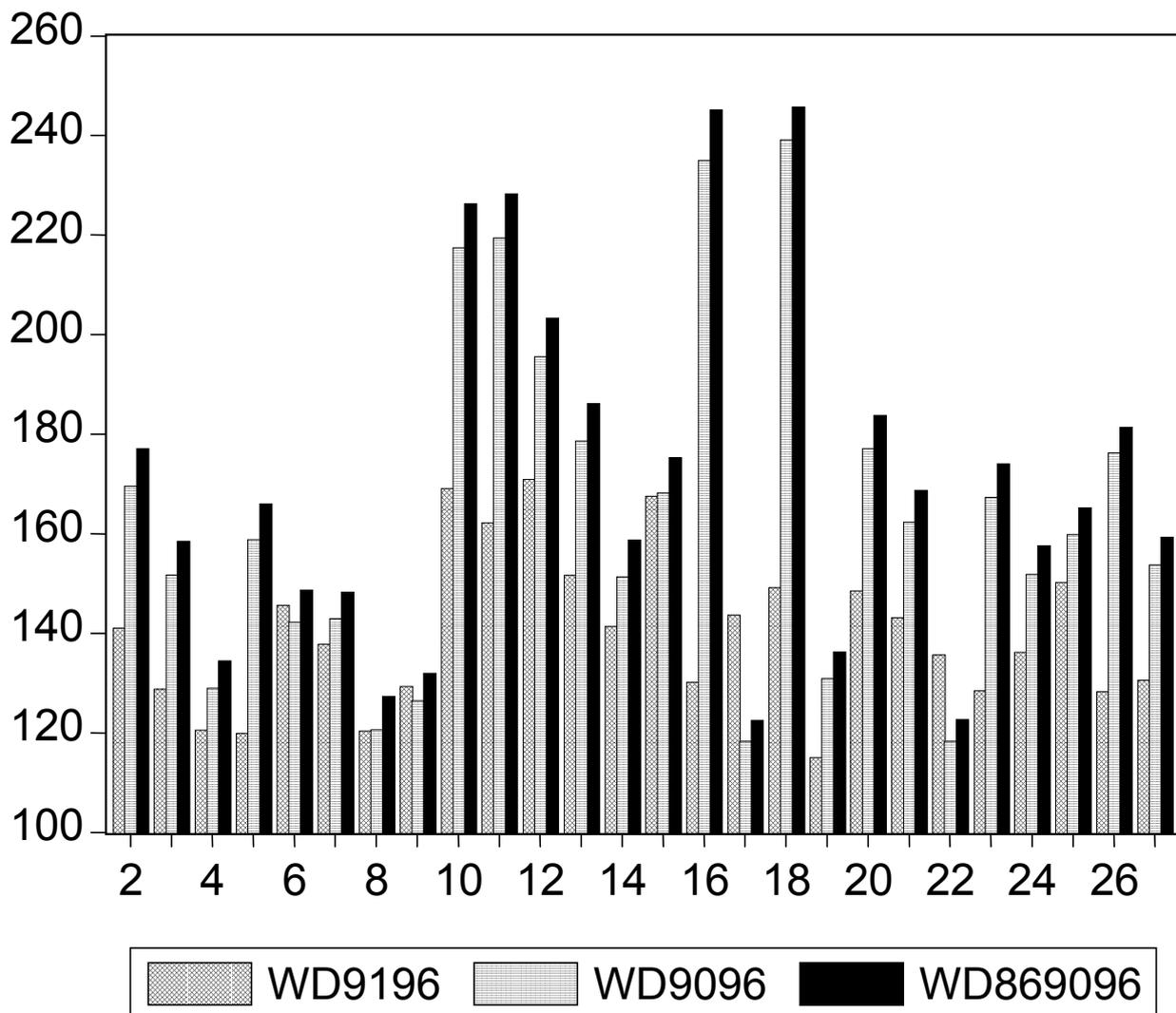
Gráfico 12. Índices de salario



Cuadro 15. Índices de precios en dólares constantes

Ramas	PD9196	PD9096	PD869096
NG	101.3440	111.5422	114.2348
2	115.3004	132.7772	135.4591
3	99.71586	140.4137	144.6511
4	97.23086	135.5945	138.5718
5	94.91378	102.9475	104.7113
6	107.3891	113.3562	116.1138
7	104.7684	106.5626	106.2316
8	108.6092	133.2476	134.7535
9	101.9317	117.6702	118.5669
10	119.8390	142.6526	143.9610
11	99.59846	94.90671	97.54933
12	130.2973	184.0458	190.4944
13	101.0311	99.66302	101.0413
14	119.3694	138.0042	141.7419
15	95.82693	95.00559	98.11939
16	95.82693	95.00559	98.11939
17	87.15629	86.91590	89.02693
18	92.57355	100.4037	102.5884
19	97.03387	108.3631	112.3798
20	90.11775	84.89938	87.46537
21	108.2494	115.0736	118.2077
22	88.39609	82.58091	85.30703
23	101.7459	107.6538	108.9754
24	97.58673	111.9534	115.7779
25	96.72787	110.4085	112.2636
26	96.15763	109.5846	112.3489
27	94.32825	105.5803	107.4710

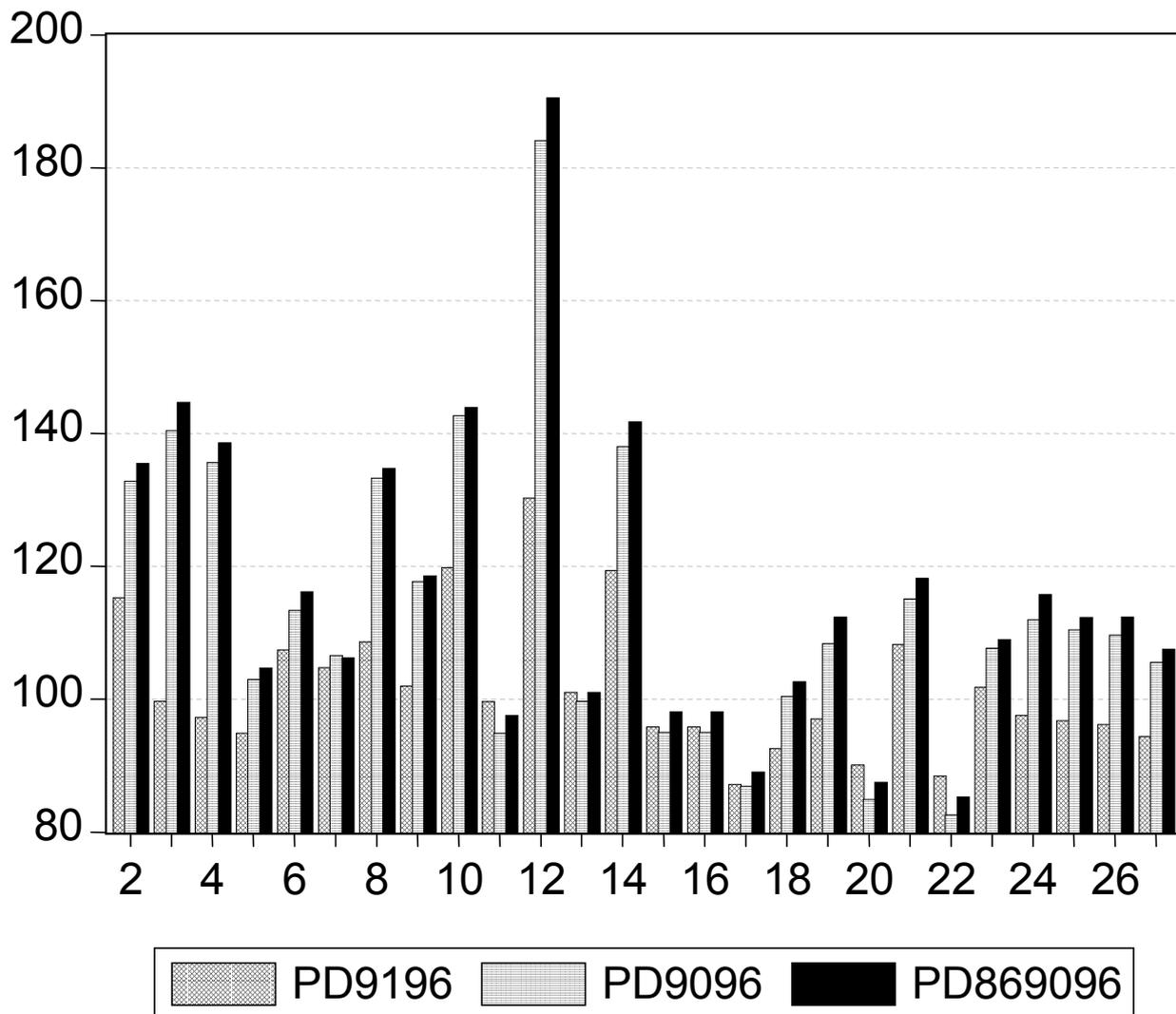
Gráfico 13. Índices de salarios en dólares constantes



Cuadro 16. Índices de salarios en dólares constantes

Ramas	WD9196	WD9096	WD869096
NG	139.8758	158.7166	165.1110
2	141.0541	169.5469	177.1032
3	128.7943	151.6898	158.4486
4	120.5178	128.9341	134.4879
5	119.8398	158.8655	165.9530
6	145.5568	142.2046	148.6698
7	137.7425	142.9569	148.2877
8	120.2972	120.6302	127.2637
9	129.3161	126.4647	132.0117
10	169.0931	217.4088	226.2507
11	162.2481	219.3753	228.2955
12	170.8884	195.5675	203.2742
13	151.6678	178.5636	186.1611
14	141.3387	151.3777	158.7057
15	167.5742	168.1648	175.2805
16	130.1311	235.0066	245.1196
17	143.6432	118.2456	122.4608
18	149.1190	239.1667	245.6814
19	114.9804	130.8836	136.2298
20	148.5115	177.0342	183.7012
21	143.0501	162.3440	168.6683
22	135.6166	118.2385	122.6574
23	128.4541	167.2759	173.9970
24	136.1578	151.8329	157.6072
25	150.1894	159.7829	165.2570
26	128.2239	176.3065	181.3278
27	130.5345	153.6998	159.3206

Gráfico 14. Índices de precios en dólares constantes



Cuadro 17. Salarios en dólares constantes

	WD9196	WD9096	WD869096
Mean	140.1746	163.9064	170.4700
Median	139.3983	159.3242	165.6050
Maximum	170.8884	239.1667	245.6814
Minimum	114.9804	118.2385	122.4608
Std. Dev.	15.54977	34.37029	35.42549
Skewness	0.431078	0.709203	0.700839
Kurtosis	2.325384	2.687263	2.666622
Jarque-Bera Probability	1.298290 0.522492	2.285489 0.318942	2.248830 0.324843
Observations	26	26	26

Cuadro 18. Salarios, precios y costos. 1991-1996

	Sal. real	P. en dólares	CL en dólares	CL unitario
	WIPC9196	PD9196	CLD9196	CLU9196
Mean	103.4347	101.6047	93.41370	91.83895
Median	102.8618	98.59259	96.57731	95.25584
Maximum	126.0984	130.2973	128.3707	128.3318
Minimum	84.84390	87.15629	48.95848	50.45504
Std. Dev.	11.47416	10.34307	23.08261	20.76243
Skewness	0.431079	1.067940	-0.352936	-0.313513
Kurtosis	2.325384	3.622068	1.902864	2.192298
S.D./Mean (%)	11.100000	10.180000	24.710000	22.600000
Jarque-Bera Probability	1.298291 0.522492	5.361364 0.068516	1.843792 0.397764	1.132671 0.567601
Observations	26	26	26	26

Cuadro 19. Salarios, precios y costos. 1990-1996

	Sal. real	P. en dólares	CL en dólares	CL unitario
	WIPC9096	PD9096	CLD9096	CLU9096
Mean	79.47025	113.6642	92.72186	83.75738
Median	77.24855	108.9739	102.9901	83.51907
Maximum	115.9603	184.0458	140.4607	147.9987
Minimum	57.32808	82.58091	41.97830	38.73855
Std. Dev.	16.66448	22.45337	27.45878	28.36787
Skewness	0.709204	1.171161	-0.258581	0.302980
Kurtosis	2.687263	4.596448	1.841418	2.232850
S.D./Mean (%)	20.960000	19.750000	29.620000	33.870000
Jarque-Bera	2.285490	8.704714	1.743916	1.035349
Probability	0.318942	0.012876	0.418132	0.595905
Observations	26	26	26	26

Cuadro 20. Salarios, precios y costos. 1986/90-1996

	Sal. real	P. en dólares	CL en dólares	CL unitario
	WIPC869096	PD869096	CLD869096	CLU869096
Mean	79.24617	116.2268	106.2252	94.09372
Median	76.98455	112.3062	110.7014	87.71795
Maximum	114.2096	190.4944	163.0929	167.1901
Minimum	56.92820	85.30703	38.47843	34.23964
Std. Dev.	16.46820	23.08026	35.02499	34.60231
Skewness	0.700839	1.280325	-0.099455	0.171816
Kurtosis	2.666622	4.962072	1.860959	2.037033
S.D./Mean (%)	20.780000	19.860000	32.970000	36.770000
Jarque-Bera	2.248830	11.27388	1.448393	1.132506
Probability	0.324842	0.003564	0.484714	0.567649
Observations	26	26	26	26

del otro, restringieron los márgenes de maniobra de las empresas con relación a los salarios pagados y a los precios de venta. Los diferenciales de las ramas en el costo laboral unitario y en el costo laboral en dólares constantes están principalmente asociados con los diferenciales de productividad. Más allá de esta observación general, mostraremos en seguida que el análisis entre ramas permite precisar con más detalles los comportamientos observados de los precios y los salarios.

La dinámica de los precios industriales

En adelante nos enfocamos sobre la dinámica durante el período de apertura, entre 1991 y 1996. Se observa, en primer lugar, que la variación de los precios de las ramas de la industria en el período 1991-96 está asociada con la variación de los costos laborales. También se observa que, dados los diferenciales de variación de los costos laborales, los precios tendieron a incrementarse más en las ramas que tuvieron menor penetración de importaciones. Ambas proposiciones pueden verificarse estimando una ecuación de la forma:

$$PR9196_i = \pi_1 WAGE9196_i + \pi_2 \Delta Q_i / Q_i + \pi_3 INA_i + \pi_4 \quad i=2,\dots,27$$

donde el primer término corresponde al aumento del salario nominal y los dos siguientes a los índices de productividad y apertura discutidos más arriba, medidos ambos en el período 1991-96. La estimación (m.c.o/c.h.) se muestra en el Cuadro 21.

Como puede verse, el estimador de π_1 tiene el signo esperado y es significativo al 6%. El estimador de π_2 es negativo y es significativo al 4%. El estimador de π_3 es negativo y significativo al 1%. Las variaciones de los precios están significativamente asociadas con las variaciones de los salarios y la productividad. Además, parece claro que en presencia de las variables que componen el costo laboral, existe una asociación negativa significativa entre los aumentos de precio y los grados de apertura incremental de las ramas.

La relación entre la dinámica de los precios y los índices de apertura tiene dos aspectos. Por un lado, por el análisis de la sección precedente, sabemos que la productividad de la mano de obra tendió a elevarse más en las ramas con menores índices de apertura. Sabemos también que no existe correlación positiva entre los aumentos de salarios nominales y los aumentos de productividad. Por lo tanto, los incrementos de costos laborales fueron menores en las ramas con menores índices de apertura. Sin embargo, las tasas de aumento de los precios tienen una correlación negativa con los índices de apertura: este es el segundo aspecto de la relación entre precios y apertura.

Una forma sintética de mostrar ese segundo aspecto es estimar una ecuación de la forma:

$$MARKUP = \theta_1 INA + \rho_1$$

Donde MARKUP es el índice de la relación precio-costo laboral e INA es el índice de apertura medido sobre el período 1991-96. Los resultados de la estimación (m.c.o/c.h.) son

los siguientes:

$$\text{MARKUP} = -0.002 \text{ INA}(91-96) + 0.002$$

$$(-1.94)^* \quad (15.82)^{**}$$

Estadísticos t entre paréntesis. *: significativo al 6%. **: significativo al 6%.

Los resultados muestran que la relación precios-costos laborales tendió a incrementarse más en las ramas con menores índices de apertura. Si la muestra de ramas se restringe excluyendo las cuatro ramas de alto índice de apertura, se obtiene una estimación de θ_1 también negativa, de mayor valor absoluto y significativa al 1%.

Sabemos, por otro lado, que hay una asociación negativa significativa entre los índices de apertura y los incrementos de producción de las ramas. Cabe suponer entonces que la relación precios-costos laborales está positivamente asociada con los incrementos de la producción local. Esta relación puede verificarse directamente estimando la siguiente ecuación:

$$\text{MARKUP}_{9196} = \theta_2 \Delta Y/Y + \rho_2$$

donde $\Delta Y/Y$ son los aumentos de la producción de las ramas 1991-96. La estimación (m.c.o/c.h.) puede verse en el Cuadro 22. El estimador de θ_2 es de signo positivo y significativo al 3%. El nivel de significación del coeficiente es 10% si la estimación se realiza excluyendo las cuatro ramas de altos índices de apertura.

Creemos que este comportamiento de los precios industriales provee una evidencia adicional acerca de la causalidad implicada en la relación negativa entre grados de apertura y aumentos de productividad. El hecho que la relación precio-costos laborales tendiera a elevarse más en las ramas de menor apertura indica que la mayor ventaja competitiva que contaban permitió, como ya mencionamos, aumentar más la producción y también, por otro lado, explotar su mayor poder de mercado para incrementar relativamente más (o reducir relativamente menos) la relación precios-costos laborales.

Cuadro 21. Precios 1991-1996

LS // Dependent Variable is
PR9196
Sample: 2 27
Included observations: 26
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
WAGE9196	0.259038	0.132570	1.953974	0.0635
dQ/Q(91-96)	-9.065428	4.182529	-2.167452	0.0413
INA(91-96)	-10.00273	3.567889	-2.803543	0.0104
C	82.20926	19.33055	4.252814	0.0003
R-squared	0.288657	Mean dependent var		116.6913
Adjusted R-squared	0.191656	S.D. dependent var		11.87885
S.E. of regression	10.68003	Akaike info criterion		4.877390
Sum squared resid	2509.387	Schwarz criterion		5.070943
Log likelihood	-96.29847	F-statistic		2.975810
Durbin-Watson stat	2.239540	Prob(F-statistic)		0.053694

Cuadro 22. Markup y producción 1991-1996

LS // Dependent Variable is
MARKUP9196
Sample: 2 27
Included observations: 26
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
dY/Y(91-96)	0.006561	0.002912	2.252896	0.0337
C	0.010035	0.000703	14.27634	0.0000
R-squared	0.219123	Mean dependent var		0.011544
Adjusted R-squared	0.186586	S.D. dependent var		0.003121
S.E. of regression	0.002815	Akaike info criterion		-11.67194
Sum squared resid	0.000190	Schwarz criterion		-11.57516
Log likelihood	116.8428	F-statistic		6.734664
Durbin-Watson stat	1.909500	Prob(F-statistic)		0.015878

Los salarios, el empleo y la productividad

Mencionamos que no existe una correlación positiva entre las variaciones de los salarios pagados y los aumentos de productividad de las ramas. En realidad, existe una correlación negativa entre las variables. La correlación negativa es mayor y más significativa entre las variaciones de salarios y las tasas tendenciales de aumentos de productividad de las ramas. Esto puede verse en el gráfico 15, que muestra los índices de salarios reales 1991-96 y las tasas BETA (denominadas BETATOT en el gráfico). (Excluimos la rama 15 (refinerías de petróleo) cuyo BETA es excepcionalmente alto y podría distorsionar el gráfico y las estimaciones que siguen). La relación puede testarse estimando la ecuación:

$$WIPC9196 = \sigma_1 BETA + \omega_1$$

Los resultados de la estimación (m.c.o/c.h.) pueden verse en el cuadro 23. El estimador de σ_1 es negativo y significativo al 1%. Si la estimación se realiza con los índices de salarios 1990-96 se obtiene un resultado semejante, con el estimador del coeficiente significativo al 3%. Los salarios cayeron más (o crecieron menos) en las ramas donde más se incrementó la productividad tendencial.

¿Qué puede explicar este comportamiento aparentemente paradójico de las remuneraciones pagadas por las ramas de la industria? En realidad, la observación no tiene nada de paradójica si se piensa en las condiciones del mercado de trabajo en su conjunto y particularmente, en las condiciones de los mercados de trabajo relativamente segmentados de las ramas de la industria, donde el empleo se contrajo con diferentes intensidades. BETA está negativamente correlacionada con las variaciones de los salarios porque es una proxy de los diferenciales de contracción del empleo de las ramas de la industria. Las tendencias BETA explican 79% de la varianza entre ramas de las tasas de variación del empleo.

La hipótesis es entonces que los salarios cayeron más (o se elevaron menos) en las ramas donde se observaron las mayores contracciones del empleo. La relación entre ambas variables se muestra en el gráfico 16, que sugiere una relación significativa entre los índices de salarios y los índices de empleo.

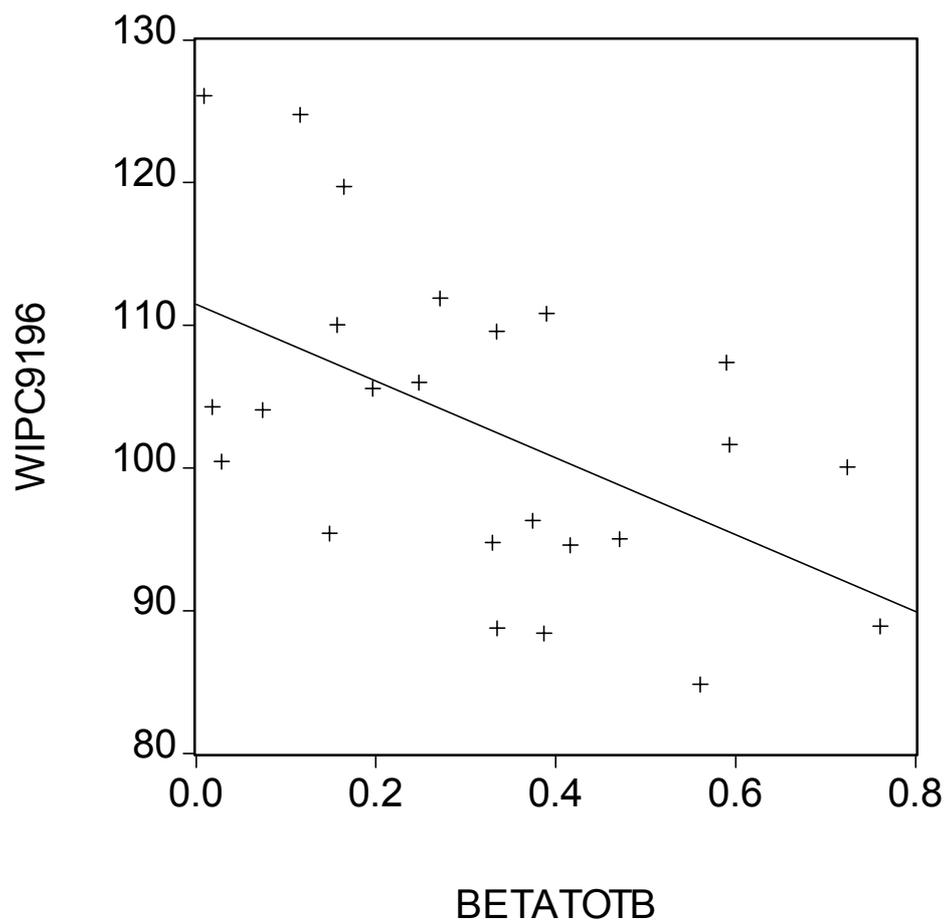
La relación puede testarse estimando la ecuación:

$$WIPC9196 = \sigma_2 \Delta E/E + \omega_2$$

Los resultados de la estimación (m.c.o/c.h.) pueden verse en el cuadro 24. La estimación de σ_2 es positiva y significativa al 1%. Si la estimación se realiza con los índices de salarios 1990-96 se obtiene un estimador de $\sigma_2 = 60.5$ significativo al 1%. Los salarios reales (y los salarios en dólares constantes) tendieron a caer más (o elevarse menos) en las ramas donde más se contrajo el empleo.

Más arriba observamos que el índice de costo laboral en dólares constantes (utilizado habitualmente como indicador de cambios en la competitividad de las industrias) se había incrementado para el agregado de la industria 8% y 9% con respecto a 1991 y 1990, respectivamente. Mencionamos también que este índice tiene una distribución dispersa entre ramas, con algunas donde se incrementó significativamente y otras donde se

Gráfico 15. Índices de salarios y tasas tendenciales de la productividad

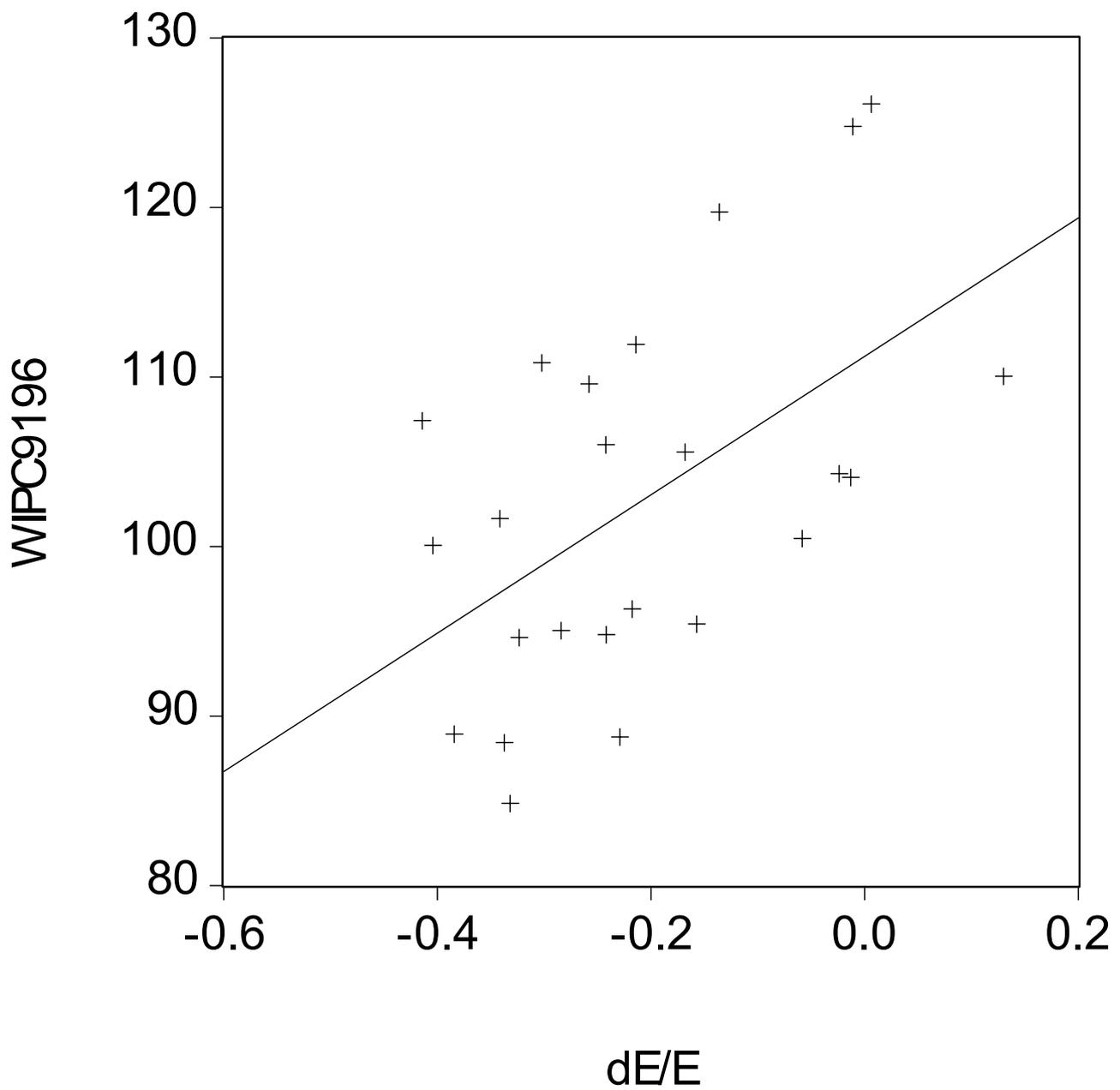


Cuadro 23. Salarios y tasas BETA de productividad

LS // Dependent Variable is
 WIPC9196
 Sample: 2 14 16 27
 Included observations: 25
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BETA	-26.93279	8.951746	-3.008663	0.0063
C	111.4540	3.865453	28.83335	0.0000
R-squared	0.282564	Mean dependent var		102.6260
Adjusted R-squared	0.251372	S.D. dependent var		10.92833
S.E. of regression	9.455556	Akaike info criterion		4.569823
Sum squared resid	2056.373	Schwarz criterion		4.667333
Log likelihood	-90.59625	F-statistic		9.058628
Durbin-Watson stat	1.943465	Prob(F-statistic)		0.006246

Gráfico 16. Índices de salarios y empleo



Cuadro 24. Salarios e índices de empleo

LS // Dependent Variable is
 WIPC9196
 Sample: 2 14 16 27
 Included observations: 25
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
dE/E	40.82851	13.62801	2.995927	0.0065
C	111.2199	3.622957	30.69866	0.0000
R-squared	0.295226	Mean dependent var		102.6260
Adjusted R-squared	0.264584	S.D. dependent var		10.92833
S.E. of regression	9.371745	Akaike info criterion		4.552017
Sum squared resid	2020.081	Schwarz criterion		4.649527
Log likelihood	-90.37368	F-statistic		9.634585
Durbin-Watson stat	1.689070	Prob(F-statistic)		0.005000

redujo a la mitad. El índice de costo laboral en dólares puede expresarse como:

$$CLD \cong WD * (1 + \Delta E/E) / (1 + \Delta Y/Y).$$

Regresando esta identidad sobre las ramas de la industria y observando los coeficientes de correlación puede obtenerse una estimación de la importancia relativa de los salarios en dólares, la reducción del empleo y el aumento de la producción en la explicación de los diferenciales de costo laboral en dólares de las ramas.

En el período 1991-96, la varianza entre ramas del costo laboral en dólares se explica en un 53% por las reducciones relativas de empleo, en un 39% por los diferenciales de variación de los salarios y en un 12% por los diferenciales de aumento de la producción.

En cambio, si se consideran las variaciones del costo laboral en dólares en período 1990-96, que incluye las variaciones de tipo de cambio y salarios del año que precedió al Plan de Convertibilidad, la varianza de los índices de costo laboral en dólares se explica en un 46% por el empleo, en un 47% por los salarios en dólares y en un 5% por los incrementos diferenciales de la producción. La evolución diferencial de los salarios es importante en ambos períodos y el comportamiento de los salarios en el año 1990 es significativo para explicar los diferenciales del índice de costo laboral en dólares entre 1990 y 1996.

Anexo 1

Cambio estructural en la serie de productividad

En este apéndice testamos la existencia de un cambio drástico y persistente en el comportamiento del empleo y la productividad del sector industrial desde comienzos de 1991. Disponemos de la serie trimestral de productividad desde 1982:1. El test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) sobre esta serie no rechaza la existencia de raíz unitaria a niveles convencionales de significación. Se obtiene un resultado semejante aunque se elimine de la serie el trimestre 1985:3 (que constituye un **outlier**, probablemente por problemas de medición en el momento de lanzamiento del Plan Austral). Dado que no podemos establecer que la serie es estacionaria, estos resultados nos inhiben de testar directamente el cambio de estructura. Sin embargo, Perron (1989) mostró que el test ADF tiende a sesgar los resultados a favor de la aceptación de la hipótesis de raíz unitaria cuando la serie tiene uno o más cambios de estructura. Como alternativa, Perron (1989, 1994) desarrolló un procedimiento para testar la hipótesis de raíz unitaria cuando cabe presumir un cambio de estructura, como es nuestro caso. El procedimiento permite incluir la hipótesis de cambio de estructura en la formulación del test. En semejanza con el ADF, el procedimiento de Perron (PT) es un test sobre el estadístico t de la variable desfasada. En el PT, si el valor del estadístico t de la variable desfasada rechaza la existencia de raíz unitaria, los estadísticos t de los coeficientes de las variables **dummies** que representan el cambio de estructura pueden interpretarse normalmente para testar la significación de los mismos y, consecuentemente, la hipótesis de cambio de estructura.

Aplicamos el PT a la serie del log de la productividad hipotetizando un cambio de estructura en 1991:2. Estimamos por m.c.o. la ecuación:

$$d \log Q = a_1 \log Q_{t-1} + a_2 t + a_3 dumt + a_4 C + a_5 dumC + a_6 dumtb$$

donde Q es la productividad; t representa el tiempo; dumt y dumC son las **dummies** del tiempo y de la constante, respectivamente, con valor 0 hasta 1991:1; y dumtb es una dummy que elimina el punto de quiebre en la estimación. Utilizamos en un caso la serie en período 1986:1-1996:2 y en otro la serie 1982:1-1996:2, eliminando el **outlier** mencionado arriba. Los respectivos resultados se exponen en los cuadros A.1 y A.2, en los cuales hemos resaltado los estadísticos relevantes. En ambos casos el valor del estadístico t del coeficiente a_1 de la variable desfasada permite rechazar la hipótesis de raíz unitaria al nivel de significación de 5% (a un nivel menor en el segundo caso) (tabla en Perron(1989)). En ambas estimaciones el coeficiente a_3 que representa el cambio de tendencia desde 1991:2 es bien significativo.

En el cuadro A.3 presentamos una regresión para testar y cuantificar directamente el cambio de tendencia de la productividad. La ecuación estimada es:

$$\log Q = \gamma_1 t + \gamma_2 dumt + C + adumC$$

Los resultados se ilustran en el gráfico A.1. El coeficiente γ_2 de la **dummy** de cambio de tendencia es altamente significativo. La tasa tendencial de crecimiento de la productividad desde 1991:2 ($\gamma_1 + \gamma_2$) se estima en 1.3% trimestral, equivalente a 5.4% anual.

Resulta claro que desde el segundo trimestre 1991 se verificó un cambio significativo y persistente en la tendencia de la productividad industrial, asociado a la conjunción de factores mencionada. Por lo mismo, también resulta claro que si bien la contracción del empleo industrial en los años noventa continúa una tendencia semejante de los últimos años ochenta, la dinámica responde en ambos períodos a factores bien diferentes. En el último tercio de los ochenta, la ocupación industrial se contrajo conjuntamente con la producción y se observa una tendencia negativa de la productividad en ese proceso. En cambio, en los noventa, la contracción del empleo se da en un contexto de fuerte aumento de la producción, impulsada por un proceso autónomo de reducción de ocupación por unidad de producción.

Cuadro A.1. Cambio de Estructura en la Productividad en 1991:01

LS // Dependent Variable is DLOG(Q)

Sample(adjusted): 1986:1 1996:2

Included observations: 42 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(Q(-1))	-0.605407	0.139688	<u>-4.334007</u>	0.0001
@TREND(1982:1)	-0.004620	0.001632	-2.830124	0.0076
DUMT19911	0.011456	0.003405	<u>3.364960</u>	0.0018
C	2.905544	0.669413	4.340437	0.0001
DUMU19911	-0.287501	0.110320	-2.606057	0.0132
DUMTB19911	-0.039904	0.043085	-0.926169	0.3605
R-squared	0.399488	Mean dependent var		0.008862
Adjusted R-squared	0.316084	S.D. dependent var		0.043705
S.E. of regression	0.036144	Akaike info criterion		-6.508934
Sum squared resid	0.047030	Schwarz criterion		-6.260696
Log likelihood	83.09220	F-statistic		4.789775
Durbin-Watson stat	1.984014	Prob(F-statistic)		0.001858

Cuadro A.2. Cambio de Estructura en la Productividad en 1991:01

LS // Dependent Variable is DLOG(Q)
 Sample(adjusted): 1982:2 1985:2 1985:4 1996:2
 Included observations: 56 after adjusting endpoints

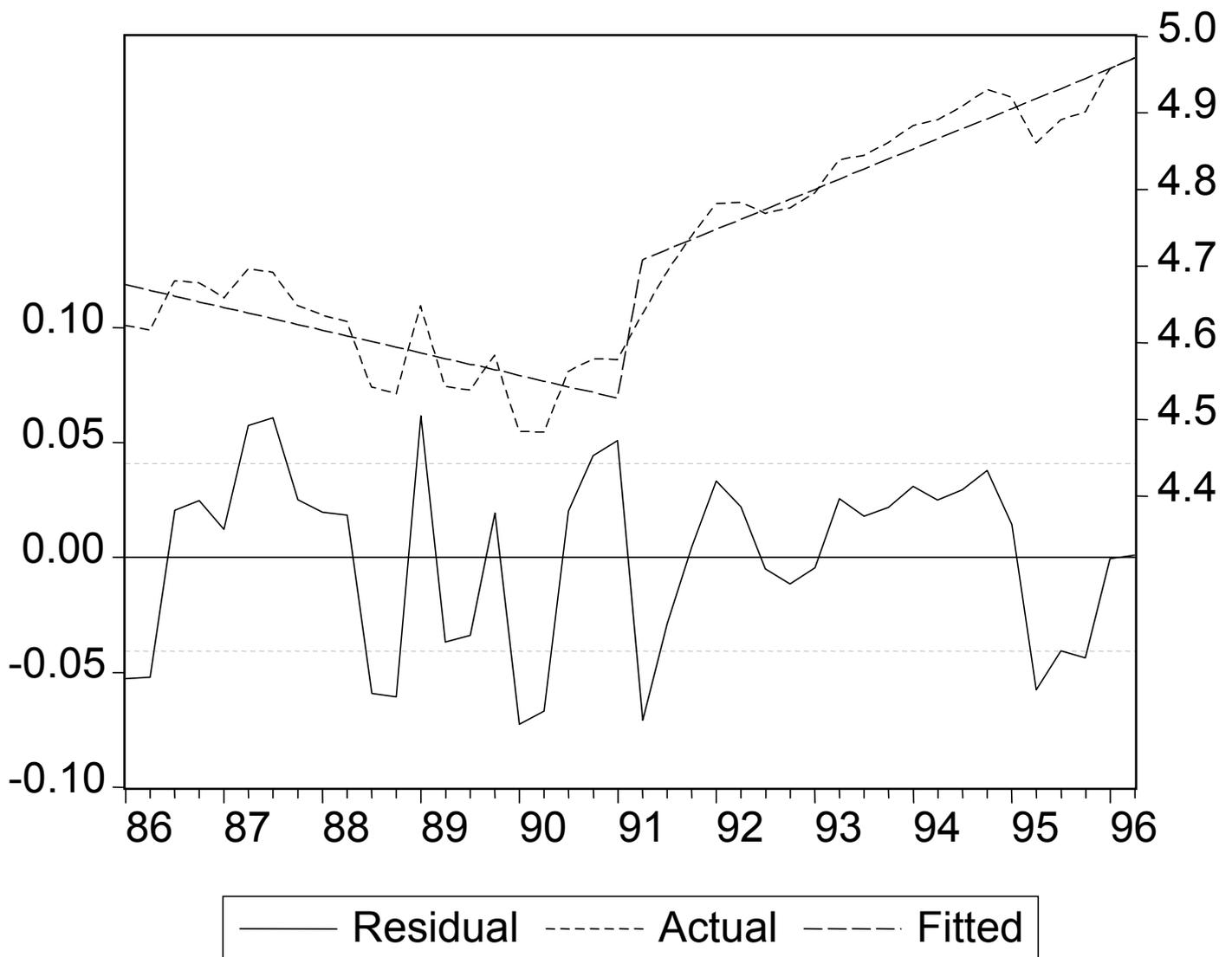
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(Q(-1))	- 0.481019	0.100770	<u>-4.773422</u>	0.0000
@TREND(1982:1)	0.000493	0.000745	0.661197	0.5115
DUMT19911	0.004712	0.002206	<u>2.136060</u>	0.0376
C	2.193692	0.457278	<u>4.797286</u>	0.0000
DUMU19911	-0.099345	0.090946	-1.092354	0.2799
DUMTB19911	-0.025325	0.050961	-0.496955	0.6214
R-squared	0.337456	Mean dependent var		0.010372
Adjusted R-squared	0.271202	S.D. dependent var		0.052664
S.E. of regression	0.044959	Akaike info criterion		-6.103047
Sum squared resid	0.101066	Schwarz criterion		-5.886045
Log likelihood	97.42476	F-statistic		5.093341
Durbin-Watson stat	1.299914	Prob(F-statistic)		0.000751

Cuadro A.3. Cambio de Tendencia en la Productividad en 1991:01

LS // Dependent Variable is LOG(Q)
 Sample(adjusted): 1986:1 1996:2
 Included observations: 42 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
@TREND(1982:1)	<u>-0.007399</u>	0.001474	-5.020206	0.0000
DUMT19911	<u>0.020530</u>	0.002084	<u>9.849505</u>	0.0000
C	4.793966	0.039345	121.8431	0.0000
DUMU19911	-0.571300	0.080163	-7.126720	0.0000
R-squared	0.923817	Mean dependent var		4.720698
Adjusted R-squared	0.917803	S.D. dependent var		0.142648
S.E. of regression	0.040897	Akaike info criterion		-6.302983
Sum squared resid	0.063559	Schwarz criterion		-6.137491
Log likelihood	76.76723	F-statistic		153.5998
Durbin-Watson stat	1.375682	Prob(F-statistic)		0.000000

Gráfico A.1
 Cambio de tendencia de la productividad en 1991:1
 Regresión del Cuadro 6



Anexo 2

Encuesta Permanente de Hogares (EPH) Gran Buenos Aires

La encuesta se basa en una muestra probabilística estratificada que se lleva a cabo en el Gran Buenos Aires dos veces al año, en mayo y en octubre. Contiene información desagregada a nivel individual sobre salarios, horas trabajadas, características del lugar de trabajo, educación, edad, otras características personales y de sus trabajos incluyendo empleo, ocupación y actividad de la organización en donde trabajan.

Para la construcción de los cuadros 2 y 3 se utilizaron las dos ondas anuales de la EPH desde mayo de 1990 y hasta octubre de 1996. La metodología empleada para la construcción de los mismos se basó en una clasificación cruzada de las personas encuestadas en celdas. Luego se calcularon los porcentajes correspondientes a cada celda con respecto al total mediante la suma del número de personas en cada celda divididas el número de personas en el total de la encuesta. Por ejemplo, para la celda de empleo total se sumaron todas aquellas personas que tenían una ocupación a la fecha de la encuesta y se las dividió por el total de personas encuestadas en esa misma onda.

Las definiciones básicas de las celdas utilizadas son:

- Empleo Pleno: se refiere a aquellas personas que a la fecha de la encuesta trabajaban más de 35 horas semanales.
- Subocupación: se refiere a aquellas personas que a la fecha de la encuesta trabajaban menos de 35 horas semanales.
- Subocupación No Demandante: se refiere a aquellas personas que a la fecha de la encuesta trabajaban menos de 35 horas pero que además no buscaban activamente otra ocupación.
- Subocupación Demandante: se refiere a aquellas personas que a la fecha de la encuesta trabajaban menos de 35 horas pero que además buscaban activamente otra ocupación.
- Población Económicamente Activa: se refiere a las personas que a la fecha de la encuesta tienen una ocupación o que sin tenerla la están buscando activamente. Está compuesta por los ocupados más los desocupados.
- Población Desocupada: se refiere a personas que a la fecha de la encuesta no tenían ocupación pero estaban buscando activamente trabajo.

A su vez se realizó una clasificación cruzada de estas divisiones iniciales en celdas demográficas (hombres, mujeres, jefe de familia y trabajadores secundarios) y celdas

representativas de la clasificación CIIU revisión 2 (manufacturas; electricidad, gas y agua; construcción; comercio; transporte y comunicaciones; servicios financieros y otros servicios).

Además se calcularon la tasa de actividad, como el porcentaje entre la población económicamente activa y la población total; y la tasa de desempleo como el porcentaje entre la población desocupada y la población económicamente activa.

Encuesta Industrial

Se utilizó la encuesta industrial mensual de INDEC desde 1985 hasta 1996 para construir series trimestrales, del nivel general de la industria y de los distintos sectores de la industria clasificados por la CIIU revisión 2, de las siguientes variables:

- Índice de la Producción
- Índice de Obreros ocupados
- Índice de Horas trabajadas
- Salario medio por obrero
- Salario medio por hora

Los índices fueron contruídos con base 1986-90=100. Esta encuesta tiene representatividad nacional y cubre alrededor de 1300 establecimientos que cuentan con más de diez personas ocupadas. Sin embargo esta encuesta se realizó en dos muestras diferentes, una muestra va desde el año 1970 hasta el año 1990 y la otra desde 1990 hasta el presente. Como resultado de las diferentes muestras hubo que realizar un empalme de la serie a partir de 1990. La metodología adoptada para realizar este empalme fue tomar la muestra mas reciente y reconstruir las variables desde 1990 hacia atrás mediante la aplicación de las tasas de variación que estas mismas variables tuvieron en la muestra mas vieja.

A partir de estas series de la encuesta industrial fueron contruídos dos índices de productividad, uno mediante el cociente entre el índice de la producción y el índice de obreros ocupados y otro mediante el cociente entre el índice de la producción y el índice de horas trabajadas. Las dos series de salarios nominales fueron expresadas en términos reales dividiendo por el índice de precios al consumidor. Finalmente se creó una serie de horas trabajadas por obrero ocupado.

Además de estas series se incluyeron una serie de valor agregado y otra de valor físico de la producción a precios de 1986 suministradas por el sector de cuentas nacionales del Ministerio de Economía.

Por último todas estas variables fueron desestacionalizadas siguiendo el procedimiento ARIMA X-11. La periodicidad con que se trabajo en este caso fue trimestral y anual.

Datos de Comercio Exterior

Los datos de comercio exterior fueron elaborados por el Ministerio de Economía. Los datos de exportaciones e importaciones abarcan el período que va desde el año 1973 hasta el año 1996 y fueron expresados en dólares corrientes. La apertura de las distintas ramas de la industria fue realizada a cinco dígitos de acuerdo a la CIIU revisión 2. Esta clasificación fue llevada a tres dígitos. La periodicidad de estos datos es anual.

Datos de Precios

Los precios para cada rama industrial fueron contruidos a partir del índice de precios mayorista no agropecuario. Para esto se tomaron los precios mayoristas desagregados para la industria y se realizó una correspondencia uno a uno de estos desagregados con la clasificación CIIU revisión 2. El índice de precios mayorista llega hasta el año 1995 por lo que para calcular los valores correspondientes a 1996 se empalmó la serie utilizando el IPIM.

Cálculos Sectoriales

Estos cálculos se realizaron en forma anual para el período 1985-1996 y comprenden:

Valor físico de la producción a precios corrientes: calculado utilizando los precios contruidos para cada rama industrial.

Oferta: calculada como la suma del valor físico de la producción a precios corrientes más las importaciones a precios corrientes (calculadas como el producto de las importaciones en dólares corrientes por el tipo de cambio de cada año).

Consumo aparente: calculado como la diferencia entre la oferta y las exportaciones a precios corrientes (calculadas como el producto de las exportaciones en dólares corrientes por el tipo de cambio de cada año).

Las últimas dos variables fueron contruidas también a precios de 1986.

Indicadores Sectoriales

Estos indicadores fueron contruidos en forma anual para el período 1985-1996 y se dividen en indicadores a precios corrientes e indicadores a precios constantes.

Bibliografía y referencias

Bisang, R., C. Bonvecchi, B. Kosacoff, y A. Ramos (1996), "La transformación industrial en los noventa. Un proceso con final abierto", Desarrollo Económico, Número especial, Vol. 35, Buenos Aires.

Bisang, R. (1997), Cambios estructurales y agentes económicos: los conglomerados empresarios en la industria argentina, mimeo, Buenos Aires.

Bonvecchi, C., B. Kosacoff y A. Ramos (1998), La transformación industrial argentina en los noventa, CEPAL, mimeo, Buenos Aires.

Cetrángolo, O., M. Damill, R. Frenkel y J. P. Jiménez (1997), "La sostenibilidad de la política fiscal en América Latina: el caso argentino", Documentos de Trabajo de la Red de Centros R-315, Banco Interamericano de Desarrollo, Washington D.C.

Chudnovsky, D., F. Porta, A. López y M. Chidiak (1996), Los límites de la apertura. Liberalización, reestructuración industrial y medio ambiente, Alianza Editorial-CENIT, Buenos Aires.

Gatto, F. y C. Ferraro (1997), "Principales consecuencias de los comportamientos empresariales Pymes ante la transformación del escenario de negocios en Argentina", Documento de Trabajo No. 78, CEPAL, Buenos Aires.

Kosacoff, B. (1994), El desafío de la competitividad. La industria argentina en transformación, Alianza Editorial-CEPAL, Buenos Aires.

Kosacoff, B et al (1997), Estrategia de desarrollo empresarial, CEPAL-BID, mimeo, Buenos Aires.

Perron, P. (1989), "The Great Crash, the Oil Shock and the Unit Root Hypothesis", Econometrica, 57.

Perron, P. (1994), "Trend, Unit Root and Structural Change in Macroeconomic Time Series", en B. Bhaskara Rao (ed), Cointegration for the Applied Economist.

Porta, F. y B. Kosacoff (1997), La inversión extranjera en la industria argentina; tendencias y estrategias recientes, mimeo, Buenos Aires.

Cuadro de Equivalencias entre las Ramas y la Clasificación CIU Revisión 2

Ramas	CIU Rev. 2	Descripción	Ramas	CIU Rev. 2	Descripción
1	NG	Nivel general	15	353	Refinerías de petróleo
2	311-12	Productos alimenticios	16	354	Productos derivados del petróleo y del carbón
3	313	Bebidas	17	355	Productos del caucho
4	314	Tabaco	18	356	Productos plásticos
5	321	Fabricación de textiles	19	361	Objetos de barro, loza y porcelana
6	322	Fabricación de prendas de vestir	20	362	Objetos de vidrio
7	323	Industria del cuero	21	369	Otros productos minerales no metálicos
8	324	Fabricación de calzado	22	371	Industrias básicas de hierro y acero
9	331	Industria de la madera	23	372	Industrias básicas de metales no ferrosos
10	332	Fabricación de muebles	24	381	Productos Metálicos
11	341	Fabricación de papel	25	382	Construcción de maquinaria excepto la eléctrica
12	342	Imprentas editoriales e industrias conexas	26	383	Maquinarias y aparatos eléctricos
13	351	Sustancias químicas industriales	27	384	Construcción de material de transporte
14	352	Otros productos químicos	28	385	Fabricación de equipo profesional y científico