

# Impacto de las reformas estructurales sobre la eficiencia y la equidad: la experiencia colombiana en los noventa\*

---

*Mauricio Cárdenas Santa María  
Catalina Gutiérrez Sourdis*

## I. INTRODUCCION

El paso de las reformas estructurales en América Latina ha sido acelerado durante los años noventa. La mayoría de los países han reducido sustancialmente los aranceles y las restricciones no arancelarias a las importaciones, y se han firmado acuerdos de libre comercio entre varios países de la región. Las transacciones de los mercados de capitales, especialmente las relacionadas con la inversión extranjera, han sido liberalizadas. En muchos casos, las reformas introducidas en mercados laborales tradicional-

mente paternalistas, han permitido una mayor flexibilidad en el mercado de trabajo. Esquemas privados y competitivos de seguridad social han reemplazado o entrado a competir con los esquemas tradicionales. En algunos países, las reformas han incluido modificaciones sobre los sistemas de provisión de salud y educación.

En todos los casos, las reformas estructurales han estado motivadas por el desencanto con los niveles de crecimiento económico durante los últimos 15 años. En la mayoría de los países, el crecimiento económico se desaceleró como resultado del colapso de la inversión y la productividad total de los factores (PTF). Las tasas de desempleo se incrementaron y la distribución del ingreso y el desempeño de los indicadores sociales fueron insatisfactorios. La inequidad e ineficiencia en la asignación de la salud y la educación contribuyeron a perpetuar el círculo vicioso de la pobreza y la desigualdad.

Tal vez ningún otro país adoptó un paquete de reformas tan amplio y comprensivo como Co-

---

\* Este trabajo fue presentado en la conferencia en honor de Albert Fishlow, Santafé de Bogotá, julio de 1996. Un primer borrador del mismo se presentó en las reuniones del American Economic Association, San Francisco enero de 1996. Los autores agradecen a Nora Lustig, Ricardo Hausmann y los demás participantes al seminario por los comentarios. Adicionalmente, queremos agradecer a Andrés Escobar, Juan Manuel Rojas, Juan Mauricio Ramírez y Fabio Sánchez por sus valiosos comentarios y sugerencias, y a Luis Angel Rodríguez quien colaboró con el procesamiento de las Encuestas de Hogares.

lombia<sup>1</sup>. Desde 1990, una serie de leyes introdujeron cambios drásticos en el comercio exterior, el mercado cambiario, el régimen de inversión, el mercado laboral, la seguridad social y la salud. Las leyes redujeron la presencia de controles administrativos e incrementaron el papel del mercado en la asignación de recursos. Más aún, además de las consideraciones sobre eficiencia, las leyes se orientaron hacia la disminución de los efectos perversos sobre la equidad generados por la legislación prevaleciente<sup>2</sup>.

Este artículo analiza los efectos iniciales sobre la eficiencia y la equidad de las reformas estructurales mencionadas. Aunque aún es prematuro plantear conclusiones definitivas, la evidencia preliminar resulta útil para otros países que estén implementando reformas similares. Ni la PTF ni el crecimiento económico despegaron inmediatamente después de las reformas. Sin embargo, la eliminación de las barreras sobre el comercio exterior, al igual que la reducción del costo de uso del capital incrementaron significativamente el acervo de capital. De hecho, el incremento en el acervo de capital es de tal magnitud que deja poco espacio para el residuo de Solow en las ecuaciones que intentan explicar el crecimiento económico inmediatamente después de las reformas.

---

<sup>1</sup> Para una revisión completa de las reformas implementadas entre 1990 y 1994, véase Fedesarrollo (1995) y Hommes y Montenegro (1994).

<sup>2</sup> Las restricciones cuantitativas fueron totalmente eliminadas, el arancel promedio sobre las importaciones se redujo de 43.7% en 1989 hasta el nivel actual de 11.7%. Se firmaron tratados de comercio exterior con Venezuela, los países del Pacto Andino, Chile, México y los países del Caribe. Las restricciones sobre las transacciones de capitales fueron totalmente eliminadas. Las reformas a la seguridad social y el mercado laboral se discuten posteriormente.

Con respecto a la equidad, las conclusiones son menos claras. Existe evidencia que sugiere que se dio un incremento en el retorno a la educación. La complementariedad entre el trabajo calificado y el capital presionó la demanda de trabajadores con niveles superiores de educación. Los diferenciales de salarios se incrementaron significativamente, especialmente entre trabajadores con algún nivel de educación terciaria, lo cual apunta hacia un deterioro de la distribución del ingreso. Sin embargo, los trabajadores no calificados en contraron trabajo en sectores de rápida expansión como la construcción. La tasa de desempleo (especialmente de los trabajadores sin ningún nivel de educación) se redujo drásticamente y el incremento de los salarios en el nivel más bajo de la distribución ha mantenido el paso con aquellos en el nivel superior. En términos del coeficiente de Gini, la evidencia no es conclusiva. El problema de truncamiento de las Encuestas de Hogares requiere supuestos arbitrarios sobre el nivel y la distribución de los ingresos del 2% más rico de la población y los resultados son altamente sensibles a estos supuestos.

El artículo se divide en 5 capítulos. En el primer capítulo se discute el tema de la eficiencia basado en mediciones sobre la PTF en el sector manufacturero. El vínculo entre eficiencia y equidad se establece en el capítulo 3, en el cual se analizan las tendencias recientes del empleo y se estiman las elasticidades de sustitución entre el capital y los diferentes tipos de trabajo. Los resultados indican que, después de las reformas estructurales, se dio un incremento en la complementariedad entre el trabajo calificado y el capital, en el sector manufacturero. En el capítulo 4 se analizan los aspectos de equidad mediante el análisis de coeficientes de Gini y diferenciales de salarios. Como se mencionó, los resultados

indican un incremento paralelo en los salarios de los trabajadores menos calificados y los más calificados. Adicionalmente, otros indicadores muestran una reducción de la pobreza asociada al cambio de la política social hacia un sistema de subsidios a la demanda.

## II. EFICIENCIA

Como se mencionó en la introducción, las reformas estructurales (especialmente en el caso de la reforma comercial y la del mercado laboral) estuvieron en gran medida justificadas por el deterioro reciente de la productividad. De hecho, con base en datos de cuentas nacionales, Clavijo (1990) encontró que la productividad se incrementó a una tasa anual de 1.9% entre 1950 y 1980. En contraste, entre 1981 y 1989 la PTF cayó a una tasa anual de 0.7%<sup>3</sup>. Los resultados de las reformas estructurales sobre la productividad pueden ser analizados con datos mensuales del sector manufacturero de la *Muestra Mensual Manufacturera* (MMM)<sup>4</sup>. La metodología supone que el producto bruto ( $Y_t$ ) se produce mediante la combinación de materias primas ( $M_t$ ) y valor agregado ( $V_t$ ) de acuerdo con una tecnología de Leontief:

$$Y_t = \min (\alpha_M M_t, \alpha_V V_t) \quad (1)$$

Donde  $\alpha_M$  y  $\alpha_V$  son constantes. Esta escogencia de tecnología es conveniente dada la carencia de información mensual sobre el consumo de materias primas por parte del sector manufactu-

rero. Más aún, la información de la Encuesta Anual Manufacturera (EAM) entre 1974 y 1991 muestra una alta estabilidad en los parámetros  $\alpha_M$  y  $\alpha_V$ <sup>5</sup>. El valor agregado se obtiene de combinar el capital ( $K_t$ ), trabajo productivo u obrero ( $L_t$ ) y trabajo no productivo o empleados ( $D_t$ ) de acuerdo con<sup>6</sup>:

$$V_t = Z_t F(K_t, L_t, D_t) \quad (2)$$

$Z_t$  es el choque exógeno de productividad. Asumiendo que  $F$  presenta rendimientos constantes a escala, la tasa de crecimiento de la productividad se puede expresar como:

$$\Delta z_t = \Delta v_t - (1 - \alpha_t - \beta_t) \Delta k_t - \alpha_t \Delta l_t - \beta_t \Delta d_t \quad (3)$$

Donde  $\Delta$  denota las primeras diferencias y las variables en minúsculas denotan los logaritmos de las respectivas variables.  $\alpha_t$  y  $\beta_t$  son las participaciones del trabajo obrero y el trabajo administrativo en el valor agregado para el periodo  $t$ . Estas participaciones se obtuvieron con una frecuencia anual de la EAM. Para producir series mensuales se asumió que dichas participaciones se mantienen constantes a los largo del año<sup>7</sup>.

Varios supuestos fueron necesarios con el fin de obtener una medida mensual del acervo de

<sup>5</sup> El coeficiente  $\alpha_M$  fluctúa entre 0.57 (1982) y 0.63 (1987) con una desviación estándar de 0.02.

<sup>6</sup> En general, la separación entre trabajo obrero y administrativo corresponde a la diferenciación entre el trabajo calificado y no calificado.

<sup>7</sup> Este supuesto no afecta los resultados. De hecho, cuando estas participaciones se estiman econométricamente (suponiendo retornos constantes a escala) los resultados son muy similares. Una metodología alternativa, basada en la matriz insumo producto de las cuentas nacionales arrojó las mismas conclusiones.

<sup>3</sup> García (1988) y Ocampo (1989) encuentran resultados similares.

<sup>4</sup> Los resultados no son comparables a los obtenidos por Clavijo (1990 y 1995) quien usa datos agregados y una metodología diferente.

capital (el cual no está disponible directamente de la MMM). Para obtener un estimativo de esta variable, las importaciones de bienes de capital de la industria manufacturera (disponibles con una periodicidad mensual) se utilizaron como proxy<sup>8</sup>. Las importaciones en dólares se deflataron con el índice de bienes de capital de Estados Unidos. El índice del acervo de capital se construyó mediante una ecuación de inventario perpetuo con depreciación lineal de la forma:

$$K_t = I_t + (1+\delta)K_{t-1} \quad (4)$$

Varias tasas de depreciación ( $\delta$ ) entre 5% y 15% fueron utilizadas (con poco impacto sobre los resultados finales). Adicionalmente, la inversión  $I_t$  se definió de varias formas alternativas, donde MKI denota las importaciones de bienes de capital en el sector manufacturero en dólares.

$$I_t = MKIK_{t-6} \quad (5a)$$

$$1/12 * I_t \sum_{i=6}^{17} MKI_{t-i} \quad (5b)$$

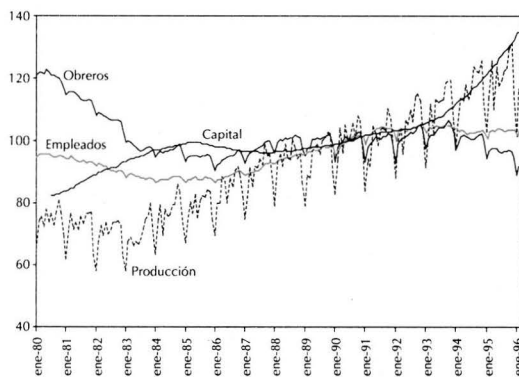
$$I_t = MKI_{t-6} - 0.1(MKI_{t-6})^{1.15} \quad (5c)$$

La ecuación 5a captura la existencia de un rezago de seis meses entre el tiempo en el que se registra la maquinaria en la aduana y el momento en el que llega a la firma. La ecuación 5b denota un ajuste por "time to build", el cual captura el tiempo que toma poner a funcionar la nueva maquinaria y el equipo (que se supuso de 1 año). La ecuación 5c usa una función de costos de ajuste convexa, que supone que el añadir capital nuevo

a la firma implica un costo en términos de recursos, que puede pensarse como una pérdida de capital.

En el gráfico 1 se ilustran el empleo, el producto y el capital, en índices 1990=100. El acervo de capital ilustrado corresponde a la ecuación 5c (que es muy similar al que resulta de la ecuación 5b), suponiendo una tasa de depreciación de 8%<sup>9</sup>. Vale la pena resaltar que el acervo de capital en la industria manufacturera creció casi un 35% después del despegue de las reformas estructurales en 1990. Este crecimiento acelerado refleja el hecho de que entre 1990 y 1994, la tasa promedio de crecimiento real de la inversión privada fue de 20.4% (en contraste con la reducida tasa de 0.2% registrada durante la década de los ochenta). Sin embargo, la tasa de crecimiento de la producción bruta ha sido mucho menor, aproximadamente la mitad de la registrada por el capital. Dado que el empleo ha

**Gráfico 1. INDICES DE EMPLEO, PRODUCCION Y CAPITAL**



Fuente: Muestra Mensual Manufacturera, Dane y cálculos de los autores.

<sup>8</sup> La justificación para este supuesto se basa en el hecho de que entre 1965 y 1992 las importaciones representaron el 63% de la inversión en maquinaria y equipo (con una desviación estándar inferior a 4.5%).

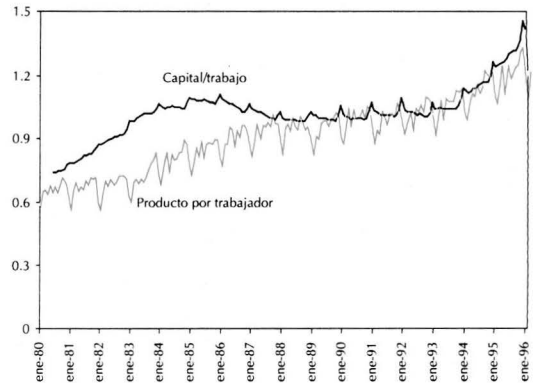
<sup>9</sup> La tasa de crecimiento del stock de capital aumenta con la tasa de depreciación.

permanecido estancado en relación con los niveles de 1990, la razón capital/trabajo ha crecido casi un 40%, mientras que el producto por trabajador es ahora un 20% más alto que en 1990 (ver gráfico 2).

El gráfico 3 muestra los resultados de la estimación de la PTF, utilizando métodos alternativos para definir el acervo de capital (que en todos los casos se ajustó por utilización de la capacidad instalada)<sup>10</sup>. Adicionalmente, dado que la producción bruta es significativamente menor en diciembre y en enero, la ecuación 3 también se estimó con ajustes por estacionalidad (para el trabajo y el producto)<sup>11</sup>. Cuando se utiliza la ecuación 5a para construir el acervo de capital, la PTF no refleja ganancias importantes en eficiencia después de las reformas estructurales. El crecimiento sin precedentes en el acervo de capital ha sido muy superior al registrado por el producto, dejando muy poco espacio para el residuo de Solow.

En contraste, cuando se tiene en cuenta el "time to build" o los costos de ajuste, los resultados difieren levemente. Como se muestra en el gráfico 3, la PTF aumentó un 8% después de las reformas. En todos los casos existe evidencia de una caída en la PTF después de 1995, lo cual refleja la desaceleración de la producción manufacturera. Sin embargo, se debe ser cuidadoso al analizar los resultados ya que estos dependen de una serie de supuestos, necesarios para calcular el acervo de capital. Por esta razón se estimó la

**Gráfico 2. CAPITAL Y PRODUCTO POR TRABAJADOR**



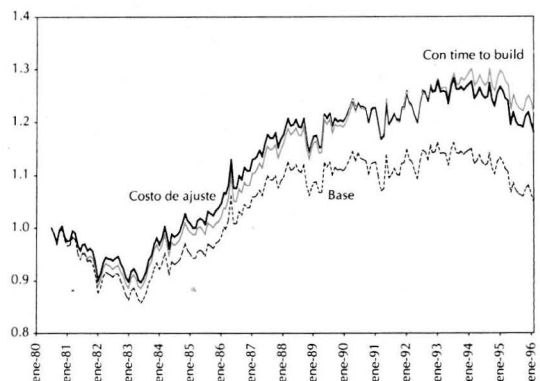
Fuente: Muestra Mensual Manufacturera, Dane y cálculos de los autores.

PTF de una manera alternativa (que no requiere de estos supuestos), basada en el precio de los factores.

Como es bien sabido la condición de primer orden para la maximización de las ganancias de la firma implica que:

$$\Delta z_t = \alpha_t^M \Delta p_t^i + \alpha_t^V [(1 - \alpha_t - \beta_t) \Delta p_t^K - \alpha_t \Delta w_t^l - \beta_t \Delta w_t^d] - \Delta p_t \quad (6)$$

**Gráfico 3. PRODUCTIVIDAD TOTAL DE LOS FACTORES (1980: 7=1) Medidas alternativas**



Fuente: Cálculos de los autores.

<sup>10</sup> Para corregir por el nivel de utilización de la capacidad instalada, se utilizó una medida del ciclo económico obtenida a partir de un modelo AR(1).

<sup>11</sup> En promedio, el producto cae un 4.7% en diciembre y un 7% en enero.

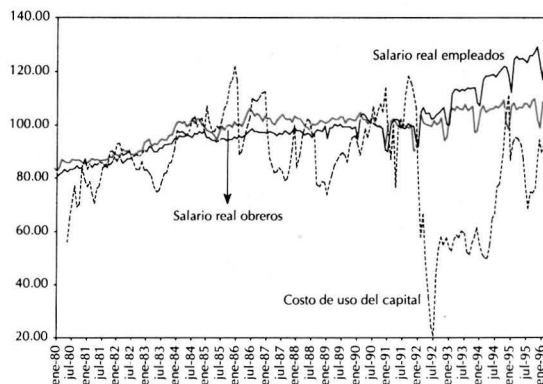
Donde  $p$  es el índice de precios al productor  $p^i$  es el precio de los bienes intermedios,  $p^k$  es el costo de uso del capital,  $w^l$  es el salario nominal de los obreros y  $w^d$  es el salario nominal de los empleados. De manera conveniente, se tiene información sobre los precios de los bienes intermedios, de tal forma que no es necesario suponer que  $a^M$  y  $a^V$  son constantes. En este caso, la estimación del cambio en la PTF ( $\Delta z$ ) requiere menos supuestos que la estimación anterior. Sin embargo, si el supuesto de competencia perfecta no se cumple, incrementos en los márgenes de ganancia se pueden interpretar equivocadamente como incrementos de la PTF.

Para poder estimar la ecuación 6 es necesario tener información sobre todos los precios de los factores. Afortunadamente, la MMM tiene información sobre los salarios pagados a los dos tipos de trabajo (incluyendo beneficios no salariales y otras contribuciones). Sin embargo, el costo de uso del capital no está disponible, de tal forma que es necesario estimarlo. Para ello se estimó la siguiente ecuación (ver anexo para la derivación):

$$P_{kt} = \frac{q_t}{p_t} \left( r_t + \delta - \frac{\dot{q}_t}{q_t} \right) \frac{1 + tv_t + tm_t}{1 - ty_t}, \quad (7)$$

donde  $q$  es el precio de los bienes de capital,  $p$  son los precios al productor,  $r$  es la tasa de interés y  $\delta$  es la tasa de depreciación. Las tasas de impuestos sobre la renta y el valor agregado son  $ty$  y  $tv$ , respectivamente. Las tarifas sobre las importaciones se denotan por  $tm$ . A su vez, el precio de los bienes de capital ( $q$ ) se define como la tasa de cambio nominal multiplicada por el precio de los bienes de capital en Estados Unidos (de tal forma que la relación  $q/p$  es una medida de la tasa de cambio real de los bienes de capital). Se supuso un valor de 8% para  $\delta$ . El precio resultante se puede observar en el gráfico 4 (en índice con 1990=100)<sup>12</sup>. Claramente se ve

**Gráfico 4. PRECIOS DE LOS FACTORES EN EL SECTOR MANUFACTURERO (1990 = 100)**



Fuente: Muestra Mensual Manufacturera, Dane y cálculos de los autores.

que el periodo después de las reformas se caracteriza por una caída en el costo de uso del capital y un incremento en los salarios reales de los trabajadores calificados. Como lo muestran en detalle Cárdenas y Olivera (1995), la reducción en el costo de uso del capital ha sido el resultado conjunto de una caída en los aranceles sobre las importaciones de los bienes de capital, la apreciación real de la moneda causada por las entradas de capitales y la reducción de la tasa de interés doméstica<sup>13</sup>. Sin embargo, la correlación es claramente más fuerte con la tasa de interés doméstica.

<sup>12</sup> Una caída sistemática de los salarios en el mes de diciembre sugiere que existe alguna anomalía en la serie.

<sup>13</sup> Más aún, el boom reciente de la inversión se puede explicar satisfactoriamente sólo con el uso de variables que midan el costo de uso del capital, especialmente los precios relativos de los bienes de capital y las tasas de interés reales. Cárdenas y Olivera (1995), argumentan que la elasticidad de la inversión con respecto a estas variables ha aumentado después de las reformas estructurales. Presumiblemente, las firmas ya no pueden transferir cambios en el costo de uso del capital a los precios finales.

En el gráfico 5 se muestran los resultados de la estimación de la PTF a través de la función de costos. Resulta interesante que de acuerdo con esta metodología la PTF permaneció relativamente invariable hasta mediados de 1994. Posteriormente los precios de los factores crecieron por encima de los precios al productor. Es posible, sin embargo, que lo que se ve como cambios en la PTF sean en realidad variaciones en los márgenes de ganancias de los productores. De hecho, dada la estructura de mercado del sector manufacturero, es difícil rechazar la posibilidad de una caída reciente en los márgenes de ganancias. Análogamente, la caída en la PTF después del desplome del costo de uso del capital, puede ser interpretada como incrementos en los márgenes de ganancia.

En el cuadro 1 se resumen los resultados en lo que respecta al impacto sobre la eficiencia. Las estadísticas se basan en los cálculos de los choques tecnológicos estimados según las ecuaciones 3 y 6. En el cuadro se ilustran los valores promedio de  $\Delta z_t$  y  $\Delta y_t$ , el valor relativo de sus respectivas varianzas y el coeficiente de correlación de estas dos variables. Estos

**Gráfico 5. PRODUCTIVIDAD TOTAL DE LOS FACTORES (1980: 7 = 1) Medidas alternativas**



Fuente: Cálculos de los autores.

resultados se estimaron tanto con los datos originales como con los datos ajustados por estacionalidad, para la muestra completa y para los subperiodos antes y después de las reformas, 1980:1-1990:12 y 1991:1-1996:2, respectivamente.

De acuerdo con los resultados con base en la estimación del residuo de Solow, el cambio promedio en la PTF fue positivo (entre 2% y 3%) entre 1980:1 y 1990:12, y negativo (entre 0 y -0.55%) entre 1991:1 y 1996:2. Sin embargo, cuando la PTF se mide a través del precio de los factores, los resultados son los opuestos: el crecimiento promedio de la PTF se aceleró de 1.6% a 4.9% en el periodo después de la reforma.

El panel 2 del cuadro 1 muestra la relación entre el crecimiento del producto y de la PTF. Como se aprecia, el crecimiento de la PTF responde por casi el 50% del crecimiento total de la producción bruta, en los periodos previos a las reformas estructurales. En los periodos posteriores a las reformas estructurales, el crecimiento de la PTF no explica el crecimiento del producto. Con respecto a la volatilidad del cambio tecnológico, esta es inferior a la del producto. Más aún, la volatilidad de la PTF en relación con el producto se ha mantenido relativamente estable para todo el periodo analizado. Los coeficientes de correlación son bajos e incluso negativos en el periodo más reciente. Esto implica que el crecimiento del producto en el periodo reciente se explica fundamentalmente por acumulación de factores más que por ganancias en eficiencia.

### III. EMPLEO

En esta sección se analiza el efecto de las reformas estructurales sobre el empleo. Como es bien sabido, gran parte del impacto de las reformas

## Cuadro 1. ESTADISTICAS BASICAS DE LA PTF EN EL SECTOR MANUFACTURERO

	1990:1-1996:2	1980:1-1990:12	1991:1-1996:2
<b>Crecimiento promedio anual en:</b>			
Producción bruta(%)	2.88	2.61	3.44
Medidas de PTF(%):			
Base	0.46	1.28	-1.19
Time to build	1.94	3.05	-0.07
Costo de ajuste	1.23	2.13	-0.55
Precios de los factores	2.66	1.6	4.92
<b>Relación entre la tasas de crecimiento de la PTF/producción bruta</b>			
Medidas de PTF(%):			
Base	15.82	48.99	-34.54
Time to build	67.45	116.76	-2.04
Costo de ajuste	42.81	81.40	-15.98
Precios de los factores	92.34	61.43	142.94
<b>Varianza Crecimiento del producto/Varianza crecimiento de la PTF</b>			
Medidas de PTF(%):			
Base	18.51	18.15	18.98
Time to build	18.46	17.90	18.98
Costo de ajuste	18.40	17.99	18.93
Precios de los factores	99.95	22.23	238.75
<b>Coefficientes de Correlación (Crecimiento del producto, Crecimiento PTF)</b>			
Medidas de PTF			
Base	0.06	0.13	-0.07
Time to build	0.04	0.11	-0.06
Costo de ajuste	0.06	0.13	-0.07
Precios de los factores	-0.12	0.02	-0.25

Fuente: Cálculos efectuados con base en las estimaciones ajustadas por estacionalidad.

sobre la pobreza y la distribución del ingreso depende del efecto que tengan sobre el mercado laboral. En particular vale la pena explorar la posible recomposición de la demanda de trabajo, al igual que de los diferenciales de salarios. La sección comienza por analizar en detalle el sector manufacturero y posteriormente se discuten algunas tendencias generales del empleo.

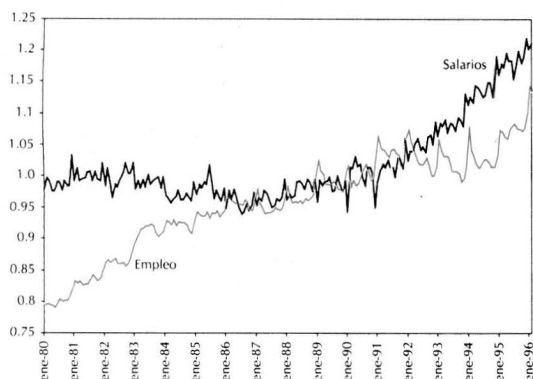
La evolución reciente del mercado laboral en el sector manufacturero se puede resumir en tres hechos estilizados. Primero, como se mencionó

en la sección anterior en relación con el Gráfico 1, la tasa promedio de crecimiento anual entre 1991 y 1995 ha sido reducida (0.74% para empleados y -0.26% para obreros). Segundo, como se puede apreciar en el gráfico 6, los salarios relativos en el sector manufacturero (administrativos/obreros)<sup>14</sup> han crecido sustancialmente desde 1991. De hecho, el diferencial de salarios

<sup>14</sup> En contraste, entre 1986 y 1990, el empleo no productivo creció un 2.64% y el empleo obrero creció un 1.6%, en promedio al año.



**Gráfico 6. SALARIOS Y EMPLEO RELATIVOS (Empleados/obreros) INDUSTRIA MANUFACTURERA (1990 = 100)**



Fuente: Muestra Mensual Manufacturera, Dane y cálculos de los autores.

entre estos dos tipos de empleo es un 20% más alto que antes de las reformas. Tercero, la relación entre el empleo administrativo y el empleo obrero muestra un crecimiento sostenido.

Estas tendencias sugieren que el capital y el empleo calificado o administrativo son complementarios en la producción, de tal forma que el incremento en el acervo de capital estuvo acompañado por un incremento en la demanda de trabajo calificado. Dada la inelasticidad de la oferta de trabajo calificado, el resultado ha sido un incremento de su remuneración. Finalmente, la reducción de la demanda por trabajo no calificado en la industria manufacturera es un indicio de su alta sustituibilidad con el capital.

Mediante un modelo sencillo se pueden corroborar estos resultados. Como es bien sabido, el uso de funciones CES y Cobb-Douglas para representar la tecnología (F en la ecuación 2) es inadecuada cuando hay más de dos factores de producción. De hecho, cuando existen diferentes

tipos de trabajo, estas formas no son adecuadas para responder a la pregunta en consideración (excepto bajo circunstancias muy particulares<sup>15</sup>). Una alternativa interesante es el uso de una función de producción generalizada de Leontief (o de costos), la cual tiene la flexibilidad necesaria para medir fácilmente las elasticidades de sustitución (o complementariedad) y de los precios de los factores.

Con base en la función generalizada de costos tipo Leontief (GL) (Véase el anexo) la demanda por factores de producción se puede escribir como:

$$\frac{X_{it}}{V_t} = \sum b_{ij} \left( \frac{p_{jt}}{p_{it}} \right)^{\frac{1}{2}} + \alpha_i V_t + \gamma_i t + \mu_{it}, \quad i = K, L, D \quad (8)$$

Donde  $X_{it}$  es la cantidad del factor  $i$  utilizada en el tiempo  $t$  y  $p_{it}$  es el precio del insumo  $i$  en el periodo  $t$ . De esta forma, los cambios en la relación insumos/producto puede obedecer a: (a) cambios en los precios relativos, (b) cambios en la escala de producción (si la función de producción no es homotética), y (c) cambio tecnológico. Diewert (1971) demostró que la función de costos GL corresponde a una función con tecnología fija (sin sustitución factorial) si  $b_{ij} = 0$  para todo  $i \neq j$ . Igualmente, demostró que la función muestra retornos constantes a escala si  $\alpha_i = 0$  para todo  $i$  (i.e. la función será homotética). Claramente, un cambio tecnológico que intensifique el uso de los factores no ocurrirá si  $\gamma_i = 0$  para todo  $i$ .

### A. Elasticidades de sustitución

Para estimar el sistema de ecuaciones en (8) se realizaron pruebas de Dickey y Fuller aumentadas

<sup>15</sup> Véase Hamermesh (1986).

sobre las variables dependientes para verificar que fuesen estacionarias. En todos los casos, la presencia de raíz unitaria se rechazó con un 1% de confianza<sup>16</sup>. El sistema de ecuaciones se estimó mediante un procedimiento de Máxima Verosimilitud con Información Completa (Gauss). Para corregir por autocorrelación de primer orden en las series, el error rezagado un periodo se incluyó dentro de las ecuaciones AR(1).

El sistema se estimó con y sin la restricción de simetría ( $b_{ij}=b_{ji}$ ). Theil demostró que menos dos veces la razón de máxima verosimilitud (i.e. el máximo de la función de máxima verosimilitud con restricciones de simetría dividido por el máximo de la función de máxima verosimilitud sin restricciones) tiene una distribución Chi-Cuadrado ( $X^2$ ) (con grados de libertad iguales a el número de restricciones impuestas)<sup>17</sup>. La prueba no permitió rechazar la hipótesis de simetría. De hecho el valor del coeficiente estimado fue de 0.2934, muy por debajo del valor crítico de la distribución  $X^2$  al 10% de significancia.

Vale la pena mencionar que el coeficiente  $\gamma_i$  no fue significativamente diferente de cero, con lo cual se rechaza la hipótesis de cambio tecnológico aumentador de factores. Esto resulta sorprendente dada la percepción que se tiene de que el cambio tecnológico en la industria manufacturera colombiana ha sido importante (ahorrador de trabajo y aumentador de capital). Aparentemente, cambios en las intensidades factoriales

han sido el resultado exclusivo de cambios en los precios relativos de los insumos.

En el cuadro 2 se muestran los resultados de la estimación después de imponer la condición de simetría y excluyendo la tendencia (t) de las ecuaciones. Todos los  $b_{ij}$  estimados son significativamente diferentes de cero, con lo cual se rechaza la hipótesis de la presencia de una proporción de tecnología fija (una función de producción de Loeontief). Los signos de los coeficientes indican que los dos tipos de trabajo son sustitutos, mientras que el trabajo calificado y el capital son complementarios. La hipótesis de rendimientos constantes a escala también se rechaza con altos niveles de significancia. El valor estimado de  $\alpha_i$  es en todos los casos significativo y negativo. Esto implica que hay ganancias de eficiencia a medida que se expande la escala de producción. (i.e. la función de producción no es homotética).

Con base en los valores estimados de los coeficientes  $b_{ij}$  las elasticidades de sustitución parciales de Hicks-Allen entre el insumo  $i$  y el producto  $j$  ( $\sigma_{ij}=\sigma_{ji}$ ) pueden ser fácilmente calculadas. La expresión apropiada para el caso de una tecnología GL es:<sup>18</sup>

$$\sigma_{ij} = \frac{\frac{V}{2X_i} b_{ij} \left( \frac{p_j}{p_i} \right)^{\frac{1}{2}}}{s_j}, \quad i \neq j, \quad i, j = K, L, D, \quad (9)$$

Donde  $s_j$  es el costo del insumo  $j$ . En el gráfico 7 se presentan las elasticidades parciales de sustitución entre todos los pares de insumos para

<sup>16</sup> Las pruebas rechazaron la presencia de raíz unitaria en las series originales de insumos y producto de tal forma que la transformación de las series en razones insumo/producto produce series I(0), (lo cual es otra ventaja de la representación GL).

<sup>17</sup> Véase López (1980).

<sup>18</sup> Las participaciones de los factores obtenidas de la EAM (véase sección 2) se utilizaron como proxis de los costos de los factores.

**Cuadro 2. RESULTADOS DE LAS ECUACIONES DERIVADAS DE DEMANDA  
(Con restricciones en simetría)**

	Capital	Empleo Administrativo	Trabajo Obrero	producto	SSR	R2	DW
Capital	-492.00 (-0.953E-03)	-0.32 (-11.406)	0.35 (10.276)	-0.01 (-48.332)	0.09	0.97	2.22
Empleo Administrativo		1.93 (4.222)	0.27 (2.476)	-0.01 (-35.792)	0.14	0.97	2.06
Trabajo Obrero			1.97 (4.258)	-0.01 (-23.234)	0.28	0.98	2.05

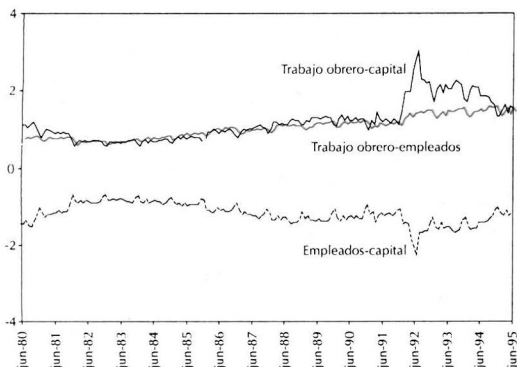
cada punto en el tiempo. Claramente, el empleo obrero y el capital muestran un grado decreciente de sustituibilidad. Este también es el caso de los dos tipos de trabajos. Sin embargo, en este caso la elasticidad de sustitución es más estable y cercana a uno. En contraste, el trabajo calificado o administrativo y el capital son complementarios en la producción. Esto además implica que ni las

funciones CES ni las Cobb-Douglas son formas funcionales adecuadas para modelar la producción manufacturera en Colombia.

**B. Cambio estructural**

Para determinar la presencia de cambio estructural en el valor de los parámetros tras la introducción de las reformas al comercio exterior y al mercado laboral, se utilizaron varios procedimientos. Por un lado, el sistema de ecuaciones (8) se estimó para el subperiodo previo a las reformas estructurales (1980:1-1990:12). Sorprendentemente, el valor de los coeficientes estimados y su significancia no cambia en comparación con los estimados para todo el periodo. En contraste, cuando el sistema se estima para el subperiodo 1991:1-1995:7, los resultados cambian a pesar del hecho que los coeficientes  $b_{KL}$  y  $b_{KD}$  permanecen inalterados. El coeficiente  $b_{LD}$ , que capta la sustituibilidad entre ambos tipos de trabajo, no resultó significativamente diferente de cero. Este resultado sugiere que la sustituibilidad entre ambos tipos de trabajo es ahora limitada.

**Gráfico 7. ELASTICIDADES PARCIALES DE SUSTITUCION (Promedios móviles 12)**



Fuente: Muestra Mensual Manufacturera, Dane y cálculos de los autores.

Por otro lado, un procedimiento alternativo arrojó resultados más conclusivos. En este caso, la hipótesis de cambio estructural se probó expresando el sistema de ecuaciones de demanda por trabajo de la siguiente manera:

$$\frac{X_{it}}{V_t} = \sum_i b_{ij} \left( \frac{p_{jt}}{p_{it}} \right)^{\frac{1}{2}} + \sum_i \beta_{ij} \left( \frac{p_{jt}}{p_{it}} \right)^{\frac{1}{2}} d + \alpha_i V_t + \gamma_i t + \mu_{it}, \quad i = K, L, D \quad (10)$$

donde  $d$  es una variable dicótoma que toma el valor de 1 para el subperiodo después de las reformas. En esta especificación, el efecto de los precios relativos sobre la demanda de trabajo después de las reformas es capturado por  $b_{ij} + \beta_{ij}$ . En el cuadro 3 se ilustran los resultados, como se aprecia ninguno de los coeficientes  $\beta_{ij}$  resultó significativo. Este resultado es consistente con la idea de que no hubo variaciones en la forma como los cambios en los precios afectan la demanda de trabajo. Sin embargo, el valor estimado de los  $b_{ij}$  son inferiores en este caso<sup>19</sup>.

### C. Implicaciones

Las implicaciones de los resultados anteriores son claras. El empleo en el sector manufacturero ha sido adversamente afectado por el incremento en su precio relativo, con respecto al capital. Este resultado ha sido producto de varios factores. Primero, como se mencionó anteriormente, la reducción en las tarifas de importación, acompañadas de una apreciación real de la moneda, redujo el precio de los bienes de capital. Segundo,

la nueva inversión en maquinaria y equipo presionó la demanda de trabajo calificado, con el consecuente incremento de su remuneración (exacerbado por la baja elasticidad de la oferta). Tercero, los costos no laborales se incrementaron como resultado de las reformas a la seguridad social (1993) y al mercado laboral (1990). De hecho, a pesar que la reforma laboral redujo sustancialmente el nivel (y la incertidumbre) de los pagos de cesantías, el peso de los costos no salariales es ahora superior al de antes de la reforma<sup>20</sup>.

Como se aprecia en el cuadro 4, el cambio en los regímenes pensionales y de salud introducidos por la reforma a la seguridad social, incrementó gradualmente las contribuciones pagadas por las firmas, de 9% (del salario) en 1993 a 18.1% en 1996. En el caso de las pensiones, la reforma permitió a los trabajadores escoger entre sistemas privados de capitalización individual y el viejo esquema estatal de reparto simple. En ambos casos, las contribuciones se incrementaron de 6.5% a 13.5% (en 1996)<sup>21</sup>. Las contribuciones para salud se incrementaron de 7% a 12%, con el objeto de expandir la cobertura del sistema (a

<sup>19</sup> Estos resultados no dependen de la escogencia de la variable dicótoma. Cuando se restringe el periodo después de las reformas a 1992:1-1995:7, los resultados son muy similares.

<sup>20</sup> Los pagos por cesantías eran los costos no salariales más altos bajo el viejo régimen, que les asignaba a los trabajadores un salario mensual por cada año de trabajo (con base en el salario correspondiente al momento de pago de las cesantías). Retiros parciales eran permitidos y deducidos en términos nominales del pago final en el momento del retiro del trabajador. Según Ocampo(1987), la doble retroactividad implícita en los pagos de cesantías resultaba en un costo promedio de 4.2% del costo total del salario. La nueva legislación eliminó este costo en todos los nuevos contratos laborales. De acuerdo con Lora y Henao (1995), como resultado de la alta rotación del empleo, sólo el 20.7% de la fuerza laboral en el sector manufacturero tiene en la actualidad derecho al viejo sistema de cesantías.

<sup>21</sup> Véase Schmidt-Hebbel (1995) y Ayala (1995) para un recuento completo de la reforma a la seguridad social.

**Cuadro 3. RESULTADOS DE LAS ECUACIONES DERIVADAS DE DEMANDA  
(Con restricciones de simetría y Dummies)**

	Con variable Dummy					Producto	SSR	R2	DW
	Capital	Empleo adminis.	Trabajo obrero	Empleo adminis.	Trabajo obrero				
Capital	-109.48 (-0.47E-02)	-0.59 (-3.214)	0.56 (2.40)	0.02 (1.32)	-0.13 (-0.537)	-0.01 (-46.56)	0.0916	0.966	2.3
Empleo Administrativo		2.04 (20.39)	0.19 (3.61)		-0.02 (-0.411)	-0.01 (-39.29)	0.1189	0.972	2.2
Trabajo Obrero			1.83 (16.02)			0.01 (-25.13)	0.2211	0.98	2.15

**Cuadro 4. COSTOS NO SALARIALES COMO PORCENTAJE DE LOS COSTOS SALARIALES**

	Contratos antes de 1990		Contratos nuevos		
	en 1990	Actuales	con beneficio completos	salario integral	trabajadores temporales
<b>Cesantías</b>					
Tasa Nominal	9.3	9.3	9.3	-	9.3
Doble Retroactividad	4.2	4.2	-	-	-
<b>Otros beneficios</b>					
Vacaciones (15 días al año)	6.7	6.7	6.7	6.7	6.7
Primas (1/2 meses al año)	8.9	8.9	8.9	-	8.9
<b>Contribuciones a la Seguridad Social</b>					
Pensiones (pagado por el trabajador)	6.5 (2.2)	13.5 (3.4)	13.5 (3.4)	14.5 (4.4)	13.5 (3.4)
Salud (pagado por el trabajador)	7 (2.3)	12 (4.0)	12 (4.0)	12 (4.0)	12 (4.0)
<b>Contribuciones parafiscales</b>	9	9	9	9	9
<b>Total</b>	51.6	63.6	59.4	42.2	59.4
Total pagado por la firma	47.1	56.2	52	33.8	52
Total pagado por el trabajador	4.5	7.4	7.4	8.4	7.4
Memo: participaciones en el empleo (1994)	na	20.7	53.6	1.5	24.3
Manufacturas	na	14.5	71.0	0.6	13.9
Comercio					

Memo: Encuesta de Fedesarrollo (1994).

Fuente: Antes de 1990, las cesantías y otras contribuciones a la seguridad social: Ocampo(1987).

todos los miembros de la familia y subsidiado a algunos grupos vulnerables de la población). En el caso de la salud, los trabajadores pueden dirigir las contribuciones a entidades promotoras de salud bien sean estas públicas o privadas. Adicionalmente, las contribuciones parafiscales, (con destinación específica a programas de capacitación laboral, bienestar social y otros subsidios privados) continúan limitando la generación de empleo.

En resumen, hasta cierto punto el incremento reciente del precio relativo del trabajo ha sido una consecuencia directa de las reformas sobre la seguridad social y el mercado laboral. Esto junto con la reducción en el costo de uso del capital, ha producido un cambio hacia tecnologías más intensivas en capital que a su vez requieren de trabajo calificado. No sorprende entonces el incremento sustancial de los salarios de los trabajadores educados.

#### **D. El empleo agregado**

Las tendencias observadas en el empleo manufacturero no brindan un panorama completo del mercado laboral. En el cuadro 5 se muestran las tasas de crecimiento anual promedio del empleo por sector de actividad económica (con base en las encuestas trimestrales de hogares). La tasa total de crecimiento del empleo cayó de 4.95% antes de las reformas estructurales a 2.61% después de las mismas. En gran medida este resultado se explica por la desaceleración en la generación de empleo en el sector manufacturero. Adicionalmente, el empleo en el sector minero y agrícola se redujo sustancialmente (200,000 empleos se perdieron en la agricultura solamente). El rápido crecimiento del sector de la construcción, que emplea fundamentalmente trabajadores no calificados, ha sido la fuente más importante de generación de empleo, contribuyendo con el

27% de los nuevas plazas de trabajo. Como se verá más adelante, esta demanda ha sido suficiente para contrarrestar la caída la demanda de trabajo del sector manufacturero, presionando el salario de los trabajadores no calificados. El trabajo calificado, por su parte, ha sido dinámico en otros sectores (servicios financieros, transporte y comunicaciones)<sup>22</sup>.

Sorprendentemente, la tasa de desempleo urbana se redujo a pesar de la desaceleración en el crecimiento del empleo<sup>23</sup>. Esto es el resultado en parte de la estabilización de la tasa de participación laboral, la cual tuvo una tendencia positiva hasta 1991. Aún así, la tasa de desempleo rural se incrementó de 4% a 6% después de las reformas estructurales, fundamentalmente como resultado de la caída de la producción agrícola y a pesar de la caída en las tasas de participación rurales. En resumen, el empleo ha sido dinámico en ambas colas de la distribución del nivel de calificación. Sin embargo, las tasas de desempleo son particularmente altas entre los jóvenes (especialmente mujeres) con algo de educación<sup>24</sup>.

#### **IV. EQUIDAD**

En esta parte se analiza el impacto de las reformas estructurales sobre la distribución del ingreso en

---

<sup>22</sup> En el comercio se incluye tanto el por mayor como el detal, los restaurantes y los hoteles. El transporte y las comunicaciones incluyen almacenamiento. Los servicios financieros incluyen los bancarios, de seguros y leasing. Otros servicios son fundamentalmente sociales, personales y comunitarios.

<sup>23</sup> La tasa natural de desempleo en Colombia ha sido tradicionalmente estimada en 8%, sin embargo, Farné, Yepes y Vivas (1995) sugieren que se ha reducido recientemente a niveles entre el 7% y 6%.

<sup>24</sup> En junio de 1994, el 60.6% de la población desempleada tenía algún nivel de educación secundaria, 60% eran mujeres y 66% eran menores de 30 años.

## Cuadro 5. TASAS PROMEDIO ANUALES DE CRECIMIENTO

	Junio 1982 a diciembre 1991		Diciembre 1991 a junio 1995	
	Crecimiento	Contribución	Crecimiento	Contribución
Agricultura	6.74	0.08	-4.53	-0.05
Minas	7.01	0.03	-6.03	-0.02
Manufacturas	4.59	1.12	0.77	0.18
Electricidad, gas y agua	4.97	0.03	-1.33	-0.01
Construcción	2.25	0.14	11.22	0.70
Comercio	5.72	1.45	2.34	0.62
Transporte y comunicaciones	4.87	0.31	4.08	0.27
Servicios financieros	4.64	0.32	7.89	0.58
Otros servicios	5.11	1.44	1.30	0.36
No informa-no específica	23.40	0.02	-6.12	-0.01
Total	4.95	4.95	2.61	2.61

Fuente: Encuesta de Hogares, Dane.

Colombia. El análisis se efectúa a través de coeficientes de Gini y de diferenciales de salarios. El tema ha generado un gran debate y aún no existe ningún consenso. Con base en la estimación de los coeficientes de Gini, algunos autores han argumentado que la liberación comercial implicó una mayor concentración del ingreso, sin embargo, las estimaciones están plagadas de problemas metodológicos. Otros autores argumentan totalmente lo contrario. Existe alguna evidencia de que el porcentaje de personas por debajo de la línea de pobreza se ha reducido, pero nuevamente los resultados son sensibles a las encuestas utilizadas y al cubrimiento de las mismas.

Más aún, otros elementos no asociados a reformas comerciales, tales como la caída en los precios del café, situaciones climáticas adversas a la agricultura, revaluación de la tasa de cambio (debida al incremento en el flujo de capitales y a nuevos descubrimientos de petróleo) y aumentos en el consumo tanto público como privado, afectaron de manera simultánea, la distribución del

ingreso. Por esta razón resulta difícil separar los efectos exclusivamente asociados a las reformas estructurales. Desde el punto de vista teórico, el problema es aún más difícil, ya que son múltiples los canales a través de los cuales la distribución del ingreso puede verse afectada<sup>25</sup>.

Lora y Steiner (1994) analizaron el problema mediante un modelo de Equilibrio General Computable (EGC). Específicamente, aíslan los efectos sobre la distribución del ingreso de la liberación comercial (incluyendo los tratados de libre comercio) y de reforma tributaria. En el modelo, en el cual se ignoran cambios en la productividad y el efecto de las tasas de interés sobre la inversión, la eliminación de las restricciones cuantitativas sobre las importaciones

<sup>25</sup> El teorema de Stolper y Samuelson sugiere que la liberación comercial debería reducir el precio del factor de producción escaso o relativamente escaso en la terminología de Leamer y Levinsohn (1995) (capital y trabajo calificado en el caso colombiano). Como se mostró en la sección anterior esto es cierto en el caso del capital, pero falso en el caso de la mano de obra calificada.

podieron haber mejorado la distribución del ingreso, a través de la reducción en las rentas asociadas a las políticas proteccionistas. Como lo predeciría la teoría tradicional, la liberación comercial reduciría el poder monopólico de los productores locales. Ello implica una reducción del mark-up y como consecuencia, de los retonos al capital. Los precios relativos (manufactura/industria) también caen.

Esta reducción en los precios relativos favorece el ingreso rural pero el efecto al interior del sector rural no es claro. En relación con el ingreso real de los trabajadores urbanos, existen dos efectos opuestos. Por un lado, la caída en el precio de los bienes manufacturados aumenta el ingreso real. Por el otro lado, la reducción en la demanda por trabajadores urbanos actúa en la dirección opuesta.

Con respecto a la reducción de los aranceles, el efecto sobre la distribución del ingreso depende del impacto en el nivel y la composición del gasto público. En el caso Colombiano, la reducción tarifaria estuvo más que compensada por la reforma tributaria. En particular, los aumentos en el impuesto de renta y el IVA afectaron fundamentalmente a los deciles superiores de la población urbana y permitieron la expansión del gasto público<sup>26</sup>. Sin embargo, hasta la fecha no existen estudios que analicen el impacto distributivo de ese gasto.

Esta sección analiza el tema de la distribución del ingreso con base en nueva evidencia sobre los diferenciales de salarios. Diferentes estimaciones de coeficientes de Gini también se

analizan al igual que algunos indicadores sociales. A pesar de que la evidencia aún es fragmentaria, se puede concluir sin duda, que después de las reformas estructurales, el premio a la educación aumentó. En el caso de los coeficientes de Gini, la evidencia está lejos de ser concluyente.

### A. Diferenciales de salario

Los diferenciales de salario se pueden estimar con base en las encuestas de hogares (1973-1995). Sin embargo, el problema del truncamiento está presente en todas las encuestas. Hasta septiembre de 1993, ya que la encuesta sólo permitía registrar ingresos por un valor máximo de \$999,998<sup>27</sup>. Posteriormente, el problema fue parcialmente solucionado, permitiendo el registro de ingresos por un valor hasta de \$10,000,000. Con tasas de inflación cercanas al 25%, el ingreso de los deciles superiores se subestima progresivamente, introduciendo un sesgo favorable en las medidas de equidad. Como se verá más adelante, existe una variedad de procedimientos (hasta cierto punto arbitrarios) para corregir los problemas de truncamiento de las encuestas.

Para estimar los diferenciales de salarios se optó por eliminar el 2% superior e inferior de la muestra, eliminando así el grupo de ingresos truncados. Este procedimiento claramente reduce los diferenciales de salarios. Sin embargo, los resultados pueden arrojar alguna luz sobre la evolución en el tiempo de los mismos, ya que la subestimación debe ser similar para todas las muestras. Los trabajadores se clasificaron en cuatro categorías según el nivel educativo en:

---

<sup>26</sup> Los alimentos y servicios de los deciles más bajos de la población quedaron exentos del IVA, reduciendo con ello el efecto adverso sobre la distribución del ingreso.

---

<sup>27</sup> En junio de 1993, el número de ingresos truncados representaba el 0.9% de la población encuestada.



aqueellos sin ningún nivel de educación, con al menos un año de educación primaria, con al menos un año de educación secundaria y aquellos con al menos un año de educación universitaria o técnica. El empleo a su vez se clasificó según cinco categorías: empleados privados, empleados públicos, servicio doméstico, cuenta propia y empleadores. Finalmente se diferenció por actividades económicas. Los trabajadores familiares sin remuneración fueron excluidos de la muestra.

En el cuadro 6 se ilustra el salario promedio (ingreso laboral monetario) para cada categoría (se excluyeron los pagos en especie y en capital). Todos los salarios se expresan en términos del salario de un trabajador hombre, sin ningún nivel de educación empleado en el sector privado. Como se aprecia, los diferenciales de salarios se redujeron entre 1984 y 1989 y aumentaron nuevamente en 1994. El salario de los trabajadores con algún nivel de educación universitaria cayó de 3.95 en 1984 a 3.01 en 1989 y se incrementó nuevamente hasta 3.28. La tendencia es similar para los trabajadores con algún nivel de educación secundaria. Del cuadro también se puede concluir que las mujeres reciben un salario inferior a los hombres, para todas las categorías.

Para determinar el nivel de significancia de los diferenciales de salarios se utilizó un procedimiento de análisis de varianza (ANOVA). Se estimó el siguiente modelo:

$$W = \alpha E + \beta L + \delta A + \gamma EL + \eta EA + \varepsilon \quad (11)$$

Donde  $W$  es el logaritmo de los salarios y las variables dicótomas de educación, categoría ocupacional y actividad económica, denotadas por  $E$ ,  $L$  y  $A$ , respectivamente ( $EL$  es el efecto combinado del nivel de educación y la categoría ocupacional y  $EA$  es el efecto combinado del nivel de educación y la actividad económica).

De esta forma, la varianza de los salarios se puede descomponer como:

$$\sigma^2 W = \sigma^2 \alpha + \sigma^2 \beta + \sigma^2 \delta + \sigma^2 \gamma + \sigma^2 \eta + \sigma^2 \varepsilon \quad (12)$$

Los resultados indican que el nivel educativo, el tipo de empleo y la actividad económica son significativos (con un 95% de confianza) en la determinación de los diferenciales salariales, al igual que los efectos combinados mencionados. Otros efectos combinados no resultaron significativos y por lo tanto se excluyeron de la especificación. Las variables explican el 92% de la variación en los salarios: la educación explica el 25%, mientras que la categoría ocupacional explica el 14% (el efecto combinado de ambas variables explica el 31% de la varianza en los salarios. Dado que se puede argumentar que la categoría ocupacional refleja capital humano no observado como la calidad de la mano de obra, los resultados sugieren que el capital humano por si solo explica más del 50% de la varianza de los salarios. La actividad económica sólo explicó el 3% de los diferenciales de salarios pero el efecto combinado de ésta con el nivel de educación explica el 25% de la misma. El género explicó el restante 4%.

Finalmente, se realizaron algunos cálculos adicionales con el fin de probar el nivel de significancia de los diferenciales de salarios, entre las tres clasificaciones utilizadas (nivel educativo, categoría ocupacional y actividad económica). Los resultados indican que los salarios al interior de estos grupos difieren con un nivel de significancia de 5%<sup>28</sup>. En otras palabras, el salario promedio percibido por un trabajador con al menos un año de educación primaria es significativa-

<sup>28</sup> De acuerdo a la prueba de Bonferroni.

## Cuadro 6. SALARIOS RELATIVOS POR CATEGORIA OCUPACIONAL Y NIVEL EDUCATIVO

Empleado privado sin ningún nivel de educación =1

(En cursiva aparecen las participaciones en el empleo total)

Cate. ocup./nivel educa.	Hombres											
	1984				1989				1994			
	Ninguno	Primaria	Secundaria	Terciaria	Ninguno	Primaria	Secundaria	Terciaria	Ninguno	Primaria	Secundaria	Terciaria
Empleado privado	1.00 <i>1.28</i>	1.18 <i>20.86</i>	1.46 <i>25.23</i>	3.45 <i>7.23</i>	1.00 <i>0.73</i>	1.18 <i>17.89</i>	1.36 <i>29.76</i>	2.71 <i>8.78</i>	1.00 <i>0.96</i>	1.16 <i>17.33</i>	1.41 <i>31.05</i>	2.89 <i>8.87</i>
Empleado público	1.24 <i>0.12</i>	1.50 <i>2.08</i>	1.91 <i>4.64</i>	3.94 <i>4.00</i>	1.50 <i>0.06</i>	1.55 <i>1.59</i>	1.84 <i>4.51</i>	3.25 <i>3.94</i>	0.99 <i>0.02</i>	1.45 <i>0.86</i>	1.98 <i>3.83</i>	3.44 <i>3.26</i>
Servicio Doméstico	0.44 <i>0.02</i>	0.86 <i>0.25</i>	1.03 <i>0.12</i>	- <i>0.00</i>	1.43 <i>0.01</i>	0.81 <i>0.15</i>	0.82 <i>0.09</i>	- <i>0.00</i>	0.37 <i>0.01</i>	0.70 <i>0.11</i>	0.86 <i>0.06</i>	0.82 <i>0.01</i>
Cuenta propia	0.81 <i>1.52</i>	1.20 <i>13.40</i>	1.85 <i>10.90</i>	3.88 <i>3.11</i>	0.79 <i>1.01</i>	1.13 <i>11.34</i>	1.63 <i>10.41</i>	3.03 <i>3.29</i>	0.87 <i>1.03</i>	1.27 <i>11.47</i>	1.73 <i>12.27</i>	3.44 <i>3.13</i>
Empleador	2.37 <i>0.05</i>	2.47 <i>1.72</i>	3.98 <i>2.16</i>	6.93 <i>1.32</i>	1.58 <i>0.05</i>	2.10 <i>2.21</i>	2.81 <i>2.69</i>	4.29 <i>1.30</i>	2.09 <i>0.09</i>	2.14 <i>1.67</i>	2.85 <i>2.14</i>	4.95 <i>1.46</i>
Total	0.94 <i>2.99</i>	1.26 <i>38.31</i>	1.73 <i>43.05</i>	3.95 <i>15.66</i>	0.92 <i>1.86</i>	1.24 <i>33.18</i>	1.54 <i>47.46</i>	3.01 <i>17.32</i>	0.98 <i>2.12</i>	1.26 <i>31.44</i>	1.60 <i>49.35</i>	3.28 <i>16.74</i>
	Mujeres											
Empleado privado	0.82 <i>0.66</i>	0.90 <i>11.65</i>	1.23 <i>24.36</i>	2.18 <i>7.69</i>	0.73 <i>0.48</i>	0.89 <i>10.35</i>	1.18 <i>27.32</i>	1.96 <i>11.34</i>	0.79 <i>0.40</i>	0.89 <i>9.92</i>	1.24 <i>29.44</i>	2.38 <i>12.92</i>
Empleado público	1.04 <i>0.05</i>	1.14 <i>1.47</i>	1.69 <i>6.47</i>	2.70 <i>4.72</i>	0.90 <i>0.01</i>	1.02 <i>1.13</i>	1.72 <i>5.67</i>	2.59 <i>5.06</i>	0.81 <i>0.01</i>	1.11 <i>0.66</i>	1.59 <i>3.53</i>	2.62 <i>5.27</i>
Servicio Doméstico	0.38 <i>2.09</i>	0.43 <i>13.31</i>	0.43 <i>3.17</i>	1.58 <i>0.03</i>	0.45 <i>1.15</i>	0.48 <i>10.57</i>	0.47 <i>3.72</i>	0.94 <i>0.06</i>	0.53 <i>0.75</i>	0.55 <i>7.82</i>	0.51 <i>3.84</i>	0.51 <i>0.07</i>
Cuenta propia	0.51 <i>1.81</i>	0.64 <i>10.94</i>	1.04 <i>7.93</i>	2.84 <i>2.08</i>	0.56 <i>1.18</i>	0.68 <i>8.19</i>	1.16 <i>8.48</i>	2.44 <i>2.53</i>	0.57 <i>1.01</i>	0.78 <i>8.07</i>	0.94 <i>10.58</i>	2.67 <i>2.87</i>
Empleador	1.02 <i>0.03</i>	2.54 <i>0.32</i>	2.84 <i>0.83</i>	3.67 <i>0.39</i>	0.82 <i>0.04</i>	1.58 <i>0.50</i>	2.55 <i>1.37</i>	3.26 <i>0.71</i>	2.38 <i>0.02</i>	1.44 <i>0.43</i>	2.67 <i>1.24</i>	4.01 <i>0.88</i>
Total	0.51 <i>4.65</i>	0.68 <i>37.69</i>	1.24 <i>42.75</i>	2.48 <i>14.92</i>	0.55 <i>2.86</i>	0.71 <i>30.74</i>	1.22 <i>46.56</i>	2.23 <i>19.70</i>	0.61 <i>2.19</i>	0.77 <i>26.90</i>	1.09 <i>48.64</i>	2.53 <i>22.02</i>

Fuente: Cálculos de los autores con base en las encuestas de hogares de 1984, 1989 y 1994.

mente diferente que el percibido por los trabajadores con niveles de educación diferentes. Lo mismo es cierto para las diferentes actividades económicas o categorías ocupacionales.

Como se aprecia en el cuadro 7, el cual muestra los diferenciales de salarios por nivel educativo en pesos constantes de 1993, el premium por un año de educación adicional cayó entre 1984 y 1989 y se incrementó nuevamente en 1994, en todas las

categorías salvo la educación primaria. Entre 1989 y 1994, la diferencia entre los salarios recibidos por los trabajadores con algún nivel de educación universitaria, se incrementó un 24% con respecto a un trabajador sin ningún nivel de educación (29% con respecto a los trabajadores con algún nivel de educación primaria y 35% con respecto a los trabajadores con algún nivel de educación secundaria). Vale la pena resaltar que entre 1984 y 1994, el retorno absoluto a la educación primaria

**Cuadro 7. DIFERENCIALES SALARIALES PROMEDIO  
(Pesos de 1993)**

		Nivel educativo				
		Ninguno	Primaria	Secundaria	Terciaria	
Nivel educativo	Ninguno	1984	-	-	-	-
		1989	-	-	-	-
		1994	-	-	-	-
	Primaria	1984	32,492	-	-	-
		1989	26,236	-	-	-
		1994	24,831	-	-	-
	Secundaria	1984	84,131	51,638	-	-
		1989	58,995	32,760	-	-
		1994	61,030	36,199	-	-
	Terciaria	1984	276,131	243,638	191,992	-
		1989	167,840	141,605	108,845	-
		1994	208,761	183,930	147,730	-

Todos los diferenciales resultaron significativos al 5% según las pruebas de Bonferroni.

(con respecto a los trabajadores sin ningún nivel educativo), cayó continuamente. Sin embargo, en todos los casos, para 1994 los diferenciales de salarios son inferiores a los registrados en 1984.

En el cuadro 8 se ilustra el cambio promedio anual de los salarios reales de los trabajadores, clasificados según los años de escolaridad. Las series se construyeron con base en las encuestas de septiembre, entre 1976 y 1994. Si se mira el periodo 1991-1994 es interesante anotar que estos incrementos son proporcionalmente mayores en los trabajadores con mayores niveles de educación o sin ninguna educación (con efectos opuestos sobre la distribución del ingreso). En el caso de que estos dos efectos se anulen mutuamente, los coeficientes de Gini no cambiarían significativamente. Los trabajadores con educación secundaria y primaria pierden en

términos relativos. Lo anterior es consistente con las tendencias observadas en el empleo.

## B. Coeficientes de Gini

La solución al problema de truncamiento de las encuestas de hogares es fundamental para el cálculo de los coeficientes de Gini. Existe una variedad de métodos para estimar la proporción no observada de la muestra e igual número de resultados. Una alternativa interesante es la de computar coeficientes de Gini con base en la Encuesta de Caracterización Socio Económica de 1993 (CASEN), la cual está libre de problemas de truncamiento<sup>29</sup>. Sin

<sup>29</sup> La cual fue diseñada para implementar el esquema de subsidios a la demanda.

**Cuadro 8. CAMBIO PROMEDIO EN LOS SALARIOS REALES**

Años de Escolaridad	1976-1980	1981-1985	1986-1990	1991-1994	1976-1994
Total					
0	1.17	1.06	-2.57	5.94	1.23
1-5	4.00	-0.79	-2.21	5.18	1.79
6-10	5.15	-1.04	-2.09	3.47	1.07
11	-0.72	-0.86	-2.60	7.21	-0.20
12-15	2.70	-3.68	-0.67	6.64	1.23
16	-1.96	-2.25	-0.26	9.83	1.23
Hombres					
0	1.35	-1.65	-0.58	1.50	0.80
1-5	3.72	-1.81	-1.79	4.11	1.60
6-10	4.64	-1.32	-3.20	3.55	1.03
11	-2.90	-1.25	-3.08	7.17	-0.87
12-15	5.02	-3.14	-1.06	-2.01	0.56
16	0.31	-1.64	0.67	11.79	1.40
Mujeres					
0	4.44	2.68	-3.63	11.64	2.49
1-5	5.66	0.93	-2.21	5.61	2.24
6-10	8.11	-0.15	-2.33	1.19	1.39
11	1.50	-0.12	-2.22	6.81	0.89
12-15	2.79	-4.05	0.71	18.63	3.05
16	0.11	-1.35	0.06	9.08	2.13

Fuente: Encuestas de Hogares de septiembre. Promedio geométricos. Procesado por DNP.

embargo, se debe tener cuidado al comparar los resultados así obtenidos con aquellos estimados a partir de la Encuesta de Hogares, ya que las muestras son diferentes<sup>30</sup>. En el cuadro 9 se resumen los resultados obtenidos por diferentes autores. La evidencia no parece concluyente. Adicionalmente, en todos los casos los cambios después de las reformas estructurales parecen muy pequeños y más importante aún, su nivel de significancia estadística no ha sido establecida.

<sup>30</sup> La Encuesta de Hogares, además, sólo incluye los ingresos de capital provenientes de intereses dividendos y pensiones, pero no tiene en cuenta otros ingresos de capital como dividendos no distribuidos y ganancias corporativas las cuales, de acuerdo con Sarmiento (1995), se concentran en los deciles superiores y pueden responder por casi el 20% de sus ingresos.

La distribución del ingreso se puede estimar por perceptor de ingreso o per cápita por familia. En este último caso factores socio económicos que afectan el tamaño de la familia son tenidos en cuenta. Típicamente, la reducción en el tamaño de las familias es más rápida en los deciles superiores, de tal forma que el ingreso per cápita por familia tiende a crecer más rápidamente que el de los deciles inferiores. En general, la estimación por perceptor de ingreso tiende a subestimar la concentración del ingreso. Adicionalmente, los coeficientes de Gini se pueden estimar para el sector rural y el urbano (este último para 3 o 7 ciudades principales) y a nivel nacional, a partir de las encuestas de hogares.

Una de las formas para corregir el problema de truncamiento, es utilizar una función de Pareto,

**Cuadro 9. DISTRIBUCION DEL INGRESO EN COLOMBIA  
INDICES DE GINI ESTIMADOS POR DIFERENTES AUTORES**

	Londoño <sup>A</sup>		Berry <sup>B1</sup> y Tenjo <sup>B2</sup>		Sarmiento <sup>C</sup>		Urrutia <sup>D</sup>			Urrutia <sup>E</sup>	
	Nacional		Urbano		Urbano		Nacional	Rural	Urbano	Rural	Urbano
1971	0.526	-	-	-	-	-	0.530	0.420	0.530	-	-
1976	-	0.520	0.500	-	-	-	-	-	-	-	-
1977	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1978	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1978	0.481	-	-	0.488	0.485	0.436	0.446	0.524	-	-	-
1979	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1980	-	0.492	0.464	-	-	-	-	-	-	-	-
1981	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1982	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1983	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1984	-	0.475	0.442	-	-	-	-	-	-	-	-
1985	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1986	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1987	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1988	0.476	-	-	0.488	0.450	0.380	0.415	0.460	0.470	-	-
1989	-	0.470	0.421	-	-	-	-	-	-	-	-
1990	-	0.459	0.413	-	-	-	-	-	-	-	-
1991	-	0.483	0.451	-	0.431	0.417	0.386	-	-	-	-
1992	-	0.494	0.468	0.502	0.430	0.370	0.395	0.450	0.440	-	-
1993	0.472	0.507	0.467	-	-	-	-	-	-	-	-

<sup>A</sup> Por perceptor de ingreso.

<sup>B1</sup> Ingreso per cápita familiar.

<sup>B2</sup> Perceptor de ingreso 3 principales ciudades.

<sup>C</sup> Ingreso per cápita familiar 7 ciudades.

<sup>D</sup> Ingreso per cápita familiar sin corregir por truncamiento.

<sup>E</sup> Ingreso per cápita familiar corregido por truncamiento.

la cual determina que el número de individuos o familias que reciben ingresos por encima de cierto nivel (el nivel de truncamiento) es función del nivel de ingreso:

$$N(y) = \beta y^{-\alpha} \quad (13)$$

donde  $y$  es el valor del ingreso en el punto del truncamiento y  $N$  el número de individuos con ingresos superiores a  $y$ . El parámetro  $\alpha$  es una medida de distribución del ingreso que se puede interpretar como la elasticidad del número de individuos  $N$  con ingresos superiores a  $y$ , con respecto a ese ingreso. La principal desventaja de este procedimiento es que los resultados son

altamente sensibles al valor del  $\alpha$  estimado. Por ejemplo, Urrutia (1994) encuentra una mejoría constante de la distribución del ingreso tanto antes como después de corregir el problema de truncamiento. Estima coeficientes de Gini para el ingreso per cápita familiar, para los hogares rurales y los urbanos, utilizando un valor de  $\alpha$  entre 4 y 5 (que corresponde al valor arrojado por la regresión con el mayor  $R^2$ , de las estimaciones realizadas para diferentes submuestras del decil superior del ingreso)<sup>31</sup>.

<sup>31</sup> Sin embargo, el valor estimado es altamente sensible al número de observaciones incluidas en las regresiones.

En contraste, Sarmiento (1995) utiliza un valor de  $\alpha$  entre 1.5 y 1.8 (estimado para la submuestra superior del decil más alto) y encuentra un deterioro continuo de la distribución del ingreso entre 1988 y 1993. De hecho, el coeficiente de Gini aumenta de 0.488 a 0.502.

Alternativamente Berry y Tenjo (1995) asumen que el ingreso tiene una distribución log-normal<sup>32</sup>. Basados en una media y desviación estándar estimadas (utilizando los valores no nulos de la muestra truncada) estiman el ingreso medio de la porción truncada (que se define como la media observada más la desviación estándar dividido por el inverso de la razón de Mill en el punto de truncamiento). Los autores estiman coeficientes de Gini para las tres principales ciudades (Bogotá, Medellín y Cali). De acuerdo con los resultados, la concentración del ingreso cayó entre 1976 y 1989 y se incrementó a partir de este año y hasta 1993. Como era de esperarse, el incremento en el coeficiente de Gini es superior cuando se estima en per cápita familiar (de 0.470 en 1988 a 0.507 en 1993).

Londoño (1995), estima coeficientes de Gini por receptor de ingreso utilizando la encuesta de hogares entre 1971 y 1988 y la encuesta CASEN para 1993. Los resultados sugieren que la distribución del ingreso mejoró continuamente desde 1971. Sin embargo, no existe ninguna garantía de que esta disminución en los coeficientes de GINI de 1988 a 1993 no sea un resultado exclusivamente del cambio en la muestra utilizada. Como se mencionó, el problema de la significancia estadística de estas variaciones aún no ha sido abordado adecuadamente.

---

<sup>32</sup> Sin embargo, la normalidad del logaritmo de los ingresos es rechazada por las pruebas de Kolmogorov y Shapiro-Wilk.

Un procedimiento alternativo ha sido implementado por Sánchez y Rivas (1995) (reportado como DNP en el cuadro 9). El procedimiento, se basa en la estimación de los niveles máximos en los ingresos de las diferentes categorías ocupacionales. Para la encuesta inicial de 1976 estos valores son observables. Para la encuesta de 1993 (en la cual el problema de truncamiento se corrige parcialmente) se estima un modelo AR sobre los ingresos reportados, ordenados ascendentemente. Con base en este modelo, un segundo grupo de modelos es estimado para las diferentes categorías ocupacionales. El siguiente paso consiste en conectar mediante una tasa de crecimiento lineal los puntos extremos de las dos encuestas para encontrar los ingresos máximos de las encuestas intermedias. Posteriormente, mediante una función exponencial los ingresos truncados se distribuyen entre el punto máximo estimado y el punto de truncamiento. Los resultados sugieren un rápido deterioro en la distribución del ingreso después de 1990. Sin embargo, en este caso el deterioro en la distribución del ingreso parece haber comenzado antes de las reformas estructurales.

A pesar de que la evidencia reportada por los coeficientes de Gini es mixta, hay evidencias claras de que se gestaron cambios importantes en la distribución del ingreso después de las reformas estructurales. El crecimiento de la demanda por mano de obra calificada claramente apunta hacia mayores diferenciales salariales. Para anular estos efectos negativos sobre la distribución del ingreso es importante que las reformas estructurales estén acompañadas de reformas adicionales en las áreas sociales. Una mayor focalización de los programas sociales es una de las políticas fundamentales en este campo. Colombia ha sido activa en la reforma de su régimen de salud con criterios redistributivos y

**Cuadro 10. INDICADORES SOCIALES PARA COLOMBIA 1970-1994**

	Tasa mortalidad infantil <sup>a</sup>	Esperanza de vida años	Número personas en secundaria como % de la población < 12 años	% familia por debajo de la línea de indigencia <sup>b</sup>	% familia por debajo de la línea de pobreza <sup>b</sup>	% población por debajo de la línea de indigencia <sup>b</sup>	% población por debajo de la línea de pobreza <sup>b</sup>	% población en pobreza por NBI	% población en miseria por NBI
1970	82.18	58	6,186	-	-	-	-	-	-
1971	73.03	60	6,549	-	-	-	-	-	-
1972	73.03	60	7,037	-	-	-	-	-	-
1973	73.03	60	7,437	-	-	-	-	70.2	44.9
1974	73.03	60	7,924	-	-	-	-	-	-
1975	73.03	60	8,345	-	-	-	-	-	-
1976	59.43	60	8,772	-	-	-	-	-	-
1977	59.43	62	9,181	-	-	-	-	-	-
1978	59.43	62	9,527	-	-	-	-	-	-
1979	59.43	62	9,570	-	-	-	-	-	-
1980	59.43	62	9,513	-	-	-	-	-	-
1981	41.16	64	9,967	-	-	-	-	-	-
1982	41.16	64	9,189	-	-	-	-	-	-
1983	41.16	64	9,426	-	-	-	-	-	-
1984	41.16	64	10,337	-	-	-	-	-	-
1985	41.16	64	10,247	-	-	-	-	45.6	22.8
1986	41.16	67	10,243	9.63	35.8	11.3	40.6	-	-
1987	39.66	67	10,274	9.20	37.8	10.5	42.2	-	-
1988	39.66	67	9,890	9.28	39.3	11.0	43.9	-	-
1989	39.66	69	9,768	7.50	35.0	9.0	39.2	-	-
1990	39.66	69	9,930	8.54	37.3	10.1	42.2	-	-
1991	39.66	69	9,968	8.25	35.3	9.5	39.9	-	-
1992	37.00	69	10,986	7.78	36.2	9.1	40.5	-	-
1993	37.00	69	11,171	6.02	31.0	7.0	34.6	32.2	13.5
1994	37.00	69	11,284	n.d	n.d	n.d	n.d	-	-

<sup>a</sup> Muertes por cada 1000 nacidos vivos.

<sup>b</sup> Para 7 ciudades capitales.

Fuente: Departamento Nacional de Planeación, Encuesta de Caracterización Socioeconómica y Dane.

más importante aún, en la provisión de vivienda popular. En este aspecto el sistema ineficiente de subsidios a la oferta ha sido reemplazado por un sistema de subsidios a la demanda con estímulos a los proyectos privados (factor que explica en parte el crecimiento de la construcción), y ha favorecido el acceso de las familias pobres a la vivienda. En otros campos, como el de la educación, las reformas han sido muy limitadas.

Sin embargo, el balance general es positivo en términos de progreso social. En el cuadro 10 se muestran otros indicadores de desempeño social. Las figuras indican claramente mejoras continuas en la tasa de mortalidad infantil, esperanza de vida, cobertura de la educación secundaria,

etc.. Adicionalmente, la pobreza parece haberse reducido sustancialmente: el número de pobres se redujo de 40% de la población en 1992 a 34.6% en 1993.

## V. CONCLUSIONES

En este artículo se abordó el tema de las reformas estructurales y sus efectos sobre la eficiencia y la equidad. A pesar de que aún es prematuro para plantear conclusiones definitivas, la evidencia preliminar sugiere que los efectos iniciales de las reformas implican grandes aumentos de la inversión, con un proceso sustitutivo en el cual las firmas optan por tecnologías intensivas en capital y mano de obra calificada. Lo anterior

tiene implicaciones importantes en el mercado de trabajo. El empleo de la industria manufacturera se concentra en trabajadores calificados, cuyos salarios se incrementan en términos relativos (dada la inelasticidad de la oferta). Lo que suceda con los trabajadores no calificados resulta de crucial importancia por sus efectos sobre la distribución del ingreso. El problema puede agravarse si el sector agrícola registra una recesión después de la eliminación de las barreras comerciales, como ocurrió en Colombia.

Así, la expansión de sectores intensivos en mano de obra no calificada resulta indispensable para contrarrestar la concentración del ingreso (que resulta del mayor crecimiento del empleo y los salarios de los trabajadores calificados, que se encuentran en los deciles superiores de la distribución). En Colombia esto se logró mediante una expansión acelerada del sector de la cons-

trucción a comienzos de los años noventa, el cual estuvo presionado, entre otras cosas, por las políticas de impulso a la vivienda popular. Adicionalmente, la necesidad de disminuir la concentración del ingreso requiere de otras medidas complementarias. Cambios estructurales en las políticas y las instituciones de los sectores sociales son de crucial importancia. En Colombia, el incremento en el gasto social en programas con énfasis en los subsidios a la demanda probablemente incidió en la reducción de la pobreza. Sin embargo, las reformas a los sectores sociales requieren fuentes de financiación que señalan la necesidad de reformas tributarias progresivas con el fin de evitar impuestos inflacionarios (con efectos desproporcionados sobre los pobres). En resumen, el paquete de reformas debe ser amplio y comprehensivo con el fin de alcanzar los efectos deseados sobre la eficiencia y la equidad.



## BIBLIOGRAFIA

- Ayala, U. (1995), "Pension Reform in Colombia", Inter-American Development Bank, Washington, D.C., Mimeo, marzo.
- Berry, A. y F. Tenjo (1995), "Guessing the Income Distribution Effects of Trade Liberalization and Labour Reform in Colombia", *Focal/CIS Discussion Papers*, Centre for International Studies.
- Burnside, C., Eichenbaum M. y Rebelo S. (1995), "Sectorial Solow Residuals" *Working Paper Series*, National Bureau of Economic Research, Octubre, No. 5286.
- Cárdenas, M. y Olivera, M. (1995), "La Crítica de Lucas y la Inversión en Colombia: Nueva evidencia," *Ensayos sobre Política Económica*, próximo a publicarse.
- Clavijo, S. (1990), "Productividad Laboral, Multifactorial y la Tasa de Cambio Real en Colombia", *Ensayos sobre Política Económica*, 17, Junio.
- (1995), "La Apertura y la Nueva Teoría de la Productividad en Colombia: 1953-1995", Mimeo, Junio. resumen en *Coyuntura Económica*, 100, diciembre.
- Diewert, W. E. (1971), "An Application of Shephard Duality Theorem: A Generalized Leontief Production Function," *Journal of Political Economy*, 79, 481-507.
- Farné, S., Vivas, A., y Yepes, T. (1995), "Estimaciones de la tasa natural de desempleo en Colombia," mimeo, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Bogotá.
- Fedesarrollo (1995), *The Colombian Economy: A Survey. Structural Characteristics, Recent Reforms, and Medium Term Perspectives*. Marzo.
- García, J. (1988), "Macro-Economic Crises, Macro-Economic Policies and Long-Run Growth (Part III): The Colombian Experience, 1950-86", World Bank Consultant, Washington, D.C., julio.
- Hamermesh, D. S. (1986), "The Demand for Labor in the Long-Run", in *Handbook of Labor Economics*, eds. O. Ashenfelter and R. Layard, Vol. 1. North Holland.
- Hommes, Rudolf, Montenegro, A., y Roda, P. (1994), *Una Apertura Hacia el Futuro, Balance Económico 1990-1994*, Ministerio de Hacienda, DNP, Fonade, Tercer Mundo Editores, Bogotá.
- Katz, L. F. y Murphy K. M. (1992), "Changes in Relative Wages, 1963-1987: Supply and Demand Factor", *The Quarterly Journal of Economics*, febrero.
- Londoño, J. L. (1995), "25 años de cambios distributivos en Colombia," *Coyuntura Económica*, 100, diciembre.
- Lopez, R. E. (1980), "The Structure of Production and the Derived Demand for Inputs in Canadian Agriculture," *American Journal of Agricultural Economics*, febrero, 38-45.
- Lora, E. y Steiner R. (1994), "Structural Reforms and Income Distribution in Colombia", Paper presented at the InterAmerican Seminar on Economics, Fedesarrollo, Santafé de Bogotá, D.C., noviembre.
- y Henao M. L. (1995), "The Evolution and Reform of Labor Markets in Colombia", Paper presented to the conference on "Labor Markets: Growth and Poverty in Latin America", Fedesarrollo, julio.
- Ocampo, J.A. (1989), "El Desarrollo Económico", in *Introducción a la Macroeconomía Colombiana*, eds. Lora E. y Ocampo J. A., Tercer Mundo-Fedesarrollo, Cap. 6.
- Sánchez, F. y Rivas G. (1995), "El Descensuramiento de las Encuestas de Hogares: Una Propuesta Metodológica", Mimeo, Departamento Nacional de Planeación, Santafé de Bogotá, D.C.
- Sarmiento, E. (1995), "¿Se Hizo el Milagro de la Distribución del Ingreso?", *Economía*, Escuela Colombiana de Ingenieros, enero-marzo.
- Smith-Hebbel, K. (1995), *La Reforma Pensional Colombiana, Efectos Fiscales y Macroeconómicos*, Bolsa de Bogotá y Asofondos, septiembre.
- Urrutia, M. (1993), "Distribución del Ingreso y la Pobreza en Colombia: Evolución Reciente", *Revista Banco de la República*, Banco de la República, Notas Editoriales, agosto.
- (1994), "Distribución del Ingreso en Colombia: Una Nueva Estimación", *Revista Banco de la República*, Banco de la República, Notas Editoriales, enero.

Anexo 1  
Funcion de costos Generalizada de Leontief (GL)

---

La GL se puede escribir como:

$$C(P, Q, t) = Q \sum_j \sum_i b_{ij} p_i^{1/2} p_j^{1/2} + Q^2 \sum_i \alpha_i p_i + Qt \sum_i \gamma_i p_i \quad (A1)$$

donde Q denota el producto y  $p_i$  es el precio del insumo i en el tiempo t. La función es homogénea de grado 1 en los precios y no impone simetría, concavidad u homoteticidad. Asumiendo un comportamiento tomador de precios y usando el lema de Shephard, se pueden derivar las funciones de demanda de insumos que minimizan los costos:

$$X_i = \frac{\partial C}{\partial P_i} = \sum_j b_{ij} [p_j/p_i]^{1/2} Q + \alpha_i Q^2 + \gamma_i Qt \quad (A2)$$

donde  $X_i$  es la cantidad demandada del insumo i. La demanda de factores se puede expresar en términos de la relación insumos-producto:

$$\frac{X_{it}}{Q_t} = \sum_j b_{ij} [p_{jt}/p_{it}]^{1/2} + \alpha_i Q_t + \gamma_i t + \mu_{it} \quad (A3)$$

---

**Anexo 2**  
**Costo de uso del Capital**

---

La fórmula para obtener el costo de uso del capital después de impuestos se puede derivar fácilmente de un modelo estándar en donde  $K_t$  es el acervo de capital en el tiempo  $t$ ,  $L_t$  es el trabajo e  $I_t$  es la inversión bruta. La producción se describe por una función cóncava de tecnología  $F$ . Hay tres tipos de impuestos: sobre el ingreso ( $ty_t$ ), importaciones ( $tm_t$ ), y valor agregado ( $tv_t$ ). De esta forma el flujo neto de ingresos de la firma en el tiempo  $t$  ( $X_t$ ) será:

$$X_t = (1 - ty_t) [p_t F(K_t, L_t) - w_t L_t] - (1 + tv_t + tm_t) q_t I_t \quad (A1)$$

donde  $p$  es el precio del producto,  $w$  es el salario nominal, y  $q$  es el precio de los bienes de capital.

Una firma representativa maximiza, sujeto a  $\int_t^{\infty} X_t e^{-rt} dt$ , sujeto a

$$\dot{K}_t = I_t - \delta K_t \quad (A2)$$

donde  $\delta$  es la tasa de depreciación. El Hamiltoniano correspondiente será:

$$H_t = e^{-rt} [(1 - ty_t) (p_t F(K_t, L_t) - w_t L_t) - (1 + tv_t + tm_t) q_t I_t] + \mu_t (I_t - \delta K_t) \quad (A3)$$

en donde los valores corrientes se pueden escribir como:

$$H_t^* = X_t + \lambda_t (I_t - \delta K_t) \quad (A4)$$

donde  $\lambda$  es el precio (sombra) de la unidad instalada de capital. Las condiciones de primer orden serán:

$$F_{L_t} = \frac{w_t / p_t}{1 - ty_t} \quad (A5)$$

$$\lambda_t = (1 + tv_t + tm_t) q_t \quad (A6)$$

$$-\frac{\partial H_t^*}{\partial K_t} = \dot{\lambda}_t - r\lambda_t \quad (A7)$$

Combinando (A6) y (A7)

$$F_{K_t} = \frac{q_t}{p_t} \left( r + \delta - \frac{\dot{q}_t}{q_t} \right) \frac{1 + tv_t + tm_t}{1 - ty_t} = C_u \quad (A8)$$

donde el lado izquierdo de la ecuación es el producto marginal del capital y el lado derecho es el costo de uso del capital.

---