

Determinantes de los salarios urbanos en la economía colombiana

*Eduardo Lora T.**

En los años sesentas y setentas, debido a la aparición de ritmos relativamente altos y persistentes de inflación, se desarrollaron en Colombia una diversidad de mecanismos de ajuste periódico de precios y salarios dirigidos a defender la rentabilidad y las remuneraciones reales de los diferentes grupos de agentes económicos. Los dos casos más notorios fueron el establecimiento del sistema de minidevaluaciones del tipo de cambio en 1967 y la creación de la unidad de poder adquisitivo constante, UPAC, en 1972. Estos mecanismos tuvieron por objeto, respectivamente, proteger a los exportadores de productos menores y a los ahorradores de las recién creadas Corporaciones de Ahorro y Vivienda de los efectos de la inflación. Si bien de forma menos institucional, todos los demás grupos de agentes económicos, incluido el propio Gobierno, desarrollaron sus propios mecanismos de corrección periódica de sus remuneraciones nominales para protegerse de la inflación. En particular, los diferentes grupos de trabajadores asalariados lograron esta-

blecer la práctica de ajustes salariales generalmente anuales, vinculados explícita o implícitamente a los ritmos de inflación.

El propósito de este artículo es estudiar los mecanismos de ajuste periódico de los salarios urbanos en la economía colombiana. Específicamente, este trabajo analiza el grado de indexación salarial de los principales grupos de trabajadores urbanos y la influencia que ejercen la situación del mercado laboral, los factores distributivos y las modificaciones del salario mínimo legal sobre los ajustes salariales.

En la primera sección se hace una breve revisión de trabajos anteriores sobre la materia. En la segunda se presentan los resultados de un conjunto de nuevas estimaciones econométricas de funciones de salarios para la industria, el comercio y la construcción. En la última sección se ponen a prueba los resultados obtenidos mediante un conjunto de ejercicios de simulación.

I. REVISIÓN DE TRABAJOS ANTERIORES

Varios autores han intentado explicar el comportamiento de los salarios en el sector privado de la economía colombiana. Sin excepción, todas las estimaciones han buscado

* Este trabajo forma parte de un proyecto de FEDESARROLLO sobre "Vinculación de las Actividades Reales y Financieras en la Economía Colombiana" que es auspiciado por el Centro Internacional de Investigaciones para el Desarrollo y FONADE. El autor agradece los comentarios de Juan Luis Londoño y José Antonio Ocampo a una versión anterior de este trabajo.

CUADRO 1
ESTIMACIONES DE FUNCIONES EXPLICATIVAS DE SALARIOS

A. Sarmiento (1984)

Variable dependiente: variación de los salarios reales de la industria. (muestra: n.e., periodicidad: n.e.)

$$RWK = 10.76 - 0.85TD - 1.22(RP-RPE) \quad R^2=0.56$$

(-1.6) (-2.4)

B. Reyes (1983)

Variable dependiente: variación de los salarios nominales de la industria (en logaritmos) (1963-1980, datos anuales)

$$DWL = 0.317 + 0.861DLPE - 0.1226LTD - 0.37E(-1) \quad R^2=0.809$$

(3.42) (7.33) (-3.21)

C. Reyes (1987)

Variable dependiente: variación de los salarios nominales del sector privado (1967-1984, datos anuales)

$$RWP = 0.225 + 0.951DLPE - 1.622TD \quad R^2=0.891$$

(4.59) (9.72) (-4.09) DW=1.44

D. Londoño (1985)

Variable dependiente: variación de los salarios nominales de la industria (1976-1984, datos trimestrales)

$$RW = -6.8 + 0.21TOI + 0.124RPE + 7.53BSM + 0.89E(-1) \quad R^2=0.96$$

(-0.5) (3.1) (0.7) (2.2) (11.1) DW=1.6

E. Misión de Empleo (1986)

Variable dependiente: salarios nominales del sector privado (en logaritmos) (1976-1985, datos trimestrales). Estimación en dos etapas.

$$LWP = 0.67 + 0.43(49.2 + 0.29ED - 2.86EXP + 0.05EXP^2) + 1.087LP - 0.041LTD \quad R^2=0.094$$

(0.2) (1.1) (6.3) (-0.9) (0.9) (23.0) (-0.6) DW=1.04

F. Crane y Lora (1988)

Variable dependiente: nivel real de salarios del comercio (en logaritmos) (1976-1987, datos trimestrales)

$$LWKC = 4.65 + 0.007T - 0.529DIPC + 0.90DUMII + 0.132DUMVI \quad R^2=0.889$$

(302.9) (11.89) (-3.09) (6.03) (9.19) DW=2.24

Simbología

RWK	Variación de los salarios reales de la industria
TD	Tasa de desempleo
RP	Tasa de inflación
RPE	Inflación esperada
DWL	Variación de los salarios nominales de la industria (en logaritmos)
DLPE	Variación de los precios esperados (en logaritmos)
RW	Variación de los salarios nominales de la industria
TOI	Tasa de ocupación industrial (respecto a la PET)
BSM	Brecha del salario respecto a su participación máxima en el valor del producto
E(-1)	Error de la regresión, rezagado un período
LWP	Salarios nominales del sector privado (en logaritmos)
ED	Educación (en años)
EXP	Experiencia laboral (en años)
LP	Nivel de precios (en logaritmos)
LTD	Tasa de desempleo (en logaritmos)
LWKC	Nivel real de salarios del comercio (en logaritmos)
T	Variable tiempo (trimestres)
DIPC	Desviación del índice de precios de su tendencia logarítmica de crecimiento
DUMII	Dummy para el segundo trimestre de cada año
DUMIV	Dummy para el cuarto trimestre de cada año.

captar simultáneamente la influencia de las condiciones del mercado laboral y de los mecanismos institucionales de indexación (negociada) de los salarios.

Con este enfoque original en mente, Sarmiento (1984) definió las variaciones en los salarios reales de la industria como una función de la tasa de desempleo urbano y de la inflación no esperada, calculada a partir de la inflación de los tres años anteriores. Los resultados econométricos por él obtenidos (Véase el Cuadro 1) lo llevaron a concluir que "el salario es afectado simultáneamente por las fuerzas de mercado y por factores institucionales. La influencia de estos últimos es, sin embargo, mayor, en cuanto que las expectativas de inflación explican un porcentaje más alto de la varianza" (p.45).

En sentido estricto, sin embargo, las estimaciones econométricas del autor no permitían sustentar sus conclusiones. De una parte, como lo han mostrado diversos trabajos posteriores, la tasa de desempleo no capta cabalmente los desequilibrios en el mercado de trabajo, debido al comportamiento procíclico de la participación laboral y al papel residual de las actividades informales (FEDESARROLLO, 1984; Misión de Empleo, 1986). Por consiguiente, para captar el verdadero efecto de las fuerzas de mercado sobre los salarios sería preciso considerar alternativamente otras variables indicativas de los desequilibrios laborales.

Más importante aún, los resultados econométricos de Sarmiento no pueden llevar a conclusión alguna sobre el papel de los factores institucionales y, en particular, de la indexación, porque la variable dependiente utilizada son las variaciones de los salarios *reales*. Puesto que la inflación esperada no aparece entre las variables dependientes, no puede afirmarse que "las expectativas de inflación" expliquen el comportamiento de los salarios. Esta forma de estimación sencillamente *supone* implícitamente que los salarios nominales tienden a ajustarse con la inflación esperada (definida de manera arbitraria).

En las diversas estimaciones que ha efectuado Reyes (1983, 1985, 1987) esta deficiencia queda subsanada ya que se utilizan las variaciones de los salarios *nominales* como variable dependiente. Para explicar el comportamiento de esta variable en el sector industrial, este autor parte de una función que incorpora la tasa de desempleo como medida de la situación del mercado laboral y las expectativas de aumento de precios como mecanismo implícito de indexación. Ambas variables resultan fuertemente significativas y con los signos esperados en las diferentes estimaciones efectuadas para los salarios de diversos sectores económicos (en el Cuadro 1 se presentan sólo dos de las estimaciones más representativas).

En las estimaciones de Reyes persisten sin embargo algunas dificultades. En primer lugar, el uso de la tasa de desempleo como único indicador de los desequilibrios laborales. En segundo lugar, el hecho de que las expectativas de inflación se establecen por fuera de la función de salarios, a través de un sistema de rezagos distribuidos geoméricamente. El problema de este método reside en que los precios esperados se definen de tal manera que se minimizan sus diferencias con los precios observados, sin poder determinar de forma alguna si esa es o no la base sobre la cual se ajustan los salarios. Para solucionar esta deficiencia es preciso introducir el conjunto de precios (o variaciones de precios) rezagados como variables independientes para obtener una estimación de su influencia en la formación de salarios. Esto puede hacerse, bien sea utilizando rezagos polinomiales de Almon para la variable indicativa de precios, o incorporando en la función un conjunto de variables representativas de las inflaciones rezagadas ponderadas geométrica o aritméticamente; como se discutirá más adelante.

Aparte de estos dos problemas, la primera de las estimaciones de Reyes que aparece en el Cuadro 1 presenta un coeficiente de los errores rezagados que es negativo, lo cual es difícil de justificar, ya que implica que en cada período los salarios se sobreajustan, gene-

rando así un proceso cíclico de aproximación, de sus niveles de equilibrio. Según el autor, "existe un efecto auto-regresivo negativo que hace que los excesos de ajuste de un año tiendan a corregirse en el año siguiente. Tanto este efecto auto-regresivo, como el hecho de que el coeficiente de RPE sea menor que la unidad, le quitan mucha fuerza a la hipótesis aceleracionista de que un aumento de las expectativas de inflación tiende a generar una espiral inflacionaria de precios y salarios" (Reyes, 1987, p. 271). Sin embargo, el curioso efecto auto-regresivo negativo puede ser el resultado más bien de una definición inadecuada de las expectativas de inflación, que no necesariamente corresponde a la utilizada en la práctica para los ajustes salariales¹.

Las otras estimaciones que aparecen en el Cuadro 1 incorporan algunos elementos adicionales a la función de salarios, pero no corrigen del todo las deficiencias señaladas para los trabajos anteriores. En vez de la tasa de desempleo, Londoño (1985) utiliza la tasa de ocupación industrial como medida de presión en el mercado laboral. La tasa de ocupación se define como la proporción de la población en edad de trabajar que se encuentra ocupada en la industria. Esta variable evita los problemas relacionados con el comportamiento de la participación laboral y con la absorción residual de trabajadores en actividades de baja productividad. Sin embargo, implica que el mercado salarial industrial es independiente de los demás mercados salariales, lo cual debería someterse a prueba incluyendo alternativamente otras definiciones más amplias de la tasa de ocupación salarial.

En relación con el tratamiento de las expectativas, Londoño se acoge también al mecanismo adaptativo estimado por una regresión

externa a la función de salarios. Sin embargo, a diferencia de Reyes, este autor utiliza la estimación de las expectativas de inflación que produce el mejor ajuste de la función de salarios, no de la función de precios. De esta manera se busca captar la verdadera influencia de las expectativas en los ajustes salariales. No obstante, las expectativas de inflación así definidas no resultan significativas en la estimación de Londoño. Este problema afecta además el coeficiente de los errores rezagados, que resulta próximo a la unidad, lo cual pone en cuestión la calidad de los demás coeficientes².

La estimación de Londoño incorpora adicionalmente una variable distributiva, que busca captar la presión de los trabajadores por mantener su participación en los ingresos generados por el sector industrial. Esta variable resulta significativa (aunque con los problemas señalados arriba).

En las investigaciones adelantadas por la Misión de Empleo se efectuaron estimaciones de los niveles salariales a partir de datos individuales por trabajador y series de tiempo conjuntamente. Estas estimaciones tuvieron varios aspectos novedosos. De una parte, el haber trabajado con observaciones provenientes de encuestas de hogares, lo cual permitió analizar de forma comparativa diferentes sectores económicos y diferentes tipos de ocupación laboral. De otro lado, gracias también al tipo de datos utilizados, el haber establecido la influencia de la educación y la experiencia sobre los niveles de salarios. Al analizar los cambios ocurridos en estas variables a través del tiempo, fue posible establecer que los salarios promedio tienden a aumentar entre un 2 y un 3%, especialmente como resultado de los mayores niveles educativos de la población laboral, y de forma consistente con las tendencias de las remu-

1 Si, por ejemplo, la inflación tiene un ciclo bi-anual y los salarios se ajustan por el último aumento de precios, la forma funcional adoptada por Reyes sobreestima los ajustes salariales en los años de inflación baja y los subestima en los años de inflación alta, produciendo así el efecto autorregresivo negativo.

2 Un coeficiente autorregresivo unitario implica que la variable dependiente no sigue un proceso estacionario de tipo aleatorio. En estas condiciones, la utilización de los métodos econométricos usuales es fundamentalmente errada. Véase Granger, C.W.J. y P. Newbold (1974).

neraciones reales en el largo plazo. Estos resultados permitieron concluir que los ajustes de los salarios se establecen en parte teniendo en cuenta estos factores determinantes de la productividad, cosa que no habían detectado los trabajos anteriores.

En algunos aspectos, sin embargo, las estimaciones de la Misión fueron poco concluyentes. La tasa de desempleo volvió a utilizarse como indicador de la situación del mercado laboral, con resultados econométricos poco satisfactorios. Por otro lado, se utilizó el nivel contemporáneo de precios como variable explicativa del nivel de los salarios. Obviamente, dada la fuerte relación que tienen todas las variables nominales entre sí en una economía inflacionaria, se obtuvo un coeficiente prácticamente unitario y fuertemente significativo para dicha variable, sin arrojar luces sobre los mecanismos de indexación ni sobre el horizonte retrospectivo de los ajustes salariales.

Finalmente, en un trabajo reciente referido al sector comercio, Crane y Lora (1988) analizaron el comportamiento de los ingresos reales de los asalariados del sector. Los autores encontraron que las fluctuaciones de dicha variable pueden explicarse en un alto porcentaje por factores estacionales, por una tendencia ascendente de largo plazo (consistente con los resultados de productividad laboral de la Misión de Empleo) y por las desviaciones del nivel de precios con respecto a su tendencia. Sin embargo, debido a que la variable dependiente utilizada fueron los niveles reales de ingreso de los asalariados, este trabajo tampoco arrojó ninguna luz sobre los mecanismos de indexación de los salarios.

De esta reseña de trabajos es posible derivar algunas implicaciones con el fin de efectuar nuevas estimaciones de determinación de los salarios:

1. La variable dependiente adecuada son los cambios en el salario nominal, no en el salario real. Aunque también puede utilizarse el nivel salarial promedio como va-

riable dependiente, esto acarrea problemas en la definición de las variables independientes. En particular, exigiría descomponer el nivel de precios en sus elementos de tendencia, ciclo, estacionalidad y error, ya que cada uno de estos elementos debe incidir de forma diferente sobre los ajustes salariales. Aun así, este método produce resultados de difícil interpretación, porque no permite establecer las bases que determinan las prácticas de indexación. Adicionalmente, la estimación de los salarios en niveles dificulta captar la influencia de otros factores de menor variabilidad, como la situación del mercado laboral o la productividad.

2. La situación del mercado laboral no se refleja íntegramente en la tasa de desempleo. Por consiguiente, es preciso incluir alternativamente otras variables explicativas. La tasa de ocupación industrial es una opción posible, pero es excesivamente restrictiva.
3. La influencia de los cambios pasados de precios sobre los ajustes salariales no puede captarse cuando se estima la inflación esperada como un proceso autorregresivo aislado de la función de salarios. Para efectuar la estimación pueden utilizarse rezagos polinomiales de Almon para la inflación u otras variables representativas de la inflación pasada.
4. Los cambios en la productividad de los trabajadores deben incorporarse como variable explicativa. Si se supone que dichos cambios ocurren de forma tendencial, ya que la educación y la experiencia se modifican gradualmente a través del tiempo, quedarán reflejados en el término constante de la estimación, siempre que la variable dependiente sean las variaciones de salarios. Sin embargo, también pueden intentarse otras medidas más directas de productividad física o de valor. Esta última es equivalente a considerar elementos distributivos, tales como la participación salarial en el valor de la producción del sector (una baja participación salarial co-

rresponde a una alta productividad-valor del trabajo).

5. Por último, es interesante anotar que aunque la mayoría de los trabajos reseñados han intentado captar la influencia de los mecanismos institucionales colombianos en la determinación de los salarios, en ningún caso han tenido en cuenta el posible rol de los salarios mínimos. Esta es una deficiencia notable ya que, como es sabido, las negociaciones del salario mínimo reciben una gran atención por parte de las organizaciones laborales y de los gremios económicos, ya que presumiblemente los ajustes decretados inciden de forma crucial sobre el comportamiento de los salarios en todos los niveles.

II. ESTIMACIONES DE FUNCIONES DE SALARIOS

En esta sección se presentan los resultados de un conjunto de estimaciones econométricas sobre el comportamiento de los salarios nominales en varios sectores de la economía colombiana. La información de salarios utilizada proviene de las Muestras Mensuales del DANE para la industria, el comercio y la construcción³. Alternativamente podría haberse utilizado la base de datos de las Encuestas de Hogares del DANE. Sin embargo, ello hubiera exigido recortar el período de las estimaciones, dado que esta fuente sólo se encontraba adecuadamente procesada para nuestros propósitos entre el primer trimestre de 1977 y el primero de 1985.

La inmensa mayoría de las estimaciones se efectuaron con datos entre el primer trimestre de 1976 y el último trimestre de 1987 (48 observaciones). Aunque existía información de salarios con frecuencia mensual, fue preciso efectuar las estimaciones con observaciones trimestrales, por ser esta la periodicidad de algunas de las variables independientes⁴.

3 En este último caso, se trata de información destinada a calcular los índices de costos de la construcción de vivienda en las principales ciudades del país.

De acuerdo con las conclusiones de la sección anterior, se buscó captar la influencia de cuatro clases de fenómenos sobre las variaciones de los salarios nominales: a) la situación del mercado laboral, agregado o sectorial; b) la productividad y la distribución del ingreso; c) la legislación sobre salarios mínimos, y d) la historia y las expectativas de inflación. En los cuadros donde se presentan los principales resultados de las estimaciones, las variables independientes utilizadas aparecen clasificadas en estas cuatro categorías.

A continuación se discuten las estimaciones efectuadas para los distintos grupos de asalariados (obreros industriales, empleados industriales, empleados del comercio y obreros de la construcción). Es del caso observar que no existe una base de datos adecuada para realizar un ejercicio semejante para el conjunto de todos los asalariados de la economía. Esto es desafortunado ya que, como veremos, la influencia de los distintos factores varía fuertemente entre los distintos grupos de asalariados.

A. Estimaciones para los salarios obreros industriales

Las principales estimaciones obtenidas para los salarios obreros en el sector manufacturero aparecen en el Cuadro 2. La variable dependiente es la variación porcentual anual de los salarios en términos nominales. Excepto cuando se indique otra cosa, las variables independientes se encuentran también expresadas en porcentajes, de forma tal que los coeficientes pueden interpretarse como elasticidades.

En relación con la situación del mercado laboral, se utilizaron cuatro variables alternativas. Las dos primeras son de carácter sectorial: la tasa de empleo de los obreros del sector (TEOI, definida en relación con la población económicamente activa, PEA), y la tasa de ocupación de los obreros del sector

4 Véase la definición y fuentes de dichas variables en el Apéndice a este trabajo.

(TOOI, definida en relación con la población en edad de trabajar, PET). Las otras dos son de carácter global, y corresponden, respectivamente, a la tasa de empleo total (TE, calculada respecto a la PEA) y la tasa de ocupación total (TO, respecto a la PET).

De acuerdo con los resultados del Cuadro 2, las variables de carácter sectorial captan más adecuadamente la influencia de la situación laboral sobre los salarios obreros en la industria, lo cual es indicativo de segmentación de este mercado laboral. Sin embargo, cabe observar que la posible influencia de la tasa de empleo global (TE) no pudo captarse adecuadamente debido a problemas de colinealidad (especialmente con las variables de inflación que se discuten más adelante; véase la ecuación 3). Por su parte, de las dos variables sectoriales, la más significativa resultó ser la calculada con respecto a la PET. Es de interés observar que esta variable no está afectada por el comportamiento de la participación laboral, lo cual evita los problemas restantes de la relación que guarda esta variable con el ciclo económico y con las perspectivas de remuneración de los trabajadores (Misión de Empleo, 1986).

Para captar la influencia de los factores distributivos y la productividad sobre los salarios se construyeron una diversidad de variables, sólo dos de las cuales aparecen en el Cuadro 2⁵. En la mayoría de los casos se obtuvieron los signos incorrectos, como sucede por ejemplo con la participación de la nómina salarial obrera en el valor del producto industrial (VWOIN, véase la ecuación 5). La única variable representativa de fenómenos distributivos para la cual se obtuvo el signo esperado fue la desviación de la producción industrial con respecto a su tendencia (ZIND), variable esta que presumiblemente se aproxima

al comportamiento de las ganancias brutas de la producción industrial (Lora y Ocampo, 1988). No obstante, el nivel de significancia que se encontró en este caso fue muy reducido. En vista de estos resultados, este tipo de variables no aparecen incluidas en las estimaciones restantes del Cuadro 2.

El tratamiento de los ajustes del salario mínimo legal requiere una explicación más detallada. Carecería de sentido incluir como una variable explicativa los porcentajes de aumento del salario mínimo, ya que ellos deben estar fuertemente influidos por las demás variables explicativas de la función. Si los ajustes del mínimo salarial se fijaran estrictamente de acuerdo con los demás determinantes de los salarios, sería la variable que aisladamente explicaría mejor los demás ajustes salariales. Sin embargo, en estas condiciones los ajustes del mínimo salarial serían en la práctica totalmente redundantes, sin influencia efectiva sobre la situación salarial. Por consiguiente, el efecto de los ajustes del salario mínimo debe establecerse aislando la influencia de los demás determinantes de la función sobre dichos ajustes. Esto permite establecer si, cuando el ajuste decretado se aparta del comportamiento autónomo del mercado, logra influir efectivamente sobre los salarios. O, para utilizar la terminología de expectativas racionales, ello permite determinar la influencia del componente innovativo de los anuncios del mínimo salarial, en un mundo en el que los agentes forman sus expectativas sobre dicho mínimo con base en una función de estructura idéntica a la del salario de mercado.

De acuerdo con esta argumentación, la variable ESMIN que aparece en el Cuadro 2 son los errores de la regresión de las variaciones anuales del salario mínimo con respecto a las demás variables de la ecuación correspondiente de los salarios obreros⁶. Es

5 Otras variables fueron la productividad física media por trabajador; el atraso salarial definido como la desviación del salario real con respecto a su tendencia, y los salarios relativos de los obreros de la industria con respecto a los empleados de la industria, los empleados del comercio y los obreros de la construcción.

6 Así, en la ecuación 1 del Cuadro 2, ESMIN representa los errores de una regresión de RSMIN contra TEOI, RIPC24 y RSOI (-1), donde RSMIN es la variación del salario mínimo y las tres variables independientes son las mismas que contienen la ecuación 1.

CUADRO 2
FUNCIONES EXPLICATIVAS DE LAS VARIACIONES DE LOS SALARIOS DE LOS OBREROS INDUSTRIALES
 (Datos trimestrales: estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios)
 Variable Dependiente: Variación porcentual anual del salario nominal obrero de la industria

Ecuación No. (muestra)	Variables independientes														Variable dependiente rezagada	R ² corregido	D.W.	
	Constante	Mercado laboral				Distribución ingreso		Salario mínimo	Inflación									
		TEOI	TOOI	TE	TO	VWOIN	ZIND		RIPC24	PDL1*	PDL2*	X ₁	X ₂	(h)				
1 (76.1-87.4)	3.69 (1.07)	0.29 (1.48)						0.115** (2.60)	0.425*** (2.36)							0.385*** (3.19)	53.6	2.11
2 (76.1-87.4)	2.84 (0.84)		0.78 (1.66)					0.114** (2.60)	0.436*** (2.51)							0.365*** (2.99)	54.1	2.11
3 (76.1-87.4)	-33.61 (-1.72)			0.50* (1.91)				0.108** (2.42)	0.243 (1.09)							0.368*** (3.05)	54.1	2.16
4 (76.1-87.4)	6.21 (-0.51)				-0.06 (0.26)			0.121*** (2.74)	0.510*** (2.79)							0.423*** (3.52)	52.4	2.11
5 (76.1-87.4)	-93.82** (-2.53)		0.174 (0.34)			11.67** (2.61)		0.103** (2.45)	0.341** (2.01)							0.224* (1.75)	58.4	2.10
6 (76.1-87.4)	3.19 (0.92)		0.631 (1.20)				0.20 (0.63)	0.115** (2.49)	0.465** (2.56)							0.354*** (2.83)	53.0	2.11
7 (76.1-87.4)	2.84 (0.84)		0.779 (1.66)					0.114** (2.60)	0.436** (2.51)							0.365*** (2.99)	54.1	2.11
8 (77.1-87.4)	2.99 (0.64)		1.502** (2.21)					0.081 (1.06)		0.048 (1.41)	-0.003 (0.70)					0.252 (1.7)	50.6	2.04
9 (76.1-87.4)	-12.01 (-1.69)		4.93*** (4.68)					0.071 (1.55)				1.80 (0.71)	0.05* (1.94)	(0.93)			57.8	1.83
10 (76.1-87.4)	-1.60 (-0.46)		3.36*** (7.71)										0.07*** (6.01)	(0.87)			57.6	1.81

a/ Véase el cuadro 3.
 Simbología: Véase Apéndice.

interesante observar que aunque esta variable siempre resulta con el signo correcto, su nivel de significancia depende de la función de formación de expectativas de inflación que se suponga, a lo cual nos referiremos en detalle en seguida. En esencia, resulta significativa cuando se supone que las expectativas se forman con base en promedios simples de la inflación pasada, pero no cuando se forman con base en otros mecanismos. Los coeficientes obtenidos indican además que los ajustes salariales tienen en todo caso una baja sensibilidad a las variaciones autónomas del salario mínimo (del orden de 0.1 en la mayoría de las estimaciones).

En relación con la influencia de la inflación en los ajustes salariales se trabajó con tres especificaciones alternativas. La primera consistió, sencillamente, en tomar el promedio simple de las inflaciones anuales registradas en los ocho últimos trimestres como parámetro de la indexación retrospectiva de los salarios. La escogencia de este número de trimestres obedece a que las negociaciones laborales en la industria se realiza por lo regular cada dos años, lo cual de hecho determina el horizonte retrospectivo de los ajustes. Cabe señalar de todas formas que los resultados econométricos fueron menos satisfactorios cuando se utilizaron promedios simples de 4, 6, 10 o 12 trimestres.

En las seis primeras ecuaciones del Cuadro 2 se utiliza dicho promedio de ocho trimestres (RIPC24) como criterio de los ajustes. Como allí se aprecia, esta variable es altamente significativa, y estadísticamente diferente tanto de cero como de uno. Este resultado es de gran importancia, pues implica que la indexación es incompleta frente a las variaciones pasadas de la inflación, al menos cuando se miden mediante promedios simples. Este resultado se mantiene incluso cuando se tiene en cuenta el coeficiente de ajuste parcial de los salarios a través del tiempo, que se capta por la inclusión de la variable dependiente rezagada. Por ejemplo, si se toman los resultados de la ecuación 7 del Cuadro 2, se tiene que el coeficiente de respuesta inmediata de los salarios a los cambios en la

inflación (medida por RIPC24) es de 0.43. A través del mecanismo de ajuste parcial, este coeficiente se eleva tan sólo a 0.69 en el largo plazo, bien por debajo de uno⁷. Esto no quiere decir que los trabajadores vean reducidos sus salarios reales todos los años, ya que la ecuación mencionada incluye además un término constante, una variable indicativa del mercado laboral y una variable indicativa de la influencia del salario mínimo. En promedio, estos componentes adicionales dan origen a un aumento de 10.6 puntos porcentuales anuales en los salarios en el largo plazo⁸. De esta forma, los salarios reales se mantienen inalterados cuando la inflación se sitúa en 33.8%, caen cuando es superior y aumentan cuando es inferior. Este punto de quiebre para los salarios reales resulta bastante elevado, ya que la inflación media del período fue sustancialmente inferior a esta cifra (22.9%). Ello refleja la baja confiabilidad de los estimativos de la constante y el coeficiente del nivel de ocupación (ninguno de los cuales es significativamente diferente de cero). Como veremos, esta deficiencia aparece en todos los métodos de estimación utilizados para los salarios de los obreros en la industria.

La segunda especificación utilizada para captar la influencia de la inflación es la originada en sistemas de rezagos polinomiales de k orden. Como se discutió en la sección I, este método evita imponer como base de la indexación un ajuste retrospectivo de la misma serie de inflación que puede no corresponder a la forma como en realidad se forman las expectativas. Los sistemas de rezagos polinomiales permiten trabajar con cualquier número de rezagos y con una variedad de estructuras de ponderación de dichos rezagos. En la ecuación 8 del Cuadro 2 se presenta el mejor de los resultados obtenidos. Se basa en una estructura de 12 rezagos tri-

7 Recuérdese que el coeficiente de largo plazo de una variable cualquiera equivale a su coeficiente de corto plazo dividido por uno menos el coeficiente de ajuste parcial. Esta propiedad se aplica nuevamente en la discusión que sigue.

8 El valor promedio de TOOI es 5% y el de ESMIN es cero, por definición.

mestral de la inflación (anual), en la cual las observaciones más distantes tienen menor peso⁹. La estructura de ponderaciones de dichos rezagos es lineal, empezando con un 4.8% de ponderación para el trimestre contemporáneo y disminuyendo a razón de 0.3% para cada uno de los 12 trimestres anteriores (Véase el Cuadro 3). Como se puede deducir de estas cifras, la suma total de las ponderaciones es significativamente diferente de cero y de uno (0.41 en el corto plazo y 0.55 en el largo plazo, dado que el coeficiente de ajuste parcial es 0.25), como ocurría también con la especificación anterior basada en promedios simples de la inflación. Puede deducirse además que el punto de quiebre de los salarios reales en relación con la inflación es 31.2%, que es un poco inferior al anterior. Sin embargo, los coeficientes de las variables polinomiales son muy poco significativos, lo cual confiere poco sustento a este mecanismo de formación de las expectativas de inflación.

Por último, se trabajó con una especificación basada en un sistema de expectativas adaptativas, a partir del cual se construyeron las variables X_1 y X_2 que aparecen en las ecuaciones 9 y 10 del Cuadro 2, de la forma como se explica en seguida. En principio, si se acepta la hipótesis de las expectativas adap-

tativas podría aplicarse una transformación de Koyck a una función que contenga todos los rezagos geoméricamente distribuidos de la variable de inflación pasada. Esta especificación tiene sin embargo dos dificultades. Por un lado, que produce una forma funcional con restricciones no lineales en los parámetros cuando hay otras variables independientes, aparte de los precios¹⁰. Por otro lado, y más importante, que sólo es válida económicamente cuando los errores de la ecuación original responden a una estructura de rezagos idéntica a la de la inflación esperada. Sólo así, al hacer la transformación de Koyck se obtiene una función con un error puramente aleatorio, como se requiere para aplicar los procedimientos econométricos usuales. Como un supuesto de esta naturaleza es totalmente arbitrario, debe partirse más bien del supuesto usual según el cual los errores de la función original reúnen las condiciones corrientes. En este caso, a partir de la inflación esperada pueden construirse dos variables que no exigen transformar la ecuación original, pero que exigen en cambio seguir un proceso del coeficiente que origina la estructura de rezagos geoméricamente distribuidos¹¹.

$$hRW(-1) = ah + b(1 - h)hRP(-1) + b(1 - h)h^2RP(-2) + \dots + chTOOI(-1)$$

y restando esta nueva función de la anterior,

$$RW - hRW(-1) = (1 - h)a + (1 - h)bRP + cTOOI(-1) - chTOOI(-1)$$

Por consiguiente debe estimarse la función

$$RW = (1 - h)a + (1 - h)bRP + cTOOI(-1) - chTOOI(-1) + hRW(-1)$$

La restricción no lineal se debe a que los coeficientes de TOOI y $RW(-1)$ multiplicados entre sí deben ser iguales al coeficiente de $TOOI(-1)$. Esta argumentación puede extenderse fácilmente a un número mayor de variables independientes.

11 A partir de la misma ecuación inicial de la nota de pie anterior, si se supone que las observaciones de RP que están por fuera de la muestra son inobservables pero producirían unas expectativas de inflación estable, entonces,

9 Este resultado se obtuvo sin necesidad de imponer restricciones a los parámetros y con un polinomio de orden uno, que implica coeficientes linealmente distribuidos.

10 Considérese la siguiente función.

$$RW = a + bRPE + cTD$$

donde RW es la variación nominal de salarios, RPE la inflación esperada y TOOI la tasa de ocupación. Las expectativas adaptativas de inflación se definen como

$$RPE = (1 - h)RP + (1 - h)hRP(-1) + (1 - h)h^2RP(-2) + \dots + \dots + cTOOI$$

La transformación de Koyck se efectúa multiplicando por el parámetro h la función rezagada de RW,

CUADRO 3
ESTRUCTURA DE REZAGOS DE LA INFLACION EN LAS FUNCIONES
CON POLINOMIOS DE ALMON

Rezago (trim.)	Obreros (Cuadro 2)			Empleados industria (Cuadro 4)						Empleados Comercio (Cuadro 5)		
	Ecuación 8			Ecuaciones 3 y 4			Ecuación 5			Ecuación 5		
	Coeficientes		Estadís- tico "t"	Coeficientes		Estadís- tico "t"	Coeficientes		Estadís- tico "t"	Coeficientes		Estadís- tico "t"
	Corto plazo %	Largo plazo %		Corto plazo %	Largo plazo %		Corto plazo %	Largo plazo %		Corto plazo %	Largo plazo %	
0	4.83	6.46	1.41	8.22	14.02	3.45	7.87	15.13	3.24	23.9	23.9	3.43
1	4.56	6.10	1.46	7.74	13.21	3.49	7.26	13.96	3.22	19.3	19.3	3.34
2	4.28	5.72	1.50	7.25	12.37	3.49	6.65	12.79	3.17	14.8	14.8	2.94
3	4.01	5.36	1.52	6.77	11.55	3.46	6.05	11.63	3.11	10.2	10.2	2.09
4	3.73	4.99	1.54	6.29	10.73	3.38	5.44	10.46	3.01	5.6	5.6	1.04
5	3.46	4.63	1.53	5.80	9.90	3.24	4.83	9.29	2.87	1.1	1.1	0.17
6	3.19	4.26	1.45	5.32	9.08	3.03	4.22	8.12	2.67	-3.4	-3.4	-0.44
7	2.91	3.89	1.34	4.84	8.26	2.76	3.61	6.94	2.34			
8	2.64	3.53	1.18	4.35	7.42	2.43	3.00	5.77	2.05			
9	2.36	3.16	1.01	3.87	6.60	2.09	2.39	4.60	1.65			
10	2.09	2.79	0.82	3.38	5.77	1.74	1.78	3.42	1.20			
11	1.81	2.42	0.66				1.17	2.25	0.77			
12	1.54	2.06	0.51				0.56	1.08	0.35			
Total	41.40	55.35	1.45	63.82	108.90	3.24	54.85	105.50	2.67	71.4	71.4	2.09

Siguiendo este método se llegó a los resultados que aparecen como ecuaciones 9 y 10 del Cuadro 2. En el primer caso, el mejor ajuste se obtuvo con un coeficiente de expectativas (h) de 0.93, que implica que, si se acepta la hipótesis de expectativas adaptativas, éstas se forman dándole una participación del 93% a las expectativas de inflación vigentes en el período pasado y del 7% a la inflación del período corriente. Dado el poco peso que recibe la inflación corriente en la formación de las expectativas, su comportamiento es muy inercial. Sin embargo, el hecho de que la variable X_1 no resulte significativa sugiere que las expectativas de inflación al principio del período de análisis fueron de poca importancia para la evolución posterior de los salarios. Es importante observar además que al utilizar esta forma funcional para las expectativas de inflación pierde sustento la hipótesis de ajustes parciales de los salarios (de ahí que no aparezca la variable dependiente rezagada).

Con base en las expresiones de las notas de pie anteriores puede deducirse el valor de los demás parámetros estructurales de la función original. En la ecuación 9 el parámetro b toma el valor de 0.71 y el parámetro k el valor de 36%. El primero de estos valores representa la sensibilidad de la indexación salarial a las

expectativas de inflación. Como es menor que uno, se confirma el resultado de ecuaciones anteriores, según el cual la indexación es imperfecta. Por su parte, el parámetro j representa la inflación esperada inicial al principio del período de muestreo. Teniendo en cuenta el término constante y la influencia de la variable de ocupación, se puede deducir que los salarios reales se mantienen constantes cuando la inflación es totalmente estable en un nivel de 43.6%, que nuevamente resulta exagerado para el período analizado.

Finalmente, en la ecuación 10 se eliminan las variables representativas de las expectativas de inflación al comienzo del período y del salario mínimo, que no eran significativas en la ecuación anterior. De acuerdo con esta última estimación, el coeficiente de expectativas (h) toma el valor de 0.87, el coeficiente de indexación (b) es 0.54 y el nivel de quiebre de los salarios reales con respecto a la inflación 32.9%¹². El menor coeficiente de expectativas en relación con la ecuación 9 implica que la inflación reciente tiene una importancia un poco mayor en la formación de las expectativas de inflación. Por su parte, el bajo coeficiente b confirma nuevamente que la indexación de los salarios obreros es bastante imperfecta. Por último, el punto de quiebre de los salarios reales respecto a la inflación es menos elevado que el obtenido en la ecuación anterior y muy semejante al derivado para las ecuaciones 7 y 8, que utilizaban un número limitado de rezagos para la inflación y ajuste parcial de salarios.

B. Estimaciones para los salarios de los empleados de la industria

Los métodos de estimación utilizados para los demás grupos de asalariados son bastante semejantes a los discutidos para el caso de los obreros industriales y pueden por consiguiente analizarse de forma más breve.

Los resultados correspondientes a los empleados de la industria aparecen en el Cuadro

$$\text{RPE} = (1 - h)kX_1 + (1 - h)X_2$$

donde,

$$X_1 = h^t$$

$$X_2 = \sum h^i \text{RP}_{t-i} \quad (\text{donde la sumatoria } \Sigma \text{ va desde } 0 \text{ hasta } t - 1).$$

Reemplazando esta forma de RPE en la función de la nota de pie anterior se deduce que la ecuación que debe estimarse es

$$\text{RW} = a + b [(1 - h)k]X_1 + b(1 - h)X_2 + c\text{TD}$$

Esta función se estima para distintos valores de h entre 0 y 1 hasta maximizar el R^2 . (En la ecuación 9 del Cuadro 2 se utiliza además la variable ESMIN, que son los residuos de una regresión de las variaciones del salario mínimo contra la variable de ocupación TOOI y las mismas variables X_1 y X_2 de la regresión de salarios).

¹² Al haberse eliminado la variable X_1 queda indeterminado el parámetro k.

4. En ellos se comprueba que los ajustes salariales son dependientes de la situación global del mercado laboral, medida a través del coeficiente de ocupación (TO). Los diferentes ejercicios que se hicieron con indicadores sectoriales del mercado laboral no dieron resultados satisfactorios estadísticamente, lo cual contrasta con el caso de los obreros industriales.

Para captar la posible influencia de factores distributivos o de productividad, se construyeron variables semejantes a las utilizadas para el caso de los obreros industriales. En la ecuación 1 se reportan los mejores resultados obtenidos con la inclusión de dos de estas variables. Se trata de una variable indicativa del atraso salarial de los empleados de la industria medido en relación con su participación en el valor del producto (ASEIN) y una variable representativa de salarios relativos (SREO) definida como un índice de salario relativo entre los empleados de la industria y los obreros de la construcción. Aunque la primera de estas variables arrojó el signo correcto, su nivel de significancia fue muy bajo. La segunda variable sí mostró un alto nivel de significancia con el signo correcto. Sin embargo, debido a su colinearidad con la variable del mercado laboral (TO) se decidió excluirla de las estimaciones restantes¹³.

La variable representativa de la influencia del salario mínimo resultó significativa cuando se supuso que los mecanismos de indexación salarial se basan en promedios simples, pero no en los demás casos. Este resultado es el mismo que se había tenido para el caso de los obreros industriales.

En relación con los mecanismos de indexación se trabajó nuevamente con los tres tipos

¹³ Además, puesto que las otras variables de salarios relativos con las que se trabajó no dieron resultados aceptables, no había ninguna razón para aceptar la hipótesis de que las demandas salariales de los empleados de la industria toman como referencia los salarios de los obreros de la construcción, en lugar de los salarios de otros grupos laborales más próximos

de especificaciones alternativas discutidas en el caso anterior. Los mejores resultados con base en promedios simples de inflaciones pasadas se obtuvieron con ocho trimestres, como en el caso de los obreros industriales (ecuaciones 1 y 2 del Cuadro 4). Los coeficientes de indexación de corto plazo resultaron significativamente diferentes de cero y de uno, como ocurría también con los obreros de la industria. Sin embargo, teniendo en cuenta el mecanismo de ajuste parcial, la indexación de largo plazo resultó ser prácticamente perfecta (0.994 en la ecuación 2).

Al utilizar el método de rezagos de Almon pudo comprobarse que, como en el caso anterior, las inflaciones más recientes reciben un mayor peso que las más remotas en la determinación de los ajustes salariales. El mejor ajuste con este método se obtuvo nuevamente al incorporar el efecto de 10 o 12 rezagos dentro de un polinomio de primer grado sin restricciones. De acuerdo con los resultados de este método, la suma de los coeficientes de corto plazo de las inflaciones pasadas es de 0.55 cuando se utilizan 10 rezagos (ecuaciones 3 y 4 del Cuadro 4) o de 0.6 cuando se utilizan 12 rezagos (ecuación 5). Teniendo en cuenta el ajuste de largo plazo, estos coeficientes se elevan, respectivamente, a 1.09 y 1.06 (Véase el Cuadro 3). De esta forma, en el caso de los empleados de la industria, el método de rezagos de Almon produce resultados muy consistentes con el método de promedios simples.

Finalmente, el método explicado anteriormente para estimar los parámetros de un sistema de expectativas adaptativas indica que el coeficiente de las expectativas es de 0.87 o de 0.84, según se incluya o no dentro de la función la variable indicativa del nivel de ocupación (ecuaciones 6 y 7 del Cuadro 4). Estos coeficientes implican que la inflación contemporánea recibe un peso del 13% o 16%, respectivamente, en la formación de las expectativas. Los coeficientes de indexación salarial de corto plazo resultan ser 0.68 y 0.48, en una y otra ecuación, respectivamente, y los de largo plazo 1.06 y 1.01.

CUADRO 4
FUNCIONES EXPLICATIVAS DE LAS VARIACIONES DE LOS SALARIOS DE LOS EMPLEADOS INDUSTRIALES
 (Datos trimestrales: estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios)

Variable Dependiente: Variación porcentual anual del salario nominal de los empleados de la industria

Ecuación No. (muestra)	Variables independientes											Variable depend. rezagada	R ² corre-regido	D.W.	
	Constante	Mercado laboral		Distrib. ingreso		Salario mínimo		Inflación			(h)				
		TO	ASEIN	SREO	ESMIN	RIPC24	PDL1*	PDL2*	X ₁	X ₂					
1 (76.1-87.4)	19.02 (0.95)	0.096 (0.52)	3.14 (0.86)	-11.81*** (-3.07)	0.039* (1.79)	0.553*** (4.57)							0.322*** (2.49)	81.1	2.15
2 (76.1-87.4)	-18.86** (-2.67)	0.409*** (3.00)			0.049** (2.29)	0.523*** (4.23)							0.474*** (4.32)	79.0	2.26
3 (77.1-87.4)	-17.08* (-1.70)	0.348* (1.92)			0.021 (0.58)		0.082*** (3.45)	-0.048* (-1.95)					0.414*** (2.82)	73.6	2.13
4 (77.1-87.4)	-17.07 (-1.72)	0.348* (1.94)					0.082*** (3.48)	-0.048* (-1.97)					0.414*** (2.85)	74.1	2.11
5 (77.1-87.4)	-14.39 (-1.39)	0.302 (1.64)					0.079*** (3.25)	-0.006*** (-2.76)					0.480* (3.37)	73.2	2.18
6 (76.1-87.4)	-9.00 (-0.77)	0.140 (0.68)							11.34*** (2.71)	0.089*** (3.95)	(0.87)		0.458*** (4.15)	78.2	2.06
7 (76.1-87.4)	0.78 (0.38)								5.94*** (2.77)	0.077*** (4.18)	(0.84)		0.524*** (5.38)	78.4	2.14

a/ Véase el cuadro 3.

Simbología: Véase Apéndice.

Así las cosas, independientemente del método que se escoja, se encuentra que la indexación de los salarios de los empleados de la industria es incompleta en el corto plazo, pero perfecta en el largo plazo. Además, dicha indexación se basa en la historia de la inflación, por lo menos en los ocho últimos trimestres. Los niveles de ocupación global también influyen sobre los salarios de los empleados de la industria, pero esta influencia tiende a desvanecerse cuando se consideran mecanismos de indexación basados en 12 o más observaciones trimestrales de la inflación. La evidencia en relación con el efecto del salario mínimo resulta poco concluyente en este caso, ya que sólo queda comprobada cuando se supone que la indexación se basa en promedios simples.

C. Estimaciones para los salarios de los empleados del comercio

Las estimaciones correspondientes a los salarios de los empleados del comercio aparecen en el Cuadro 5. En este caso, no se encontró evidencia sólida que sustentara la hipótesis de sensibilidad a los niveles de ocupación global o sectorial. En efecto, las variables representativas de este fenómeno resultaron insuficientemente significativas, y en algunos casos con el signo incorrecto (véanse las ecuaciones 1 y 2).

Los resultados tampoco fueron totalmente concluyentes para las variables representativas de la pugna distributiva y la productividad. Sin embargo, sí se encontró evidencia de que las variaciones de los salarios en este sector están directamente relacionados con el comportamiento de las ventas a través del ciclo económico (variable ZVENCO¹⁴). Este resultado es consistente con la costumbre de pagar comisiones por ventas en adición al salario básico en las actividades comerciales.

14 Esta variable está definida por los residuos de una regresión del logaritmo del volumen de ventas del comercio con respecto a su tendencia. El volumen de ventas es una reponderación de los índices de ventas sectoriales del DANE (Véase Crane y Lora, 1988a).

En relación con la influencia del salario mínimo, todas las estimaciones dieron resultados semejantes y estadísticamente significativos, independientemente de cual sea el método de captar la indexación de los salarios. Los coeficientes obtenidos indican que alrededor del 20% de los ajustes autónomos del salario mínimo, en relación con las condiciones salariales del sector comercio, se reflejan efectivamente en los salarios de este sector.

En lo que respecta a los mecanismos de indexación, también se observan algunas diferencias importantes con los casos anteriores. En primer lugar, cuando se utiliza el método de los promedios simples de las inflaciones pasadas, los mejores resultados se obtienen para los promedios de 4 trimestres, lo cual implica una flexibilidad mayor de las bases de indexación (compárense los resultados de las ecuaciones 3 y 4). Además, la práctica misma de la indexación también parece ser más fluida en este caso, ya que no hay ninguna evidencia de mecanismos de ajuste parcial de las variaciones de salarios.

El método de Almon de rezagos distribuidos confirma la mayor flexibilidad de las bases de indexación. En efecto, los mejores resultados se consiguen en este caso utilizando 6 rezagos, en vez de 10 o 12, como ocurría con los grupos laborales anteriores. De otra parte, continúa siendo válido que las inflaciones más remotas tienen un peso inferior en la formación de dichas bases de indexación (el coeficiente de PDL2 es negativo y significativo: véase la ecuación 5 del Cuadro 5).

Sin embargo, a diferencia de lo que ocurría en el caso de los empleados de la industria, con estos dos primeros métodos de estimación la indexación de salarios resulta ser imperfecta. En efecto, con el método de promedios simples se obtienen coeficientes entre 0.62 y 0.72; con el método de Almon, la suma de los coeficientes es 0.71 (Véase el Cuadro 3). Únicamente cuando se utiliza el método de expectativas geoméricamente distribuidas se obtiene un coeficiente de indexación más próximo a la unidad (0.9, como puede deducirse de los coeficientes de la ecuación 6). Es

CUADRO 5
FUNCIONES EXPLICATIVAS DE LAS VARIACIONES DE LOS SALARIOS
DE LOS EMPLEADOS DEL COMERCIO
(Datos trimestrales: estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios)
Variable Dependiente: Variación porcentual anual del salario nominal de los empleados del comercio

Ecuación No. (muestra)	Variables independientes											R ² Corre- regido	D.W.		
	Constante	Mercado laboral		Distrib. ingreso ZVENC0	Salario mínimo ESMIN	Inflación									
		TOC	TE			RIPC12	RIPC24	PDL1*	PDL2*	X ₁	X ₂			(h)	
1 (76.1-87.4)	16.08 (1.06)	-1.07 (-0.35)		0.96* (1.80)	0.20** (2'07)	0.723*** (3.26)								31.5	2.00
2 (76.1-87.4)	-19.14 (-0.42)		0.36 (0.67)	0.66 (1.31)	0.20* (1.96)	0.619** (2.55)								31.3	2.01
3 (76.1-87.4)	11.03** (2.29)			0.85** (2.06)	0.20** (2.08)	0.699*** (3.35)								32.8	2.00
4 (76.1-87.4)	6.94 (0.74)			0.57 (1.10)	0.25** (2.50)		0.877*** (2.13)							27.0	1.75
5 (77.1-87.4)	10.67 (1.37)			0.86* (1.76)	0.19** (1.95)			0.239*** (3.43)	-0.045*** (-2.45)					31.6	2.02
6 (76.1-87.4)	6.09 (1.03)			0.85* (2.08)	0.28** (2.62)					21.40** (2.66)	0.297*** (3.50)	(0.67)	36.6	2.08	

a Véase el cuadro 3.
Simbología: Véase Apéndice.

interesante señalar que de acuerdo con los resultados de esta última estimación, el coeficiente de expectativas (h) es sólo 0.67, sustancialmente inferior al encontrado en los casos anteriores, confirmando así la mayor flexibilidad de las expectativas de inflación en el caso de los empleados del comercio.

D. Estimaciones para los salarios de los obreros de la construcción

Los principales resultados para este sector pueden verse en el Cuadro 6. En contra de lo que podría esperarse, las variaciones de los salarios de los obreros de la construcción parecen muy poco influidas por la situación global del mercado laboral (ecuación 1). Infortunadamente, no existe información sobre empleo en el sector para saber si esto se debe o no a segmentación.

En ausencia de otros indicadores que pudieran captar fenómenos de productividad en el sector, se trabajó con las desviaciones frente a su tendencia de tres indicadores de actividad: las licencias para construcción de vivienda, las licencias totales de construcción y el valor agregado del total del sector de la construcción¹⁵. La segunda de estas variables arrojó los mejores resultados. Sin embargo, los niveles de significancia obtenidos no fueron satisfactorios (Véase la variable ZCONST).

En relación con los fenómenos distributivos, pudo encontrarse alguna evidencia de que los ajustes salariales en el sector de la construcción resultan influidos por el nivel relativo de salarios frente al sector comercio (variable SRECOC). Sin embargo, como veremos un poco más adelante, la validez de este resultado queda en duda una vez se tiene en cuenta el elevado coeficiente de la variable dependiente rezagada.

Los resultados fueron mucho más concluyentes en lo que respecta a la influencia del

salario mínimo. Sin excepción, el efecto de esta variable resultó ser fuertemente significativo, aunque con una elasticidad de sólo 0.2 aproximadamente (semejante a la encontrada para el sector comercio).

En contraste con la industria o el comercio, los salarios de la construcción parecen ser sensibles al comportamiento de la inflación corriente, no a la historia pasada de la inflación. En efecto, la inflación anual (RIPC) o la inflación del trimestre (RIPCQ) resultan mucho más significativas que los promedios de varias observaciones trimestrales (como RIPC12, véanse las ecuaciones 1, 2 y 3).

Sin embargo, como ya se mencionó, el coeficiente correspondiente a la variable dependiente rezagada es muy elevado, lo cual pone en duda la validez de estas estimaciones¹⁶. En efecto, como puede verse en las cuatro primeras ecuaciones del Cuadro 6, dicho coeficiente toma un valor muy próximo a uno en todos los casos. Para resolver los problemas econométricos derivados de este resultado, las demás regresiones del Cuadro 6 utilizan variables en diferencias, tanto para variable dependiente como para las independientes. Con este método de estimación, la única variable que continúa siendo significativa es el salario mínimo. La inflación corriente mantiene el signo correcto, pero con un bajo nivel de significancia. Por otro lado, aunque continúa habiendo evidencia de autocorrelación, la variable dependiente rezagada no es suficientemente significativa (ecuaciones 5 y 6).

En síntesis, es muy poco lo que puede decirse con base en estas estimaciones acerca del comportamiento de los salarios de la construcción. Ello se debe no sólo a la falta de información adecuada para este sector sino, seguramente también, a que las características propias de este mercado laboral no quedan reflejadas en las formas funcionales utilizadas.

15 Estas variables fueron construidas con el mismo método utilizado para el caso de las ventas del comercio.

16 Véase nuevamente la nota de pie de página 2.

CUADRO 6
FUNCIONES EXPLICATIVAS DE LAS VARIACIONES DE LOS SALARIOS
DE LOS OBREROS DE LA CONSTRUCCION

(Datos trimestrales: estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios)

Variable Dependiente: Variaciones porcentuales (ecuaciones 1 a 4) o cambios en las variaciones porcentuales (ecuaciones 5 y 6) del salario nominal de los obreros de la construcción

Ecuación No. (muestra)	Variables independientes												Variable depend. rezagada	R ² Corre-regido	D.W.	
	Constante	Mercado laboral		Actividad sectorial/ Distribución				Salario mínimo		Inflación						
		TE	ZCONST	DZCONST	SRECOC	DSRECOC	ESMIN	DRSMIN	RIPC12	RIPC	RIPCQ	DRIPC				
1 (76.1-87.4)	-30.76 (-1.83)	0.259 (1.25)	0.13 (1.37)		8.72* (1.92)			0.22*** (5.42)		0.090 (0.97)				0.875*** (13.78)	91.9	1.95
2 (76.1-87.4)	-10.82** (-2.14)		0.14 (1.47)		9.75** (2.19)			0.23*** (5.58)		0.138 (1.64)				0.918*** (17.34)	92.0	1.94
3 (76.1-87.4)	-12.17** (-2.41)		0.14 (1.46)		10.06** (2.32)			0.22*** (5.19)			0.171*** (2.78)			0.929*** (19.01)	92.1	1.94
4 (76.1-87.4)	-14.27*** (-2.76)		0.14 (1.50)		13.38*** (3.09)			0.22** (5.23)				0.069*** (2.86)		0.968*** (20.02)	92.2	1.96
5 (76.1-87.4)	0.121 (0.35)			0.08		4.48 (1.14)		0.21*** (5.37)					0.146 (1.58)	0.178 (1.48)	37.1	1.83
6 (76.1-87.4)	0.081 (0.24)								0.213*** (5.70)					0.168 (1.47)	39.9	1.82

Simbología: Véase Apéndice.

E. Resumen de los principales resultados econométricos

Del conjunto de ejercicios econométricos realizados en esta sección pueden extraerse las siguientes conclusiones:

1. Hay evidencia de que los ajustes nominales de salarios de los obreros industriales son sensibles a la situación del mercado laboral, medido por el porcentaje de la PET que representan los obreros del sector. En el caso de los empleados industriales, los salarios parecen depender del nivel global de ocupación. Sin embargo, la significancia de esta variable depende del mecanismo de formación de expectativas supuesto. No hay evidencia que sustente esta misma hipótesis en los casos del comercio o la construcción.
2. Tampoco hay sustento empírico que sustente la hipótesis de que los ajustes salariales estén influidos por variables distributivas o por los cambios en los niveles de productividad de los trabajadores. La única excepción puede ser el comercio, donde las variaciones de salarios son sensibles al ciclo de las ventas, posiblemente en virtud de las prácticas de remuneración utilizadas en este sector.
3. Hay evidencia de que los ajustes del salario mínimo legal ejercen una influencia propia significativa, aunque moderada, sobre el comportamiento de los salarios de los obreros de la industria y la construcción y sobre las remuneraciones de los empleados del comercio. En general esta influencia es más significativa cuando se supone que la indexación de salarios se basa en un sistema de promedios simples que cuando se suponen otros sistemas más complejos de indexación.
4. Es claro que las fluctuaciones de la inflación pasada influyen sobre los ajustes salariales nominales, excepto en el caso de los salarios de la construcción. Este mecanismo retrospectivo tiene un horizonte más largo en la industria que en el comercio. Sin

embargo, no es posible precisar exactamente a qué estructura de rezagos responden estas influencias. En efecto, en los casos de los obreros y los empleados de la industria, los promedios simples basados en un número limitado de rezagos arrojan resultados econométricos comparables a los obtenidos con la hipótesis de expectativas adaptativas (rezagos infinitos distribuidos geoméricamente), y un poco mejor a los derivados por el método de Almon. En el caso del comercio, se obtienen resultados ligeramente superiores cuando se utiliza la hipótesis de expectativas adaptativas.

5. En relación con el grado de indexación de los salarios, los resultados varían de un grupo laboral a otro. Las estimaciones efectuadas para el caso de los obreros de la industria indican que la indexación es imperfecta, de suerte que los salarios reales son sensibles a los cambios en los niveles de inflación esperada. Sin embargo, los puntos de quiebre de la inflación que determinan cuándo aumentan o caen los salarios reales resultan demasiado elevados. En el caso de los empleados de la industria la indexación es prácticamente perfecta con cualquiera de las estructuras de rezagos discutidas, siempre que se tenga en cuenta el proceso de ajuste parcial de los salarios a través del tiempo. En el caso de los empleados del comercio, aunque los ajustes de salarios son bastante rápidos, sólo se obtiene un grado de indexación próximo a la unidad cuando se suponen expectativas adaptativas. Finalmente, en el caso de la construcción, los ejercicios econométricos no permiten llegar a ninguna conclusión sobre los mecanismos de indexación.

IV. EJERCICIOS DE SIMULACION

Los mecanismos de formación de expectativas y las prácticas de indexación son por naturaleza fenómenos que se modifican al cambiar las circunstancias que les han dado origen. Por esta razón, las conclusiones derivadas de ejercicios econométricos como los

presentados en este trabajo no pueden extrapolarse a situaciones económicas sustancialmente diferentes. Los ejercicios de simulación que se presentan en esta última sección tienen por objeto ilustrar este punto.

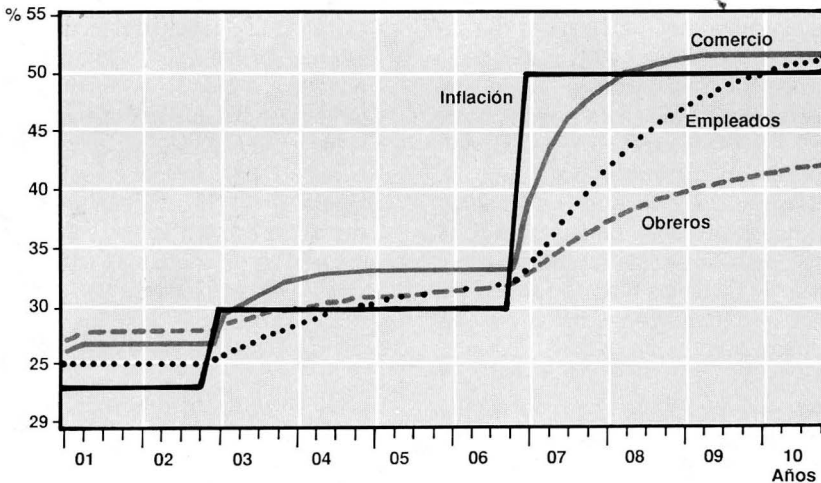
Para el efecto, se supondrá que la formación de expectativas tiene lugar a través de un proceso adaptativo y que los ajustes salariales ocurren de forma inmediata frente a los cambios de sus determinantes, excepto en el caso de los empleados de la industria, donde se supone que los salarios siguen un proceso de ajuste parcial a través del tiempo. Los parámetros que se utilizarán para efectuar las simulaciones son los correspondientes a la ecuación 10 del Cuadro 2 para el caso de los obreros industriales, la ecuación 7 del Cuadro 4 para los empleados de la industria y la ecuación 6 del Cuadro 6 para los empleados del comercio. Puesto que algunas de estas ecuaciones contienen además variables que captan la influencia de otros fenómenos dife-

rentes de la inflación, se supondrá que tales variables se mantienen en sus niveles promedio históricos.

Los ejercicios de simulación parten de suponer inicialmente que la economía tiene un nivel de inflación estable del 22.9%, que corresponde al promedio de los doce años del período de observación. A partir de este punto inicial se analiza el comportamiento de los salarios suponiendo primero que la inflación se eleva de una vez por todas a diferentes niveles (30 y 50%), y luego que aumenta de manera gradual hasta alcanzar los mismos niveles. Las simulaciones no exploran el efecto retroalimentador que los aumentos de salarios pueden tener sobre la inflación, ni las causas de los aumentos inflacionarios, ya que este tipo de ejercicios debe hacerse con la ayuda de modelos más generales.

Los ejercicios basados en el supuesto de aumentos súbitos en la inflación permiten

**GRAFICO 1
COMPORTAMIENTO SIMULADO DE LOS AJUSTES SALARIALES**



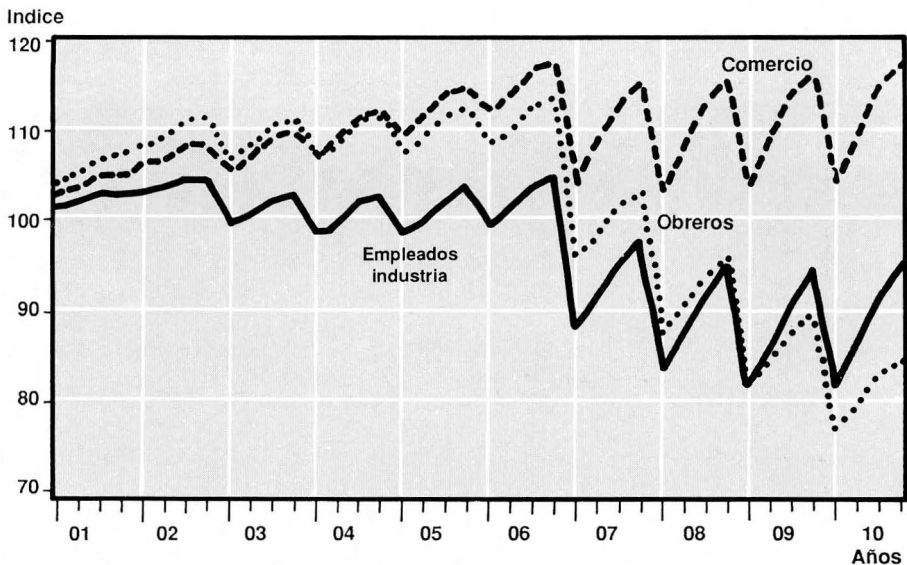
Nota: Se suponen aumentos súbitos de la inflación.

apreciar con claridad la velocidad de reacción de los ajustes salariales de los diferentes sectores. Como se observa en el Gráfico 1, cuando la inflación se eleva de 22.9% a 30%, los primeros en lograr ese mismo nivel de ajuste salarial son los empleados del comercio. Este grupo de trabajadores logra ajustes del mismo orden tan sólo dos trimestres después de ocurrido el aumento de la inflación. En cambio, los obreros de la industria tardan año y medio y los empleados industriales dos años en lograr el mismo resultado. En todos los casos, los ritmos de ajuste salarial siguen elevándose un poco por encima de los nuevos niveles de inflación entre uno y tres puntos, que son sostenibles en el largo plazo. Es importante observar que la rapidez con la que se adecúan los salarios a los nuevos ritmos de inflación depende no sólo del grupo de trabajadores sino también de la magnitud del shock inflacionario. En efecto, cuando la inflación se eleva del 30 al 50%, los rezagos con que se alcanza este nuevo nivel son de 7

trimestres en el caso de los empleados del comercio y de 3 años en el caso de los empleados de la industria. Por su parte, los salarios de los obreros industriales nunca llegan a ajustarse al nuevo ritmo de la inflación, debido a que en este grupo laboral la indexación es imperfecta y se ha superado el nivel de quiebre de los salarios reales (que, según vimos, era 32,9% en la ecuación en que se basa esta simulación).

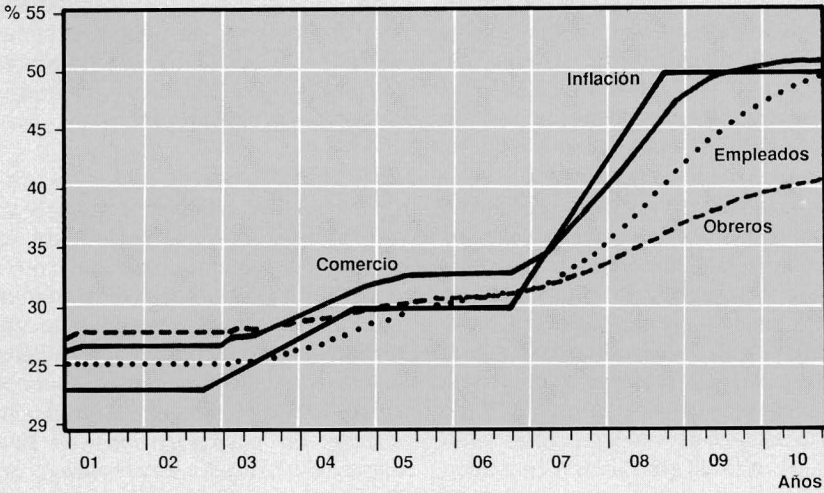
En el Gráfico 1, cuando la inflación se eleva de 22.9% a 30%, los primeros en lograr ese mismo nivel de ajuste salarial son los empleados del comercio. Este grupo de trabajadores logra ajustes del mismo orden tan sólo dos trimestres después de ocurrido el aumento de la inflación. En cambio, los obreros de la industria tardan año y medio y los empleados industriales dos años en lograr el mismo resultado. En todos los casos, los ritmos de ajuste salarial siguen elevándose un poco por encima de los nuevos niveles de inflación,

GRAFICO 2
COMPORTAMIENTO SIMULADO DE LOS SALARIOS REALES



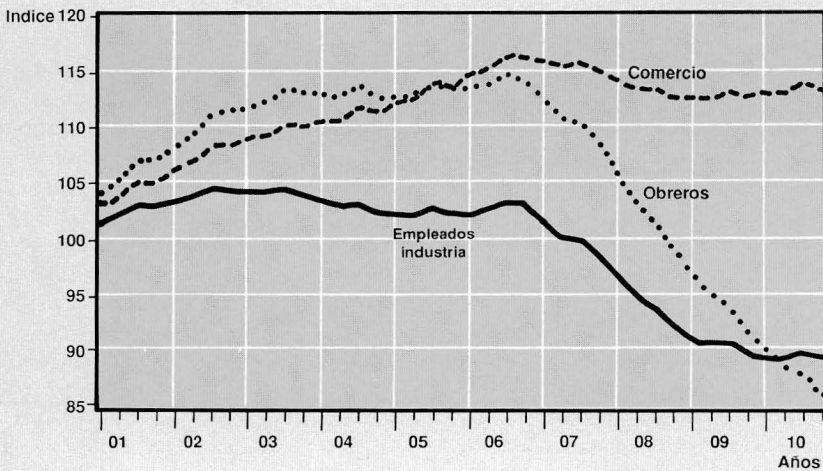
Nota: Se suponen aumentos súbitos de la inflación.

GRAFICO 3
COMPORTAMIENTO SIMULADO DE LOS AJUSTES SALARIALES



Nota: Se suponen aumentos graduales de la inflación.

GRAFICO 4
COMPORTAMIENTO SIMULADO DE LOS SALARIOS REALES



Nota: Se suponen aumentos graduales de la inflación.

hasta estabilizarse en tasas que superan a la inflación entre uno y tres puntos, que son sostenibles en el largo plazo. Es importante observar que la rapidez con la que se adecúan los salarios a los nuevos ritmos de inflación depende no sólo del grupo de trabajadores sino también de la magnitud del shock inflacionario. En efecto, cuando la inflación se eleva del 30 al 50%, los rezagos con que se alcanza este nuevo nivel son de 7 trimestres en el caso de los empleados del comercio y de 3 años en el caso de los empleados de la industria. Por su parte, los salarios de los obreros industriales nunca llegan a ajustarse al nuevo ritmo de la inflación, debido a que en este grupo laboral la indexación es imperfecta y se ha superado el nivel de quiebre de los salarios reales (que, según vimos, era 32,9% en la ecuación en que se basa esta simulación).

En el Gráfico 2 aparece el comportamiento simulado de los salarios reales que se deriva de estos mismos ejercicios. El rasgo más notorio de esta simulación es la inestabilidad que se origina en los salarios reales dentro de cada año cuando la inflación ha aumentado súbitamente de un trimestre para otro. Este resultado se debe a que las funciones de comportamiento de los salarios han sido definidas para variaciones en año completo, no para variaciones de un trimestre a otro. Este supuesto obedece a que los ajustes salariales en la economía colombiana son por lo regular anuales. La simulación muestra justamente que con esta periodicidad de los ajustes, un aumento de la inflación incrementaría las variaciones de los salarios reales a lo largo del año (aunque el patrón preciso para cada trabajador dependería del momento del año en que se ajusten sus salarios). Por supuesto, este efecto es más pronunciado cuanto mayor sea el brinco que registre la inflación. Además, es interesante observar que este factor no tiende a moderarse a través del tiempo. Por esta razón, la recuperación del salario real *medio* anual es mucho más lenta de lo que sugieren las tasas de ajuste salarial. Por ejemplo, cuando la inflación pasa de 22,9 a 30%, los obreros industriales tardan 11 trimestres en recuperar sus niveles reales

medios de ingreso, en tanto que los empleados de la industria no logran restablecer totalmente su salario medio real dentro del plazo de tres años en los cuales se mantiene la inflación en este nuevo nivel. Después del siguiente shock inflacionario los salarios reales medios de los obreros y los empleados industriales se mantienen sustancialmente deprimidos durante los tres años siguientes. En el caso de los empleados del comercio que cuentan con mecanismos de ajuste salarial mucho más flexibles, las pérdidas se recuperan en sólo dos trimestres cuando la inflación alcanza el nivel de 30%. Sin embargo, cuando el aumento es del 30% al 50%, el período de tres años es insuficiente para lograr una completa recuperación de sus salarios reales medios. Todo lo anterior sugiere que un cambio de importancia en los ritmos de inflación podría modificar los mecanismos de ajuste salarial, especialmente entre los sectores industriales, ya que es improbable que los trabajadores de este sector acepten una pérdida tan prolongada de sus salarios reales (sin que hayan ocurrido cambios en los niveles relativos de ocupación). Dada la gran variabilidad que adquieren los salarios reales a lo largo del año, es posible así que un aumento súbito de los ritmos inflacionarios obligue a aumentar la frecuencia de los ajustes salariales.

Los Gráficos 3 y 4 muestran los resultados correspondientes al supuesto de aumento gradual de la inflación. Se supone que la inflación alcanza los mismos niveles que en el ejercicio anterior, pero mediante un proceso de aumento gradual que ocurre durante dos años en ambos casos. En este caso, cuando la inflación se eleva a 30%, los ajustes salariales de los obreros de la industria y de los empleados del comercio se mantienen todo el tiempo a niveles por lo menos comparables a la inflación. Únicamente en el caso de los empleados industriales, la inflación supera de forma persistente los ajustes salariales durante un período importante (11 trimestres). Por supuesto, estos resultados tampoco son independientes del tamaño del shock. En efecto, cuando la inflación pasa de 30 a 50%, los ajustes salariales de los empleados del comercio son inferiores a la inflación durante

9 trimestres (o sea, dos trimestres más que cuando el mismo aumento se producía de un solo golpe).

Cuando la inflación aumenta de manera gradual no se originan las oscilaciones de los salarios reales que se apreciaban en el caso de aumentos súbitos. Como además son menores las diferencias entre las tasas de ajuste salarial y la inflación, se moderan sustancialmente las pérdidas en los salarios reales medios. Esto implica que los mecanismos actuales de indexación pueden ser más duraderos que bajo el supuesto alternativo de aumentos súbitos de la inflación. No obstante, de todas maneras se producen pérdidas importantes en los salarios reales de los obreros y empleados de la industria, lo cual puede

conducir a que se reduzcan los horizontes retrospectivos que determinan los ajustes salariales.

Estos ejercicios de simulación muestran en definitiva que los mecanismos de formación de expectativas y de fijación de salarios que han sido característicos de la economía colombiana deben sufrir modificaciones de importancia si ocurren aumentos súbitos o demasiado pronunciados en los ritmos de inflación. En estas circunstancias tenderían necesariamente a acortarse los horizontes retrospectivos de indexación. En el caso de los obreros industriales aumentaría además el coeficiente de indexación y, en todos los casos, podrían hacerse más frecuentes los ajustes.

APENDICE

Simbología y Fuentes Estadísticas

Las principales variables utilizadas provienen de Muestras Mensuales del DANE (MMDANE) y Encuestas de Hogares del DANE (EHDANE), excepto donde se indica otra cosa.		tativas (Véanse notas de pie 10 y 11)
ASEIN	Atraso salarial de los empleados de la industria (inverso de la participación de la nómina de empleados en el valor bruto de producción, en logaritmos, a partir de MMDANE)	PDL1
D.W.	Estadístico Durbin-Watson de autocorrelación de residuos	PDL2
DRIPC	Primera diferencia de la variable RIPC	RIPC
DRSMIN	Primera diferencia de las variaciones porcentuales anuales del salario mínimo	RIPCQ
DSRECOC	Primera diferencia de variable SRECOC	RIPC24
DZCONST	Primera diferencia de la variable ZCONST	RSMIN
ESMIN	Errores de la regresión de las variaciones independientes de la ecuación correspondiente	SRECOC
h	Coefficiente de expectativas adaptativas	SREO
		TE

TEOI	Tasa de empleo de los obreros de la industria (en relación con la PEA, a partir de MMDANE y EHDANE)	expectativas adaptativas (Véase nota de pie 11)
TO	Tasa de ocupación global (en relación con la PET, EHDANE)	ZCONST Desviación de las licencias de construcción totales (cuatro ciudades) de su tendencia logarítmica de crecimiento (a partir de MMDANE)
TOC	Tasa de ocupación de los empleados del comercio (en relación con la PET, a partir de MMDANE y EHDANE)	ZIND Desviación del valor agregado industrial de su tendencia logarítmica de crecimiento (a partir de MMDANE)
TOOI	Tasa de ocupación de los obreros de la industria (en relación con la PET, a partir de MMDANE y EHDANE)	ZVenco Desviación de las ventas del comercio minorista de su tendencia logarítmica de crecimiento (a partir de MMDANE reponderada)
VWOIN	Participación de los salarios obreros en el valor del producto industrial (a partir de MMDANE)	*
X ₁	Tasa de inflación esperada al comienzo del período de muestreo (Véase nota de pie 11)	**
X ₂	Tasa de inflación esperada por	***

REFERENCIAS

- CRANE, C. y LORA, E. (1988). "Empleo en el comercio", capítulo 6. En E. LORA, E. y OCAMPO, J. A. (eds.), *El sector comercio en Colombia: Estructura y comportamiento*, FEDESARROLLO-FENALCO. Bogotá.
- CRANE, C. y LORA, E. (1988a). "Determinantes de las ventas del comercio", capítulo 4. En LORA, E. y Ocampo, J. A. (eds.), *El sector comercio en Colombia: Estructura y comportamiento*, FEDESARROLLO-FENALCO. Bogotá.
- FEDESARROLLO (1984). "Análisis Coyuntural", *Coyuntura Económica*, Vol. XIV, No. 4; diciembre 1984.
- GRANGER, C. W. J. y NEWBOLD, P. (1974). "Spurious regressions in econometrics", *Journal of Econometrics*, 2.
- LONDOÑO, J. L. (1985). "Industria 1976-1984: Empleo, precios y salarios". En OCAMPO, J. A., BERNAL, J., LONDOÑO, J. L. y VILLAR, L., *Costos laborales y empleo en la industria manufacturera colombiana*, FEDESARROLLO, Informe de Investigación presentado al Banco Mundial, Bogotá, Capítulo III.
- LORA, E. y OCAMPO, J. A. (1988). "Estructura económica, políticas de ajuste y distribución del ingreso: La experiencia de los ochentas". En LORA, E. (ed.), *Lecturas de macroeconomía colombiana*, Tercer Mundo Editores-FEDESARROLLO.
- MISION DE EMPLEO (1986). "El problema laboral colombiano: Diagnóstico, perspectivas y políticas", *Economía Colombiana*, Documento No.10, agosto-septiembre.
- REYES, A. (1983). "Formación de precios, rigidez de salarios y desempleo en Colombia". *Mimeo*, CCRP. Bogotá, julio.
- REYES, A. (1985). "Políticas económicas, niveles de actividad y empleo: Un modelo estructural para Colombia", *Coyuntura Económica*, abril.
- REYES, A. (1987). "Ingresos laborales y empleo". En OCAMPO, J. A. y RAMÍREZ, M. (eds.), *El problema laboral colombiano*, informes especiales de la Contraloría General de la República-D.N.P.-SENA, Bogotá, capítulo 8.
- SARMIENTO, E. (1984). *Funcionamiento y control de una economía en desequilibrio*, Contraloría General de la República-Cerec, Bogotá.