
Determinantes del Salario Pagado en Actividades Cafeteras: Un Enfoque Dinámico

Hernando Sánchez Ruiz *

INTRODUCCION

Este papel presenta una síntesis de la investigación referente a los posibles determinantes del salario pagado en actividades cafeteras ⁽¹⁾. El propósito principal de este escrito es la discusión de un modelo dinámico.

En la primera parte se hace un recuento de algunos trabajos previos y concluye con el conjunto de hipótesis que a juicio del autor explicarían la formación del salario en cuestión.

En la segunda parte se especifica, se estima y se evalúa el modelo propuesto. Finalmente, las conclusiones relevantes se hacen explícitas en la tercera sección.

Las conclusiones que reporta el trabajo consisten en apoyar la hipótesis de un mercado laboral en zona cafetera que en conjunto se comporta flexiblemente y que por lo tanto se aleja de la presunción teórica de un mercado caracterizado por <<Mano de obra redundante>>, cuyo

(*) **Economista investigador.** Docente de Econometría UMNG. Texto especial para ésta revista. Autorización FEDERACAFE

(1) **La investigación en mención** forma parte integral del trabajo de tesis del autor como requisito para el Magister de Economía de la Universidad Nacional de Colombia. Se agradece en forma especial a los directores del proyecto doctores Manuel Ramírez G. y Alcides Gómez y el apoyo y comentarios de la División de Investigaciones Económicas de la Federación.

salario suele ser rígido, variando con lentitud alrededor de un nivel real y explicado en forma preponderante por razones institucionales. Contrariamente, la variación del salario pagado en actividades cafeteras responden en forma dinámica y en el corto plazo, de un lado, a la propia situación económica del cultivo y de otro, a las conexiones con actividades económicas aledañas y urbanas, como es el caso en particular del empleo en el sector de la construcción. Ello ratifica nuevamente que la actividad laboral en la zona cafetera muestra relaciones con el resto de la economía: La caficultura no es un <<enclave>>; esto es, el precio del más importante de los costos generados en la obtención del café influye y es influido por el conjunto de labores realizadas por los colombianos en cualquier otra actividad.

I- EL MARCO TEORICO

I- 1 LA DISCUSIÓN CONCEPTUAL

La literatura referente al mercado laboral que enfrenta la actividad en café aporta, en general, esfuerzos para explicar aspectos de la oferta y la demanda laboral, cuya característica común es un enfoque unilateral; se abarca cada aspecto por separado⁽²⁾. Si se exceptúan dos trabajos, los cuales serán objeto de comentario, la investigación que indaga respecto al salario como el precio que resulta de la confrontación entre los aspectos simultáneos de la oferta y la demanda, es prácticamente inexistente.

Es así como, [Errázuriz, op. cit.], hace las primeras consideraciones respecto a los determinantes de tal precio. Se transcribe el comentario que en su momento se hizo respecto a su trabajo [Junguito, Pizano, 1991: capítulo VI,

páginas 171 a 174]: "...La autora efectúa dos tipos de análisis estadísticos: uno de corte transversal... para los años de 1977 y 1985, y el otro, un examen histórico 1977/1988. Según ella, la teoría pertinente es aquella que se explicará así: "... es lógico pensar que los aumentos del precio interno real se transfieren a nivel del pago salarial a través del costo de los alimentos y que el margen de aumento o disminución del salario cafetero podría estar determinado en buena medida por las fluctuaciones en el costo de los alimentos. Más adelante, atenúa un poco esta afirmación y dice:.. En efecto, es probable que en las épocas de bajos precios reales del grano, como es el caso de 1985, el valor del jornal esté fuertemente determinado por el costo de los alimentos, acercándolo a un nivel de subsistencia. Mientras que se puede esperar que en los periodos de precios reales más altos, como en 1975, donde la productividad nominal es mayor, el valor del jornal esté determinado por variables diferentes al costo de alimentación...". En síntesis, el costo de alimentación es el elemento destacable en la explicación del salario (elemento de oferta, puesto que concierne al poder adquisitivo de los empleados), en la obra de esta autora, siendo menos importantes algunos factores de demanda como el precio interno de sustentación del pergamino o la productividad. Asimismo, para épocas de cosecha (1985), concluye lo siguiente:

- A. Nuevamente "El costo de la alimentación... y la variable...; que capta las diferencias de precios entre los periodos de cosecha son las variables más fuertes e inciden positivamente sobre el valor del jornal".
- B. "...A mayor población masculina mayor salario y a mayor población femenina menor salario...".

(2) Una mención de estos trabajos se hace en el trabajo de Fedesarrollo [Errázuriz, 1989].

- C. "...A mayor producción en el municipio mayor jornal y a menor tecnificación menor jornal...".

Para los períodos fuera de cosecha, concluye: "...Sólo son significantes las variables de la oferta...". Es decir, el costo de los alimentos y otras variables (Población en Edad de Trabajar y porcentaje de analfabetas, vías de comunicación, etc.)."

Esta concepción participa del enfoque conocido como <<economías con trabajo excedente>>, o <<trabajo sobrante, redundante>>. En efecto, desde la tradición que comienza con David Ricardo que luego se hace popular a los principios de la década del cincuenta con los trabajos de Lewis y es refinada por autores como Fei y Ranis a mediados del sesenta, tal teoría podría exponerse de la siguiente forma [Palgrave, 1988]: Ricardo expresa tres elementos básicos de análisis. Supone que el factor tierra está fijo, que existen presiones debido a la población según las conclusiones de Malthus y que el salario real está determinado institucionalmente. En otras palabras, existen un exceso de mano de obra relativo al resto de factores, de tal manera que el salario responde a criterios distintos a la existencia de una oferta y demanda. En tal concepción implícitamente se presume que las relaciones intersectoriales son nulas y de la inexistencia de un entorno de cambio tecnológico en el sector agrícola.

Más tarde, en los años posteriores a la terminación de la segunda guerra mundial, el desarrollo de este paradigma llevó a que se reconociera el impacto de los cambios tecnológicos, pero se observó cómo su difusión ocurría en forma asimétrica; había una heterogeneidad entre sectores basada en la forma diferente en que se organizaban los grupos humanos, por ello el calificativo de

economías <<duales>> y el término de <<segmentación>> (que en forma escueta puede expresarse como el problema de explicar por qué se observa que existen salarios diferentes para trabajos iguales), que utilizaron sus autores para diagnosticar las economías en desarrollo. El exceso de mano de obra, <<redundante>>, en alguna parte de la economía de un país es una constante para calificar la dualidad. Un sector de la producción, o varios, está caracterizado por la ausencia de despeje en el mercado laboral. Es una condición del trabajo en gran parte de las zonas agrícolas y en otras actividades no agrícolas como los servicios. En tales lugares, de hecho la movilidad laboral no opera, el resultado de la optimización en un modelo neoclásico (el valor del producto marginal igual al salario) no se obtiene. Ello ocurre porque dado el exceso de mano de obra (la condición inicial de la dotación, del flujo existente) con una escasa cooperación de factores como la tierra, podría significar que de emplearse toda la oferta laboral disponible la remuneración a pagar supondría la imposibilidad de reproducción de este factor: sería un salario por debajo del nivel de subsistencia.

Por lo tanto, la coexistencia de uno o más sectores que se comportan de acuerdo a los postulados neoclásicos (comerciales) y otros no neoclásicos (no comerciales) impregna la concepción en mención.

El sector no comercial manifiesta un estancamiento de la tecnología; la tierra es cultivada en forma intensiva de tal manera que existen rendimientos a escala decrecientes, y si aún persisten los rendimientos marginales de la producción ellos son extremadamente bajos cada vez que se adiciona fuerza laboral. Sin embargo, el hecho crucial radica no en que exista un conjunto grande de trabajadores con una productividad marginal negativa o cero

sino en la existencia de un grupo de trabajadores cuya remuneración (fijada institucionalmente) está por encima del valor del producto marginal. Si la contribución del trabajador es negativa, se configura un trabajo redundante, porque entonces sería posible retirar a tal agente y la producción no sufriría merma alguna, por ello la atención que este enfoque da al tema del subempleo, del empleo disfrazado, etc.

El salario fijado institucionalmente, responde a las actitudes sociales y a la naturaleza de la participación en la fase inicial del desarrollo pero tal pago no es estrictamente un salario. Resulta ser un ingreso o consumo estándar, el cual establece un precio de reserva (un piso, un valor mínimo para que sea posible una oferta de mano de obra) inmune a las reglas usuales de fijación de precios. Entonces, donde persiste una fuerza de trabajo agrícola relativamente abundante y aún su crecimiento continúa siendo positivo, el salario real se elevará gradualmente y en forma rezagada respecto a los incrementos de la productividad.

Para dar por finalizada la presentación de este enfoque conviene mencionar que el sector comercial, con un comportamiento típico acorde con la escuela neoclásica, tiene un vínculo no desdeñable con el no-comercial: la oferta de trabajo en el primer sector está determinada en forma fundamental por las condiciones que ostenta el segundo y la principal consecuencia de esta relación es constatar que el salario de los no especializados o menos diestros que se paga en el sector comercial tiende, aunque no supone la igualdad, al salario real remunerado en el sector no-comercial.

Pero no es este el único nexo entre sectores duales también existen relaciones bien definidas en el mercado de bienes y en el financiero.

Ahora bien, el otro trabajo que se refiere al salario [Corchuelo, 1989] y que llama nuestra atención fue también reseñado en la edición de Junguito y Pizano (Capítulo VI, páginas 174 a 176), de la manera siguiente: "...Para Corchuelo, las determinantes se acercan a una concepción general, que implica una especificación tipo Philips. Esta última explica, no el nivel absoluto del salario nominal, sino su variación, y la hace depender de medidas también de variación y exceso/defecto, cuyo fundamento son la oferta y la demanda laboral. Tal especificación tiene la ventaja de no depender directamente de las curvas de oferta y demanda sino de expresiones derivadas, de tal manera que movimientos entre curvas y de las mismas curvas no interfieren en el análisis. Además, incluyen la variable "costo de alimentación" o "inflación", que Errázuriz pondera en forma particular... Corchuelo examina los cambios en el jornal nominal cafetero.. y los relaciona con los cambios en el precio interno del café y los cambios en la productividad del trabajo. En el periodo 1971-1987 y 1977-1987.

Las conclusiones principales son: las tres variables explican el incremento salarial, sin embargo, "...la elasticidad frente a los cambios del precio interno es muy reducida, y son la tasa de desempleo y la productividad las variables que más influyen sobre el salario cafetero".

Asimismo, el autor en mención no encuentra que las variaciones en el salario estén relacionadas con el comportamiento de los precios al consumidor, ensayando incluso retardos (explicación del incremento salarial con los precios al consumidor no actuales sino con los niveles de años anteriores). El jornal pierde o gana poder de compra, no en función directa de los incrementos en el precio del pergamino sino básicamente según se lo permitan las condiciones del mercado (tasa de desempleo, productividad), de tal manera que si éstas

últimas son favorables el salario real aumenta. La conclusión anterior explica en forma más amplia las relaciones "salario nominal vs. salario real", que la formulación de Errázuriz.

Como conclusión final, Corchuelo encuentra que las variaciones en el salario responden a la tasa de desempleo agropecuario y no a la calculada para el sector cafetero. Ello, insinúa que existen nexos más estrechos entre las actividades agropecuarias y el cultivo del café en el mercado laboral."

Este autor, entonces, presenta fuertes discrepancias con las conclusiones de Errázuriz, pero el punto esencial de la discusión es ver como estos resultados son consecuencia directa de una explicación distinta de la naturaleza de los determinantes del salario. Corchuelo ostenta una posición cercana a la concepción de cómo en el agregado el sector cafetero tiene ya configurado un mercado laboral digno de su nombre, con importantes conexiones con el resto de la economía y con determinantes del salario propios de un mercado que no refleja de ninguna forma una oferta de trabajo abundante y redundante.

I - 2 PRUEBAS PRELIMINARES

Así planteada la cuestión, se hizo una primera indagación de la información relevante que desembocó en el modelo cuya presentación es objeto de este escrito. En forma concisa estos fueron los resultados preliminares.

Desde una perspectiva general, la investigación referente a la distribución del ingreso rural [Aguilar y Perfetti, 1987], mediante una recopilación de entrevistas a hogares seleccionados por estratos socioeconómicos y por tipos de tecnología agrícola en 1982, llega a las siguientes conclusiones relevantes a la actual

investigación que nos ocupa:

1. "La información analizada reveló que una tercera parte de los hogares percibe ingresos exclusivamente salariales y que tres cuartas partes de los ingresos del sector rural son rentas asalariadas (asociadas o no con otras fuentes de ingreso);
2. "Con base en la estimación de los ingresos de los hogares, se calculó un coeficiente de Gini de 0.49, el cual es indicativo de una gran desigualdad en el campo. Comparado con los estudios anteriores realizados en Colombia, este coeficiente sugiere que la distribución ha empeorado recientemente, revirtiéndose así el proceso de mejoramiento que aparentemente se había dado desde la década del cincuenta";
3. "Al descomponer el coeficiente de Gini por la concentración y la participación de las fuentes de ingresos se encontró que el ingreso asalariado marca el patrón de concentración de los ingresos totales. Los ingresos agrícolas y pecuarios muestran altos índices de concentración, pero su participación conjunta sólo alcanza un poco más del 24%, en comparación con el 75% del ingreso asalariado".

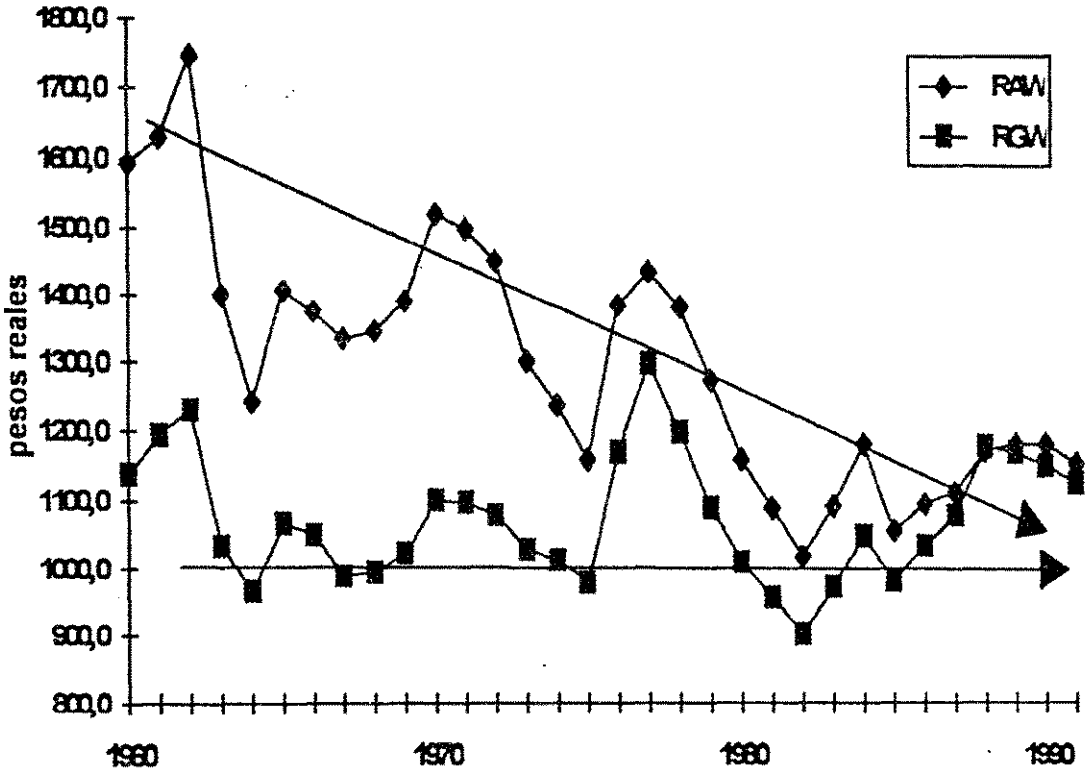
Queda claro entonces cómo el salario constituye el ingreso más importante en el sector rural. Ligando este hecho con el empeoramiento de la distribución de ingresos, la idea expuesta en trabajos anteriores [Ahmed, 1981] y una discusión previa [Sánchez, 1992], se concluyó que era razonable efectuar algunas ensayos exploratorios en relación con la importancia de variables tales como el precio del perga-

cia de variables tales como el precio del pergamino, la productividad, algún indicador de precios relativos, la incorporación de una tendencia determinística y pruebas para decidir si utilizar el nivel del jornal nominal o real como variable dependiente. Como será demostrado los resultados permiten decir que tales

ta del salario a incrementos en los precios.

Un primer obstáculo estribó en los resultados que se obtienen con el uso de diferentes deflatores. En el gráfico adjunto, aparecen dos calculos del salario real en café: el salario nominal deflactado con el índice de precios al consumidor (RGW) y deflactado por el índice

SALARIOS EN CAFE REALES



formulaciones son inadecuadas o insuficientes, por diversas razones pero especialmente ligadas a la especificación.

En efecto, el propósito inicial fue estimar la respuesta de los salarios a los precios y a la productividad. En primer lugar, se averiguó en qué grado son los salarios nominales rígidos, en otras palabras cuál es la respuesta inmedia-

de precios al consumidor subgrupo alimentos (RAW). Como se observa, el RGW tiende a ser un salario rígido, estacionario. El RAW, en contraste, es un salario con una clara tendencia descendente, no estacionario.

Por razones teóricas se preferiría el salario que es corregido por el costo de los alimentos; en tal caso, el RAW como se observa en la serie

mercado laboral flexible.

En efecto, el propósito es explicar un proceso de negociación de corto plazo, en el cual la información inmediata y cierta es el costo de los alimentos (un gasto repetitivo, diario y esencial), con mayor relevancia si el empleo tiende a ser temporal.

En contraste el RGW, se acercaría al enfo-

determinística, una vez se hace una estimación por mínimos cuadrados con el tiempo como regresor.

Aquí la variable tiempo es significativa. Como el estadístico Durbin-Watson es mayor que el R cuadrado, hay indicios de correlación espúrea. Más adelante retomaremos este problema, con la prueba de una serie que es integrada de grado uno, $I^{(1)}$.

LS // Dependent Variable is RAW				
Date: 12-15-1993 / Time: 15:33				
SMPL range: 1960 - 1991				
Number of observations: 32				
VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	1547.0333	41.081565	37.657603	0.0000
T	-15.052655	2.1727460	-6.9279403	0.0000
R-squared	0.615367	Mean of dependent var	1298.664	
Adjusted R-squared	0.602546	S.D. of dependent var	180.0062	
S.E. of regression	113.4831	Sum of squared resid	386352.3	
Log likelihood	-195.7863	F-statistic	47.99636	
Durbin-Watson stat	0.943132	Prob(F-statistic)	0.000000	

que de un salario rígido y que se incrementa al tenor de los precios del consumo en general.

En detalle las afirmaciones anteriores se corroboran con las siguientes pruebas. Como se observa, el RAW tiene una tendencia lineal

En cambio, si se procede de igual manera con RGW como la variable a explicar, la tendencia determinística es nula.

Las pruebas de raíz unitaria, refrendan de una vez por todas la naturaleza de las dos series

LS // Dependent Variable is RGW				
Date: 12-15-1993 / Time: 15:36				
SMPL range: 1960 - 1991				
Number of observations: 32				
VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	1074.0399	33.807444	31.769333	0.0000
T	-0.0925993	1.7880280	-0.0517885	0.9590
R-squared	8.94E-05	Mean of dependent var	1072.512	
Adjusted R-squared	-0.033241	S.D. of dependent var	91.87465	
S.E. of regression	93.38917	Sum of squared resid	261646.1	
Log likelihood	-189.5502	F-statistic	0.002682	
Durbin-Watson stat	0.728024	Prob(F-statistic)	0.959041	

observadas. Para la variable RAW, ensayan- do varios rezagos y especificaciones diferen- tes, todas las pruebas mostraron, como era de

esperarse que la variable es no estacionaria. Adjuntamos, los dos ensayos de pruebas más significativos.

Augmented Dickey-Fuller: UROOT(T,2) RAW	
Dickey-Fuller t-statistic	-3.8952
MacKinnon critical values: 1%	-4.3082
5%	-3.5731
10%	-3.2203

El estadístico de Dickey-Fuller es menor, en terminos absolutos, al valor crítico al 99%. Pero como se observa en los resultados de la

regresión que acompaña a la prueba, el segun- do rezago es no significativo. Por lo tanto, se corrió la prueba final, omitiendo tal rezago.

```
LS // Dependent Variable is D(RAW)
Date: 12-15-1993 / Time: 15:52
SMPL range: 1963 - 1991
Number of observations: 29
Augmented Dickey-Fuller: UROOT(T,2) RAW
```

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
D(RAW(-1))	0.4058234	0.1749225	2.3200183	0.0292
D(RAW(-2))	0.0877367	0.1810010	0.4847303	0.6323
RAW(-1)	-0.8135601	0.2088598	-3.8952460	0.0007
C	1209.1695	332.57828	3.6357439	0.0013
TREND	-9.9428468	3.8191407	-2.6034251	0.0156

```
R-squared 0.487901 Mean of dependent var -20.42374
Adjusted R-squared 0.402551 S.D. of dependent var 110.7727
S.E. of regression 85.62160 Sum of squared resid 175945.4
Log likelihood -167.4534 F-statistic 5.716474
Durbin-Watson stat 1.504895 Prob(F-statistic) 0.002230
```

Los resultados definitivos fueron los siguientes:

Augmented Dickey-Fuller: UROOT(T,1) RAW	
Dickey-Fuller t-statistic	-3.8340
MacKinnon critical values: 1%	-4.2949
5%	-3.5670
10%	-3.2169

```
LS // Dependent Variable is D(RAW)
Date: 12-15-1993 / Time: 15:53
SMPL range: 1962 - 1991
Number of observations: 30
Augmented Dickey-Fuller: UROOT(T,1) RAW
```


VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
D(RAW(-1))	0.3858709	0.1806450	2.1360734	0.0423
RAW(-1)	-0.6806028	0.1775169	-3.8340169	0.0007
C	1034.6794	282.77073	3.6590752	0.0011
TREND	-9.4123896	3.4393935	-2.7366422	0.0110
R-squared	0.369769	Mean of dependent var		-15.83650
Adjusted R-squared	0.297050	S.D. of dependent var		111.7083
S.E. of regression	93.65865	Sum of squared resid		228070.5
Log likelihood	-176.6113	F-statistic		5.084902
Durbin-Watson stat	2.033995	Prob(F-statistic)		0.006661

Para la variable RGW se procedió, de igual manera a establecer la prueba de la hipótesis de raíz unitaria, y los resultados demostraron su carácter de serie estacionaria.

Augmented Dickey-Fuller: UROOT(C,1) RGW

Dickey-Fuller t-statistic	-4.0558
MacKinnon critical values: 1%	-3.6661
5%	-2.9627
10%	-2.6200

LS // Dependent Variable is D(RGW)
 Date: 12-15-1993 / Time: 15:56
 SMPL range: 1962 - 1991
 Number of observations: 30
 Augmented Dickey-Fuller: UROOT(C,1) RGW

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
D(RGW(-1))	0.4838576	0.1642514	2.9458356	0.0066
RGW(-1)	-0.5753969	0.1418695	-4.0558177	0.0004
C	612.34256	152.02934	4.0277919	0.0004
R-squared	0.402080	Mean of dependent var		-2.328687
Adjusted R-squared	0.357790	S.D. of dependent var		80.32911
S.E. of regression	64.37415	Sum of squared resid		111888.9
Log likelihood	-165.9291	F-statistic		9.078276
Durbin-Watson stat	1.986855	Prob(F-statistic)		0.000965

Teniendo de presente tales resultados, se procedió a estimar la respuesta del salario real, a variables como la productividad (PVQ), el precio real del pergamino (deflactado con el IPC alimentos: PPERRA; o deflactado con el IPC en general PPERRG).

Conviene antes, mencionar que la productividad se midió como el cociente entre el

volumen de la cosecha y las hectáreas cultivadas. Es cierto que el indicador debería ser la productividad media del trabajo, pero fue imposible obtener un dato no circular de esta productividad. Generalmente, el empleo se estima partiendo de unos coeficientes de mano de obra por hectárea y por volumen cosechado de tal manera que el cálculo de la productividad resulte ser evidentemente circular. Se carece de un

indicador directo de empleo para una serie histórica.

La regresión inicial postula que el nivel del salario real pagado en actividades cafeteras depende de la productividad, el precio real del pergamino y de un componente lineal de la tendencia. Los salarios reales deben mejorar si PPERRA crece, entendido este último como un

precio relativo que muestra los términos de intercambio entre el precio fundamental recibido por los caficultores y el resto de precios de la economía.

Asimismo, los salarios reales deben responder a mejoras en la productividad.

Los resultados son los siguientes:

LS // Dependent Variable is RAW				
Date: 12-15-1993 / Time: 16:14				
SMPL range: 1960 - 1991				
Number of observations: 32				
VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	1128.1272	234.37018	4.8134418	0.0000
PVQ	0.0201245	0.2547467	0.0789982	0.9376
PPERRA	0.0063467	0.0019336	3.2823824	0.0028
T	-13.160295	2.5651654	-5.1303885	0.0000
R-squared	0.745469	Mean of dependent var	1298.664	
Adjusted R-squared	0.718197	S.D. of dependent var	180.0062	
S.E. of regression	95.55646	Sum of squared resid	255669.0	
Log likelihood	-189.1805	F-statistic	27.33534	
Durbin-Watson stat	1.073474	Prob(F-statistic)	0.000000	

Todos los regresores son significativos a excepción de la productividad, propiamente del rendimiento medio. Pero, existe un problema de correlación serial, que podría responder a la resistencia al cambio en el tiempo que los salarios nominales y reales suelen mostrar. En *tal caso, podría haber una correlación espúrea, insinuando un error de especificación en la determinación de la dinámica de los salarios.*

Con el propósito únicamente descriptivo se efectuó una corrección de la anomalía en mención, mediante el procedimiento de Cochrane-Orcutt.

Una vez corregida la autocorrelación de primer grado se verifica que la única variable no significativa es la productividad y que aumentos en el precio real del pergamino ocasionan

aumentos en el salario real, mientras que se observa una delineación de tal salario a través del periodo.

De otro lado, esta especificación impone la restricción de homogeneidad de grado cero en los precios nominales: se asume que las variables reales no son afectadas por los niveles de precios nominales y entonces únicamente precios relativos aparecen en la ecuación de regresión. Tal suposición es válida en un análisis de equilibrio estático, *pero nuevamente no es pertinente en un proceso dinámico de corto plazo de ajuste del mercado hacia el equilibrio.*

También pueden ocurrir relaciones espúreas cuando la homogeneidad es impuesta en forma incorrecta. Y finalmente, la ausen-

```

LS // Dependent Variable is RAW
Date: 12-15-1993 / Time: 16:18
SMPL range: 1961 - 1991
Number of observations: 31
Convergence achieved after 3 iterations
    
```

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	1109.5326	221.72949	5.0039920	0.0000
PVQ	0.0661268	0.2436358	0.2714166	0.7882
PPERRA	0.0059358	0.0019497	3.0445117	0.0053
T	-12.558890	3.9134727	-3.2091420	0.0035
AR(1)	0.4692053	0.1803878	2.6010924	0.0151

R-squared	0.780245	Mean of dependent var	1289.153
Adjusted R-squared	0.746436	S.D. of dependent var	174.6155
S.E. of regression	87.92780	Sum of squared resid	201013.8
Log likelihood	-180.0328	F-statistic	23.07839
Durbin-Watson stat	1.578428	Prob(F-statistic)	0.000000

cia de precios nominales relevantes en la regresión crean un sesgo, al incurrir en omisión de variables, en los otros coeficientes de interés.

La forma para probar si la restricción de homogeneidad es correcta es correr una regresión, con los logaritmos de las variables, e

incorporar un término adicional de precios nominales en el lado derecho de la ecuación, si este último resulta significativo se rechaza la restricción de homogeneidad. La regresión en forma logarítmica con restricción de homogeneidad es la siguiente:

```

LS // Dependent Variable is LRAW
Date: 12-15-1993 / Time: 16:34
SMPL range: 1960 - 1991
Number of observations: 32
    
```

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	4.0097589	1.5569480	2.5753967	0.0156
LPVQ	-0.0119850	0.1290240	-0.0928900	0.9267
LPPERRA	0.3085514	0.0873371	3.5328771	0.0014
T	-0.0094440	0.0018275	-5.1678024	0.0000

R-squared	0.766682	Mean of dependent var	7.160027
Adjusted R-squared	0.741684	S.D. of dependent var	0.136049
S.E. of regression	0.069147	Sum of squared resid	0.133876
Log likelihood	42.21918	F-statistic	30.66929
Durbin-Watson stat	1.112411	Prob(F-statistic)	0.000000

La regresión libre de restricciones es la siguiente:

LS // Dependent Variable is LRAW
 Date: 12-15-1993 / Time: 16:42
 SMPL range: 1960 - 1991
 Number of observations: 32

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	4.1754517	1.6173487	2.5816645	0.0156
LPVQ	-0.0353418	0.1398513	-0.2527095	0.8024
LPPERRA	0.3094332	0.0885929	3.4927535	0.0017
T	-0.0139146	0.0096282	-1.4451901	0.1599
LPA	0.0254902	0.0538711	0.4731708	0.6399
R-squared	0.768601	Mean of dependent var	7.160027	
Adjusted R-squared	0.734319	S.D. of dependent var	0.136049	
S.E. of regression	0.070126	Sum of squared resid	0.132775	
Log likelihood	42.35131	F-statistic	22.42037	
Durbin-Watson stat	1.155420	Prob(F-statistic)	0.000000	

Los resultados dicen que el coeficiente de LPA no es distinto de cero, por lo tanto no se rechaza la hipótesis de homogeneidad. Persiste la significancia del precio real del pergamino, aunque la tendencia resulta ahora no ser sig-

nificativa y lo mismo ocurre con LPVQ.

Si corregimos la correlación serial, la ecuación de regresión se comporta entonces de la forma siguiente:

LS // Dependent Variable is LRAW
 Date: 12-15-1993 / Time: 16:47
 SMPL range: 1961 - 1991
 Number of observations: 31
 Convergence not achieved after 20 iterations

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	4.0569542	1.3763117	2.9477002	0.0068
LPVQ	0.0471913	0.1210989	0.3896921	0.7001
LPPERRA	0.2482046	0.0911180	2.7239909	0.0116
T	0.0236541	0.0274339	0.8622205	0.3968
LPA	-0.1642278	0.1341683	-1.2240428	0.2323
AR(1)	0.6633879	0.1732517	3.8290409	0.0008
R-squared	0.799152	Mean of dependent var	7.153134	
Adjusted R-squared	0.758983	S.D. of dependent var	0.132497	
S.E. of regression	0.065047	Sum of squared resid	0.105779	
Log likelihood	44.05902	F-statistic	19.89447	
Durbin-Watson stat	1.590133	Prob(F-statistic)	0.000000	

Confirmando la no significancia de la productividad y la tendencia pero se sigue aceptando la hipótesis de homogeneidad. Conven-

dría, entonces, suprimir las variables no significativas de la especificación. Realizado tal hecho se obtuvo el siguiente resultado:

```

LS // Dependent Variable is LRAW
Date: 12-20-1993 / Time: 12:13
SMPL range: 1960 - 1991
Number of observations: 32

```

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	3.9694275	0.8462508	4.6906041	0.0001
LPPERRA	0.3000330	0.0766527	3.9141877	0.0005
LPA	-0.0503294	0.0076345	-6.5923205	0.0000

R-squared	0.750643	Mean of dependent var	7.160027
Adjusted R-squared	0.733446	S.D. of dependent var	0.136049
S.E. of regression	0.070241	Sum of squared resid	0.143079
Log likelihood	41.15545	F-statistic	43.64956
Durbin-Watson stat	0.992948	Prob(F-statistic)	0.000000

Ahora, la restricción de homogeneidad es rechazada. Aún así, el coeficiente de LPA es tal que equivale a expresar que el 95% (1-0.05) del incremento de los precios nominales (alimentos) es transmitido al salario nominal en el mismo año.

Los resultados no se modifican grandemente haciendo la corrección por correlación serial, y obtenemos nuestros resultados finales:

```

LS // Dependent Variable is LRAW
Date: 12-20-1993 / Time: 12:14
SMPL range: 1961 - 1991
Number of observations: 31
Convergence achieved after 4 iterations

```

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	4.3028033	0.9347763	4.6030299	0.0001
LPPERRA	0.2688216	0.0845853	3.1781123	0.0037
LPA	-0.0465486	0.0136025	-3.4220588	0.0020

AR(1)	0.5026354	0.1741533	2.8861668	0.0076
R-squared	0.797112	Mean of dependent var	7.153134	
Adjusted R-squared	0.774569	S.D. of dependent var	0.137497	
S.E. of regression	0.062909	Sum of squared resid	0.106853	
Log likelihood	43.90239	F-statistic	35.35951	
Durbin-Watson stat	1.556023	Prob(F-statistic)	0.000000	

Las conclusiones de este conjunto de ensayos dicen, primero, que existen fuertes indicios para inclinarse por una estimación dinámica del ajuste de corto plazo; segundo, el precio del pergamino resulta ser una variable explicativa reiteradamente significativa y, ter-

cero, que sería razonable al menos al nivel de hipótesis incluir el supuesto de homogeneidad y probar una tendencia en la serie.

En consecuencia, se prefirió comenzar por reconocer que en el corto plazo existen

desequilibrios en el mercado laboral inter e intra sectorial. Ello descarta las explicaciones que explícita e implícitamente asumen que la actividad cafetera es un "enclave", autocontenida, que recibe y ejerce poca influencia con respecto al resto de esfuerzos económicos que se llevan a cabo conjuntamente⁽³⁾. Tal como lo mencionara Corchuelo y como se sugiriera recientemente por el autor [Sánchez, 1993] a propósito de las variaciones coyunturales de la oferta laboral disponible, el salario cafetero no es inmune a lo que ocurre en el resto de las actividades agropecuarias y a la situación de la economía urbana aledaña.

Si tal presunción es válida, entonces los resultados obtenidos por Aguilar y Perfetti dan una idea del entorno en medio del cual se desenvuelve la actividad: el sector rural colombiano está caracterizado de una manera tal que la mayoría de las personas que allí residen ostentan una gran dependencia de los ingresos laborales y estos ingresos medios son aún de niveles bajos y con índices de concentración que han tendido a empeorar.

Entonces, una teoría que intenta relacionar en forma directa los salarios pagados en actividades que o son rivales o se complementan,

permite captar en gran medida las posibles relaciones e influencias entre tales quehaceres. Si, además, busca observar la dinámica del ajuste en el corto plazo con la perspectiva de un salario de equilibrio en el largo plazo, entonces describe en forma más completa y adecuada un mercado laboral interdependiente y probablemente de grandes oscilaciones.

II- UNA PROPUESTA DISTINTA
II-1 LA DISCUSION DEL
MODELO

Se postula que la tasa de salarios en café (*lw*) está determinada, al menos, por cinco variables nominales, una de carácter real y una variable de tendencia. Las variables de precio en forma de logaritmos son: el precio del pergamino (*lpper*), la tasa del salario del mínimo legal (*lwmin*), la del salario en la industria manufacturera (*lwnd*), la del sector de la construcción (*wcons*) y la tasa del salario del sector agropecuario (*lwa*); la variable real es la productividad media por hectárea en café (*pvq*) y finalmente, una especificación para la tendencia en forma lineal (*t*) y en forma cuadrática (*t²*)
⁽⁴⁾ Asimismo, se asume que existe una relación de equilibrio de largo plazo entre las cantidades de esas variables, entonces:

$$(1) \quad lw^* = f(lpper, lwmin, lwnd, lcons, lwa, pvq, t)$$

Es el logaritmo de la tasa de salario en actividades cafeteras de largo plazo, la cual puede variar a través del tiempo. La interpretación que aquí se hace expresa que tal tasa sería la solución mediante la cual el mercado laboral

de largo plazo se despeja y determina el "nivel" del salario.

Sin embargo, no se asume que el equilibrio del mercado sea continuo, de tal manera que el

(3) Las implicaciones de la interdependencia entre actividades y su influencia en los salarios es una sugerencia del **Doctor Gonzalo Paredes**, que el autor agradece, y cuya importancia resultó ser decisiva.

(4) Construidas de tal forma que *t* sea cero en un punto aproximado a la mitad de la serie, para asegurar que sean ortogonales.

modelo de largo plazo estará asociado con un proceso de ajuste dinámico de corto plazo, mostrando cierta lentitud del ajuste del salario, mediante rezagos en las respuestas a los cambios en la tasa de salario de equilibrio del mercado; es decir, a través de las tasas de crecimiento. En otras palabras, en el largo plazo

se tiene un equilibrio y en el corto un proceso dinámico de ajuste, que es refrendado empíricamente por los datos.

Este último proceso expresa, aceptando rezagos de un año, que en determinado momento del tiempo el desequilibrio es:

$$(2) \quad |w_t = \alpha_0 + \alpha_1 |w_{t-1} + b_0^A LW^*_t + b_1^A LW^*_{t-1} + \varepsilon_t$$

Si se cumple la restricción de homogeneidad ($\alpha_1 + i'b_0 + i'b_1 = 1$), entonces (2) tiene al salario de equilibrio del mercado como su objetivo en una posición de estática.

Si asumimos que f es lineal en los logaritmos, el modelo inicial sin restricciones será un vector autoregresivo en niveles ⁽⁵⁾:

$$(3) \quad |w_t = \alpha_0 + \alpha_1 |w_{t-1} + \beta_0 |pper_t + \beta_1 |pper_{t-1} + \gamma_0 |w_{mint} + \gamma_1 |w_{mint-1} + \delta_0 |wind_t + \delta_1 |wind_{t-1} + \varepsilon_0 |w_{const} + \varepsilon_1 |w_{const-1} + \lambda_0 |wa_t + \lambda_1 |wa_{t-1} + \phi_0 |pvq_t + \phi_1 |pvq_{t-1} + \pi_0 t + \pi_1 t^2 + \varepsilon_t \quad .^6$$

Una forma equivalente es la siguiente:

(5) Donde las variables resaltadas, en forma general son vectores y en el caso específico del trabajo serán:

$$b_0^A = [\beta_0, \gamma_0, \delta_0, \varepsilon_0, \lambda_0, \phi_0, \pi_0]' \quad b_1^A = [\beta_1, \gamma_1, \delta_1, \varepsilon_1, \lambda_1, \phi_1, \pi_1]'$$

son vectores ampliados y su partición se hace de la siguiente manera:

$$b_0^A = [b_0 \mid b_0^r]'; \text{ donde } b_0 = [\beta_0, \gamma_0, \delta_0, \varepsilon_0, \lambda_0]' \text{ y } b_0^r = [\phi_0, \pi_0]'$$

$$b_1^A = [b_1 \mid b_1^r]'; \text{ donde } b_1 = [\beta_1, \gamma_1, \delta_1, \varepsilon_1, \lambda_1]' \text{ y } b_1^r = [\phi_1, \pi_1]'$$

$$LW^*_t = [pper_t, lw_{mint}, lwind_t, lwa_t, pvq_t, t]'$$

$$LW^*_{t-1} = [pper_{t-1}, lw_{mint-1}, lwind_{t-1}, lwa_{t-1}, pvq_{t-1}, t^2]' \text{ y, finalmente } i = [1, 1, \dots, 1].$$

(6) Este modelo puede ser interpretado como semejante a un rezago Koyck de forma libre modificada. Este difiere del modelo simple Koyck en que LW^*_t y LW^*_{t-1} son estimados libremente.

$$(4) \quad \Delta l w_t = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1)(l w_{t-1} - l p p e r_{t-1}) + (\gamma_0 + \gamma_1)(l w m i n_{t-1} - l p p e r_{t-1}) + (\delta_0 + \delta_1)(l w i n d_{t-1} - l p p e r_{t-1}) + (\varepsilon_0 + \varepsilon_1)(l w c o n s t_{t-1} - l p p e r_{t-1}) + (\lambda_0 + \lambda_1)(l w a_{t-1} - l p p e r_{t-1}) + \beta_0 \Delta l p p e r_t + \gamma_0 \Delta l w m i n_t + \delta_0 \Delta l w i n d_t + \varepsilon_0 \Delta l w c o n s t_t + \lambda_0 \Delta l w a_t - (1 - \alpha_1 - \beta_0 - \beta_1 - \gamma_0 - \gamma_1 - \delta_0 - \delta_1 - \varepsilon_0 - \varepsilon_1 - \lambda_0 - \lambda_1) l p p e r_{t-1} + \phi_0 p v q_t + \phi_1 p v q_{t-1} + \pi_0 t + \pi_1 t^2 + \varepsilon_t.$$

Como la estimación se hace con tasas de crecimiento de la variable dependiente y algunas de las independientes, suele ocurrir que tal expediente es suficiente para que ε_t sea ruido blanco. Las tasas de crecimiento son más volátiles que los niveles u consecuentemente más difícil de explicar utilizando variables que

no tienen un vínculo causal con la variable dependiente.

En esta forma la tasa de equilibrio del salario de largo plazo será homogénea de grado cero en los precios nominales sólo si el coeficiente de $LPPERT-1$ es cero, esto es:

$$\alpha_1 + \beta_0 + \beta_1 + \gamma_0 + \gamma_1 + \delta_0 + \delta_1 + \varepsilon_0 + \varepsilon_1 + \lambda_0 + \lambda_1 = 1$$

Si se cumple esta restricción, la ecuación (4) es parte de la familia de los modelos de corrección de errores. Esta forma emplea tasas de crecimiento con niveles, donde, repetimos, el nivel representa el equilibrio estacionario de largo plazo, mientras que el ajuste dinámico es representado por las tasas de crecimiento. Si el

$\Delta l w_t$ comienza a crecer a una tasa que es inconsistente con la trayectoria de crecimiento de el estado estacionario de largo plazo, entonces el mecanismo de corrección de errores actúa para ajustarla.

La restricción de homogeneidad de corto plazo requiere que:

$$\beta_0 + \gamma_0 + \delta_0 + \varepsilon_0 + \lambda_0 = 1$$

y que:

$$\beta_1 = \gamma_1 = \delta_1 = \varepsilon_1 = \lambda_1 = 0$$

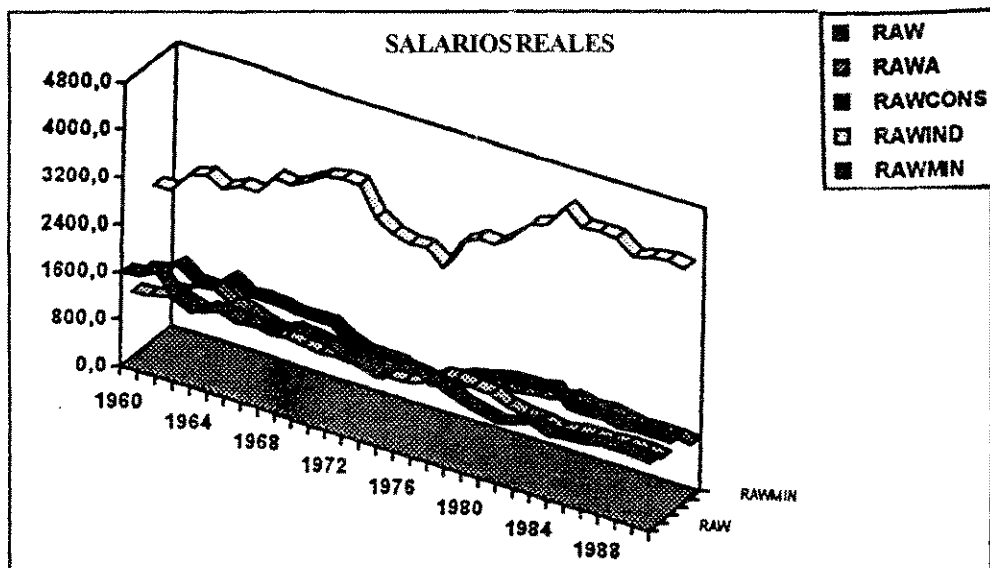
Aunque la homogeneidad de corto plazo presupone la de largo plazo, la viceversa no es

cierta. La homogeneidad de grado cero en los precios significa que las variables reales no

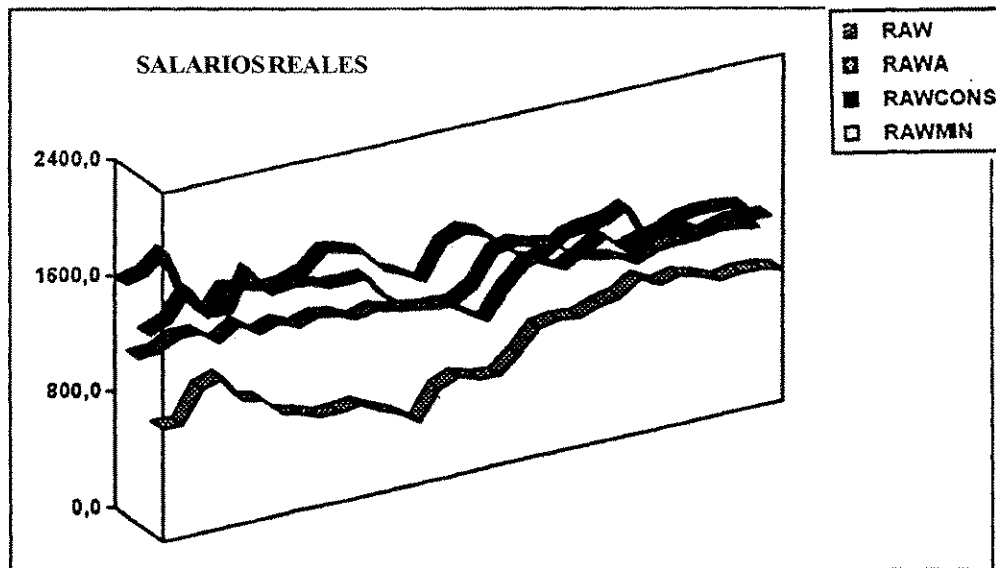
son afectadas por el nivel de los precios nominales.

La gráfica muestra el conjunto de salarios reales que se utilizarán en la estimación. Es evidente que el salario pagado en la industria

manufacturera (rawind) se destaca no sólo por el nivel sino que por evolución es un valor creciente a partir de la mitad de la década del setenta. Es conveniente entonces separarlo del conjunto de salarios.



...Aquí se observa el resto de salarios reales...



II-2 EL PROCESO DE ESTIMACION

La ecuación (4) es estimada por medio de los mínimos cuadrados ordinarios y entonces se obtuvo:

Modelo I sin restricciones.

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	HCSE	PartR	Instab
Constant	-0.50259	1.3990	-0.359	2.4492	0.0085	0.03
dif1	-0.57415	0.21682	<u>-2.648</u>	0.41739	0.3186	0.03
dif2	-0.069437	0.14028	-0.495	0.19488	0.0161	0.03
dif3	-0.68167	0.31510	<u>-2.163</u>	0.80539	0.2378	0.03
dif4	1.0314	0.41925	<u>2.460</u>	0.98424	0.2875	0.03
dif5	-0.41082	0.31317	-1.312	0.57935	0.1029	0.03
DLPPER	0.36484	0.12889	<u>2.831</u>	0.25691	0.3482	0.10
DLWMIN	-0.010881	0.10980	-0.099	0.13038	0.0007	0.05
DLWIND	-0.29274	0.36223	-0.808	0.85734	0.0417	0.03
DLWCONS	0.59710	0.38061	1.569	0.71203	0.1409	0.03
DLWA	-0.089627	0.29329	-0.306	0.44009	0.0062	0.05
<u>IPPER_1</u>	<u>-0.18783</u>	<u>0.21727</u>	<u>-0.865</u>	<u>0.32709</u>	<u>0.0475</u>	<u>0.03</u>
PVQ	-4.18 e-005	0.00021	-0.193	0.00027	0.0025	0.03
PVQ_1	-5.36 e-005	0.00024	-0.222	0.00021	0.003	0.03
T	-0.048681	0.037841	-1.286	0.06103	0.0994	0.03
T2	0.000458	0.0005987	0.765	0.00109	0.0376	0.03

R² = 0.852247 F(15, 15) = 5.7681 [0.0008] σ = 0.0488928 DW = 2.21
 RSS = 0.03585756893 for 16 variables and 31 observations

Variance instability test: 0.128471 ; Joint instability test: 2.84529
 Information Criteria: SC = -4.98981; HQ = -5.48867; FPE = 0.00362431

El subrayado destaca los coeficientes con un nivel de significancia razonable.

Aqui las nuevas definiciones son:

$$\begin{aligned} \text{dif1} &= \text{lw}_{t-1} - \text{lpper}_{t-1} \\ \text{dif2} &= \text{lwmin}_{t-1} - \text{lpper}_{t-1} \\ \text{dif3} &= \text{lwind}_{t-1} - \text{lpper}_{t-1} \\ \text{dif4} &= \text{lwconst}_{t-1} - \text{lpper}_{t-1} \\ \text{dif5} &= \text{lwa}_{t-1} - \text{lpper}_{t-1} \end{aligned}$$

D(...): es el operador de las primeras diferencias del argumento, es decir Δ⁽¹⁾.

El comentario respecto de los resultados de la estimación de la ecuación (4), destaca la no significancia del coeficiente de $lppert-1$, por lo tanto este no es estadísticamente diferente de cero y entonces es válido imponer la restricción de homogeneidad de largo plazo. Nuevamente, los precios de sustentación se

constituyen en un factor determinante de la evolución de los salarios pagados en café.

Ahora bien, si se acepta la restricción de homogeneidad la nueva estimación arroja los siguientes resultados:

Modelo I restricción de homogeneidad						
Variable	Coefficient	Std. Error	t-value	HCSE	PartR	Instab
Constant	-1.5140	0.76109	-1.989	0.55259	0.1983	0.03
dif1	-0.49502	0.19500	<u>-2.539</u>	0.22276	0.2871	0.03
dif2	-0.14937	0.10466	-1.427	0.07908	0.1129	0.03
dif3	-0.60703	0.30064	<u>-2.019</u>	0.26954	0.2031	0.03
dif4	1.1718	0.39346	<u>2.956</u>	0.33499	0.3685	0.03
dif5	-0.47762	0.30108	-1.586	0.25765	0.1359	0.03
DLPPER	0.42718	0.10599	<u>4.030</u>	0.10542	0.5038	0.11
DLWMIN	-0.011173	0.10893	-0.103	0.06903	0.0007	0.04
DLWIND	-0.21818	0.34902	-0.625	0.38247	0.0238	0.03
DLWCONS	0.73123	0.34479	<u>2.121</u>	0.27288	0.2194	0.03
DLWA	-0.15338	0.28162	-0.545	0.25464	0.0182	0.04
PVQ	-9.42 e-005	0.00020	-0.457	0.00019	0.0129	0.03
PVQ_1	-0.00010312	0.00023	-0.443	0.00017	0.0121	0.03
T	-0.016743	0.00813	<u>-2.059</u>	0.00679	0.2094	0.03
T2	-9.66 e-006	0.00025	-0.038	0.00023	0.0001	0.04

R² = 0.844885 F(14, 16) = 6.2249 [0.0004] σ = 0.0485053 DW = 2.20
 RSS = 0.03764428349 for 15 variables and 31 observations
 Variance instability test: 0.167077 ; Joint instability test: 2.46648
 Information Criteria: SC = -5.05195; HQ = -5.51964; FPE = 0.0034912

Habría que destacar cómo tres variables de corrección de errores, dif1, dif3 y dif4 son significativas, de tal manera que una especificación de un vector autoregresivo en las pri-

meras diferencias no es una representación adecuada de los datos. Asimismo, se encuentra que las primeras diferencias tanto del precio del pergamino como del salario nominal paga-

(7) HCSE: este estadístico se refiere a la estimación consistente de los errores estándar de los coeficientes de regresión, aún si los residuos son heterocedásticos en cualquier forma no conocida. Si existen grandes diferencias entre este estadístico y el error estándar, entonces hay presunción de la presencia de heterocedasticidad, y en tal caso es preferible utilizar HCSE en lugar del error estándar.

PartR2: se refiere a la correlación de la jésima variable explicatoria con la variable dependiente, dadas las otras k-1 variables, es decir el coeficiente de correlación parcial al cuadrado. Si este estadístico disminuye de valor cuando se agrega una nueva variable al modelo estimado, entonces existen indicios de la presencia de colinealidad. Instab: es un estadístico sugerido por Hansen, de estabilidad de cada uno de los parámetros en la ecuación de estimación. Grandes valores de este indicador muestran que el parámetro en cuestión no es constante y entonces el modelo es débil. Se aplica en ausencia de variables categóricas y de regresores no estacionarios.

do en la construcción son significativas y también lo es.

No obstante, hay una evidente anomalía en los signos esperados de algunos de los coeficientes, que carecen de justificación teórica. De un lado, el signo negativo de dif1 es lógicamente aceptable ya que este no es otra cosa que la participación del costo de mayor importancia en la caficultura como lo es el salario dentro del ingreso bruto unitario representado por el precio de venta del café: por ejemplo, un aumento de este indicador implica un incremento relativo de los costos frente a los ingresos, aumento que ocurre el año anterior (recordar que las variables dif son diferencias con un rezago de un año) y que es corregido en el año siguiente disminuyendo el incremento nominal de los salarios pagados en las actividades cafeteras. También es justificable el signo positivo de la variable dif4: este indicador establece una relación entre el salario pagado

en la construcción y el precio del pergamino con un año de antelación, si esta relación aumenta significa que el salario de una actividad competitiva por la mano de obra que se utiliza en la caficultura, mejora su capacidad de atraer y enganchar trabajadores, de tal manera que se esperaría que el empresario cafetero aumente los salarios en café un año después para neutralizar este efecto y mejorar los atractivos que jalonan la oferta laboral para el sector. En razón de la última argumentación, entonces, se hace insostenible el signo del coeficiente de la variable dif3, que supondría que entre mayor sea el salario en la industria manufacturera relativo al ingreso en las actividades cafeteras menor sería el aumento en los salarios cafeteros (?).

Ahora bien, si eliminamos las variables sin significancia llegamos a un modelo parsimonioso, que llamaremos como de restricciones de homogeneidad y significancia.

Modelo I con restricciones de homogeneidad y significancia

Variable	Coefficient	Std. Error	t-value	HCSE	PartR	Instab
Constant	-1.5226	0.35066	<u>-4.342</u>	0.42424	0.4399	0.06
dif1	-0.59704	0.14174	<u>-4.212</u>	0.16128	0.4250	0.06
dif3	-0.14757	0.15098	-0.977	0.13658	0.0383	0.06
dif4	0.27523	0.13551	<u>2.031</u>	0.10924	0.1467	0.06
DLPPER	0.29861	0.06832	<u>4.370</u>	0.05986	0.4432	0.08
DLWCONS	-0.03602	0.14960	-0.241	0.09718	0.0024	0.08
T	-0.00378	0.00331	-1.141	0.00267	0.0514	0.11

R = 0.753866 F(6, 24) = 12.251 [0.0000] G=0.0498888 DW = 1.62
 RSS = 0.05973340255 for 7 variables and 31 observations

Variance instability test: 0.14071 ; Joint instability test: 1.54166
 Information Criteria: SC = -3.47643; HQ = -5.69469; FPE = 0.0030509

Escogemos las variables subrayadas y de la ecuación (4) procedemos a la estimación expresando el modelo equivalente a semejanza pertinente.

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	JHCSE	PartR	Instab
Constant	-1.7140	0.37632	<u>-4.555</u>	0.59760	0.4636	0.05
dif1	-0.60003	0.14263	<u>-4.207</u>	0.20417	0.4244	0.05
dif4	0.16398	0.073597	<u>2.228</u>	0.10416	0.1714	0.05
DLPPER	0.29256	0.067968	<u>4.304</u>	0.095934	0.4357	0.10
DLWCONS	-0.039259	0.15213	-0.258	0.13105	0.0028	0.05
LPPER_1	0.030879	0.039209	0.788	0.043370	0.0252	0.05
Trend	-0.0044524	0.0070050	-0.636	0.0080137	0.0166	0.05

R² = 0.750515 F(6, 24) = 12.033 [0.0000] $\bar{\sigma}$ = 0.0502272 DW = 1.54
 RSS = 0.06054660359 for 7 variables and 31 observations

Variance instability test: 0.135579 ; Joint instability test: 1.20294
 Information Criteria: SC = -5.46291; HQ = -5.68116; FPE = 0.00309243

Aquí resulta ser no significativo, reiteradamente, el coeficiente de lppert-1, con lo cual garantizamos la homogeneidad.

CON RESTRICCIÓN DE HOMOGENEIDAD						
Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	JHCSE	PartR	Instab
Constant	-1.5889	0.33856	<u>-4.693</u>	0.52876	0.4684	0.07
dif1	-0.60934	0.14106	<u>-4.320</u>	0.19545	0.4274	0.07
dif4	0.16370	0.073035	<u>2.241</u>	0.10028	0.1673	0.07
DLPPER	0.27933	0.065357	<u>4.274</u>	0.088504	0.4222	0.08
DLWCONS	-0.015579	0.14799	-0.105	0.11504	0.0004	0.07
T	0.00092377	0.0015598	0.592	0.0014903	0.0138	0.09

R² = 0.744067 F(5, 25) = 14.536 [0.0000] σ = 0.0498443 DW = 1.48
 RSS = 0.0621113595 for 6 variables and 31 observations

Variance instability test: 0.129608 ; Joint instability test: 1.38665
 Information Criteria: SC = -5.54817; HQ = -5.73524; FPE = 0.00296532

Es obvio, que con las nuevas restricciones de significancia volvemos a nuestro modelo l final.

2.- Otra alternativa, que recoge parte importante de las hipótesis teóricas, es el siguiente modelo, expresado ya en su forma de tasa de crecimiento:

$$(4a) \Delta lw_t = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1)(lw_{t-1} - lpa_{t-1}) + (\gamma_0 + \gamma_1)(lw_{min,t-1} - lpa_{t-1}) + (\delta_0 + \delta_1)(lw_{ind,t-1} - lpa_{t-1}) + (\epsilon_0 + \epsilon_1)(lw_{cons,t-1} - lpa_{t-1}) + (\lambda_0 + \lambda_1)(lwa_{t-1} - lpa_{t-1}) + (\theta_0 + \theta_1)(lpper_{t-1} - lpa_{t-1}) + \beta_0 \Delta lpa_t + \gamma_0 \Delta lw_{min,t} + \delta_0 \Delta lw_{ind,t} + \epsilon_0 \Delta lw_{cons,t} + \lambda_0 \Delta lwa_t + \theta_0 \Delta lpper_t - (1 - \alpha_1 - \beta_0 - \gamma_0 - \gamma_1 - \delta_0 - \delta_1 - \epsilon_0 - \epsilon_1 - \lambda_0 - \lambda_1 - \theta_0 - \theta_1) | lpa_{t-1} + \phi_0 p_{vq,t} + \phi_1 p_{vq,t-1} + \pi_0 t + \pi_1 t^2 + \epsilon_t$$

Definiendo las nuevas variables como:

- CON1 = $lw_{t-1} - lpa_{t-1}$
- CON2 = $lw_{min,t-1} - lpa_{t-1}$
- CON3 = $lw_{ind,t-1} - lpa_{t-1}$
- CON4 = $lw_{cons,t-1} - lpa_{t-1}$
- CON5 = $lwa_{t-1} - lpa_{t-1}$
- CON6 = $lpper_{t-1} - lpa_{t-1}$

Definiendo las nuevas variables como:

Que no son otro asunto, que los salarios reales cuyo deflactor es el índice de precios al consumidor, subgrupo alimentos y el precio real del pergamino con igual deflactor. El modelo proviene, entonces, de definir las varia-

bles de corrección de errores como los valores reales de los datos implicados. Con tal especificación intentamos probar la hipótesis del salario rígido, que incorpora la variación del costo de vida, alimentos, como el ajuste pertinente.

MODELO HSIN RESTRICCIONES						
Variable	Coefficient	Std. Error	t-value	JHCSE	PartR	Instab
Constant	0.010353	1.6039	0.006	4.1444	0.0000	0.03
CON1	-0.37555	0.23904	-1.571	0.48671	0.1596	0.03
CON2	-0.042200	0.12804	-0.330	0.24780	0.0083	0.03
CON3	-0.72929	0.30657	<u>-2.379</u>	0.65170	0.3033	0.03
CON4	0.87548	0.50143	1.746	1.0756	0.1900	0.03
CON5	-0.71296	0.30779	<u>-2.316</u>	0.65071	0.2922	0.03
CON6	0.50499	0.13599	<u>3.714</u>	0.32853	0.5148	0.03
DLPA	0.56853	0.23509	<u>2.418</u>	0.44467	0.3103	0.02
DLWMIN	-0.014865	0.098561	-0.151	0.13072	0.0017	0.03
DLWIND	-0.49010	0.36638	-1.338	0.67847	0.1210	0.02
DLWCONS	0.44782	0.41880	1.069	0.78870	0.0808	0.03
DLWA	-0.42815	0.30620	-1.398	0.52203	0.1307	0.03
DLPPER	0.30397	0.14080	<u>2.159</u>	0.32373	0.2639	0.08
LPA_1	-0.060268	0.21055	-0.286	0.48152	0.0063	0.03
PVQ	7.7164e-005	0.00020987	0.368	0.00031388	0.0103	0.03
PVQ_1	5.3703e-005	0.00022857	0.235	0.00034478	0.0042	0.03
T	-0.026440	0.035839	-0.748	0.081380	0.0413	0.03
T2	-1.8381e-006	0.00063886	-0.003	0.0014893	0.0000	0.05

R = 0.898567 F(17, 13) = 6.7744 [0.0006] σ = 0.043515 DW = 2.39
 RSS = 0.02461626308 for 18 variables and 31 observations
 Variance instability test: 0.260381 ; Joint instability test: 2.61092
 Information Criteria: SC = -5.14441; HQ = -5.70563; FPE = 0.00299304

El coeficiente de LPAt-1 no es distinto de cero, implicando que el salario nominal capta toda la variación de los precios de los alimen-

tos. Imponemos, entonces la restricción de homogeneidad y procedemos a estimar la ecuación de regresión:

MODELO II CON RESTRICCIÓN DE HOMOGENEIDAD							
Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	JHCSE	PartR	Instab	
Constant	-0.33548	1.0197	-0.329	1.5743	0.0077	0.03	
CON1	-0.33819	0.19359	-1.747	0.32859	0.1790	0.03	
CON2	-0.065337	0.095991	-0.681	0.14161	0.0320	0.03	
CON3	-0.72125	0.29510	<u>-2.444</u>	0.56218	0.2991	0.03	
CON4	0.93788	0.43651	<u>2.149</u>	0.79263	0.2480	0.03	
CON5	-0.74346	0.27912	<u>-2.664</u>	0.38619	0.3363	0.03	
CON6	0.52130	0.11936	<u>4.368</u>	0.18930	0.5767	0.03	
DLPA	0.58766	0.21787	<u>2.697</u>	0.33099	0.3420	0.02	
DLWMIN	-0.013941	0.095223	-0.146	0.11746	0.0015	0.03	
DLWIND	-0.48926	0.35415	-1.382	0.63355	0.1200	0.02	
DLWCONS	0.50077	0.36320	1.379	0.52016	0.1196	0.03	
DLWA	-0.46229	0.27261	-1.696	0.42642	0.1704	0.03	
DLPPER	0.32590	0.11417	<u>2.854</u>	0.17820	0.3679	0.08	
PVQ	6.0568e-005	0.00019498	0.311	0.00028650	0.0068	0.03	
PVQ_1	3.7760e-005	0.00021429	0.176	0.00028489	0.0022	0.03	
T	-0.016654	0.0086525	-1.925	0.016096	0.2093	0.03	
T2	-0.00016606	0.00024823	-0.669	0.00040586	0.0310	0.05	

R = 0.897928 F(16, 14) = 7.6974 [0.0002] σ = 0.0420641 DW = 2.37
 RSS = 0.02477140982 for 17 variables and 31 observations

Variance instability test: 0.256488 ; Joint instability test: 2.54524
 Information Criteria: SC = -5.2489; HQ = -5.77894; FPE = 0.0027397

La variable CON6 es altamente significativa y el signo es el esperado: a mayor precio real del pergamino se espera que exista un reajuste nominal en el salario. En contraste los signos negativos del conjunto de salarios reales, con la notable excepción del salario remunerado en la

construcción, resultan ser incompatibles con una teoría de relaciones entre sectores: a mayores salarios reales en otras actividades menor será el reajuste en el salario cafetero nominal (?).

Si procedemos con las eliminaciones por significancia, el modelo se reduce de esta forma:

MODELO II CON RESTRICCIÓN DE HOMOGENEIDAD Y SIGNIFICANCIA							
Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	JHCSE	PartR	Instal	
Constant	1.1476	1.2289	0.934	1.3966	0.0351	0.12	
CON3	0.074410	0.11111	0.670	0.14070	0.0183	0.13	
CON4	-0.17129	0.12571	-1.363	0.28711	0.0718	0.12	
CON5	-0.34932	0.19557	-1.786	0.17999	0.1173	0.12	
CON6	-0.0064424	0.10769	-0.060	0.13491	0.0001	0.12	
DLPA	0.39473	0.19223	<u>2.053</u>	0.34480	0.1494	0.19	
DLPPER	0.11122	0.10543	1.055	0.16873	0.0443	0.08	

R = 0.579979 F(6, 24) = 5.5233 [0.0010] σ = 0.0651707 DW = 1.70
 RSS = 0.101933345 for 7 variables and 31 observations

Variance instability test: 0.0740717 ; Joint instability test: 1.16674
 Information Criteria: SC = -4.94201; HQ = -5.16026; FPE = 0.00520627

La nueva estimación, apenas deja como final de reducción con gran laxitud en la significativa la variable DLPA. Un esfuerzo significancia daría el siguiente resultado:

MODELO II CON RESTRICCIÓN DE HOMOGENEIDAD Y SIGNIFICANCIA. MODELO FINAL						
Variable	Coefficient	Std. Error	t-value	JHCSE	Part R	Instab
Constant	1.4160	0.39603	3.576	0.41358	0.3135	0.36
CONS	-0.55879	0.16397	-3.408	0.17011	0.2932	0.37
DLPA	0.62662	0.13867	4.519	0.14133	0.4217	0.38

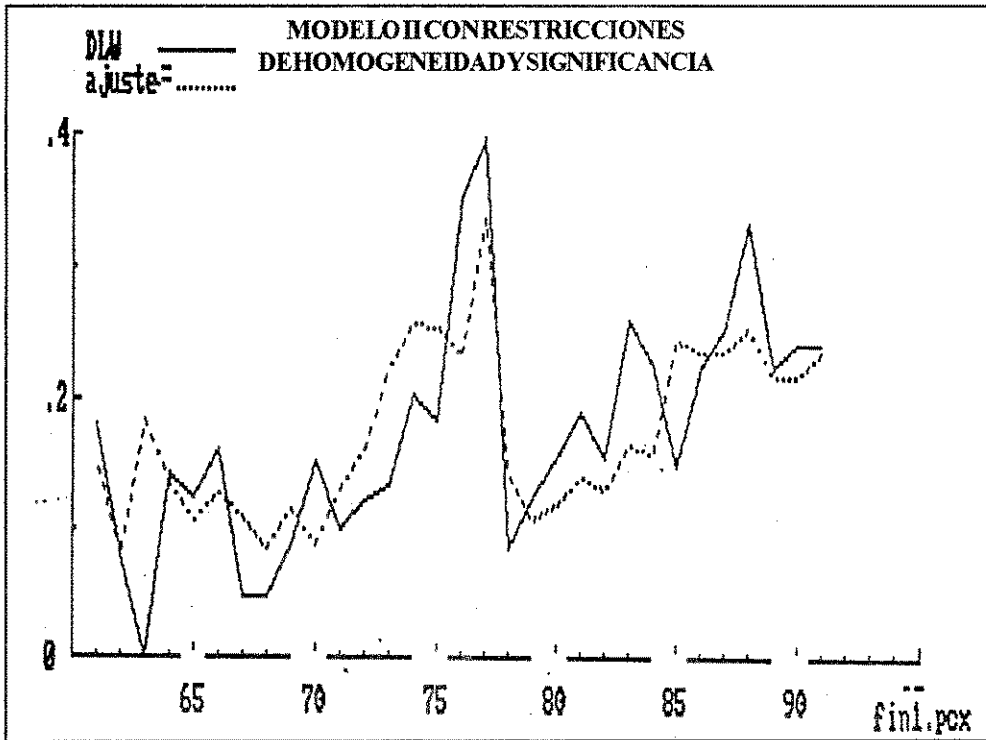
R² = 0.505998 F(2, 28) = 14.34 [0.0001] σ = 0.0654347 DW = 1.76
 RSS = 0.1198874753 for 3 variables and 31 observations

Variance instability test: 0.103592 ; Joint instability test: 0.856588
 Information Criteria: SC = -5.22287; HQ = -5.3164; FPE = 0.00469605

Este modelo comparado con el modelo I, es claramente inferior: existe un signo de la variable CONS, incongruente; el ajuste es de inferior calidad; coeficientes de inestabilidad más grandes; etc. Por ello se descartó esta alternativa de

especificación. El mecanismo de corrección de los salarios en café suele ser el precio del pergamino y no los precios de los alimentos.

El gráfico adjunto muestra la bondad del ajuste de esta última especificación dinámica.



III CONCLUSIONES

El objeto del esfuerzo presente es indagar algunos determinantes del salario pagado en la zona cafetera.

Inicialmente se hicieron pruebas de relaciones entre el salario en cuestión y variables cuya relevancia es subrayada por la teoría, tales como la productividad, el precio del pergamino y una estipulación de tendencia determinística. En forma ostensible, las conclusiones de esta primera ronda desembocaron en la necesidad de una especificación que, de un lado, tomara en cuenta la actividad cafetera como aquella que ocurre en forma simultánea e inter-relacionada con otro conjunto de actividades rivales y segundo, que permitiera una dinámica de corto plazo en un estado de desequilibrio. Los resultados, preliminares, confirman la validez de una especificación de esta naturaleza. En efecto, el salario en actividades cafeteras suele ser reajustado en forma tal que toma en consideración los efectos de la negociación previa entre el costo y los beneficios brutos, y según los cambios en los salarios pagados en actividades competitivas por la mano de obra, como la construcción.

La prueba plena de la pertinencia de tal enfoque implica expresar las relaciones de largo plazo, los valores del equilibrio y las características de las soluciones así obtenidas. Es además, posible, tratar de incorporar salarios en actividades potencialmente competidoras como el caso del comercio. Asuntos que serán tratados en próximas entregas.

BIBLIOGRAFIA

Aguilar, Luis Ignacio y Perffeti, Juan José (1987). Distribución del Ingreso y sus Deter-

minantes en el Sector Rural Colombiano. Coyuntura Económica, volumen XVII No. 1, Fedesarrollo, Bogotá

Ahmed, Iqbal (1981). Wage Determination in Bangladesh Agriculture. Oxford Economic Papers, Vol. 33.

Boyce, James K. y Ravallión, Martin (1991). A Dynamic Econometric Model of Agricultural Wage Determination in Bangladesh. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, No. 53, Volumen 4.

Corchuelo, Alberto (1989). Empleo y salarios en la actividad cafetera, CIDSE, Economía Colombiana, Bogotá.

Errazúriz, María (1989). Mercado de trabajo y empleo en la caficultura, Fedesarrollo, Bogotá.

Eatwell, Jhon; Milgate, Murray y Newman, Peter (1988). The New Palgrave: A Dictionary of Economics. The Macmillan Press Limited, London.

Hendry, David F.; Pagan, Adrian R. y Sargan, Denis J. (1983). Dynamic Specification. Handbook of Econometric, Volumen II, Edited by Z. Griliches and M. D. Intriligator.

_____ ; y Doornik, Jurgen A. (1992). *Pc Give, version 7: An Interactive Econometric Modelling System.* University of Oxford.

Johnson, James A.; Oksanen, Ernest H.; Veall, Michael R.; y Fretz Deborah (1992). Short-Run and Long-Run Elasticities for Canadian Consumption of Alcoholic Beverages: An Error-Correction Mechanism/Cointegration Approach. The Review of Economics and Statistics.

Junguito, Roberto y Pizano Diego (coordinadores, 1991). Producción de café en Colombia. Fedesarrollo, Fondo Cultural Cafetero, Bogotá.

Malley, James R. (1992). Dynamic Specification in Econometric Estimation. The Journal of Agricultural Economic Research. Vol 42, No. 2.

Sánchez, Hernando (1992). Fundamentos teóricos del mercado de trabajo y sus problemas de medición: una aplicación al sector rural. Federacafé, versión no publicada.

(1993). Qué tan escaso es el mercado laboral en la zona cafetera ?. Papeles de Economía y Café, No. 16. Federacafé, Bogotá.

**ANEXO
LA BASE DE DATOS**

PA	IPC	W	WA	COS	PPER	WMIN	WCONS	WIND	PVQ
0.65	0.91	10	7	7.173	435	5	9	17	580
0.72	0.98	12	8	7.264	474	6	10	19	587
0.73	1.03	13	9	7.133	480	7	12	22	618
0.96	1.3	13	12	7.461	555	10	13	30	596
1.19	1.53	15	13	8.647	723	10	17	35	625
1.24	1.64	17	15	7.233	718	10	20	38	698
1.47	1.92	20	16	8.663	758	10	21	45	680
1.54	2.08	21	18	7.256	761	10	23	53	617
1.65	2.23	22	18	8.054	890	10	24	56	637
1.75	2.38	24	20	7.843	1008	11	25	62	616
1.85	2.55	28	21	8.266	1311	12	26	69	646
2.08	2.84	31	23	7.294	1249	12	30	79	600
2.40	3.23	35	27	7.535	1520	12	30	90	527
3.09	3.91	40	33	8.507	1946	13	35	102	625
4.00	4.88	49	42	6.893	2215	25	45	124	564
5.08	6.01	59	52	8.375	2754	34	57	154	635
6.11	7.22	84	63	6.66	5543	38	62	186	537
8.74	9.66	125	97	10.657	7229	54	82	245	603
9.84	11.33	136	129	11.387	7300	71	110	327	698
12.08	14.11	154	163	11.889	7477	106	151	419	796
15.55	17.85	180	202	12.073	8697	141	202	538	803
19.98	22.75	217	256	13.47	9566	178	277	735	844
25.05	28.34	255	289	12.126	11257	236	352	1000	883
30.22	33.94	330	336	13.746	13203	293	429	1234	836
34.94	39.42	412	383	11.562	15499	371	518	1555	817
45.51	48.9	480	465	11.26	19680	452	570	1913	710
54.80	58.12	600	593	10.712	36830	580	674	2314	778
69.51	71.67	773	763	12.974	42142	684	866	2917	665
92.16	91.81	1080	1009	11.811	49701	855	1088	3653	821
114.39	115.56	1350	1285	11.066	62713	1085	1399	4624	658
145.50	149.24	1718	1622	14.083	78158	1367	1773	5952	847
189.65	194.57	2187	2056	16.179	95409	1724	2296	7656	906

BASE DE DATOS Y TRANSFORMACIONES

PA: índice de precios, alimentos, ingresos bajos (obreros). Dane. Dato Mensual. Durante 1960-1991, hay tres bases las cuales se empalmaron para una base común: Diciembre de 1988. El dato anual, es un promedio simple.

IPC: índice de precios, total nacional. Dane. El dato anual es un promedio de los últimos doce meses.

W: jornal/nominal, diario, pagado en actividades cafeteras. No incluye alimentos. División de Investigaciones Económicas. Federacafé. W es un promedio ponderado:

$$W = [EWCOS * 3 + WCUL * 9] / 12$$

Donde:

WCOS: jornal por recoger la cosecha, pesos por arroba (12.5 kilos de café cereza). EWCOS: equivalente al salario anterior pero diario, bajo el supuesto de que un trabajador recoge 60 kilos de café cereza al día, entonces $[60/12.5] * WCOS$, es el jornal diario.

WCUL: jornal diario, reconocido por labores culturales.

WA: jornal pagado en actividades agropecuarias. La base original es el salario agrícola anual en agricultura moderna, reportado por la Misión Chenery (1987), para 1960-1984. Se utilizó el IPC para convertirlo a pesos nominales y se tradujo a días dividiendo por 365. Tal

serie se empalmó con el jornal diario nominal (jornales agropecuarios) elaborado por el Dane. 1985-1991.

WMIN: jornal diario, correspondiente al mínimo legal. Promedio últimos doce meses. 1960-1971, Misión Chenery.

WCONS: jornal pagado en actividades de construcción. Se utilizaron los datos de la Misión Chenery para 1960-1984, en datos reales. Con el IPC se convirtió a pesos corrientes, y se dividió por 365 para convertirlo en diario. Se empalmó, posteriormente, con el salario al día pagado en la construcción reportado por el Dane. Aparentemente, estos últimos datos sobrestiman en un 18% en promedio a los datos de la Misión. Se corrigieron las cifras del Dane en tal porcentaje (1985-1991).

WIND: jornal pagado en la industria manufacturera. Nuevamente, la fuente original fue la Misión Chenery. Luego se empalmó con los datos de la remuneración al día que informa el Dane.

PPER: precio del café pergamino, carga, promedio últimos doce meses. Ponderado según volumen mensual. Federacafé.

COS: cosecha cafetera, sacos de 60 kilos de café verde, año civil. Federacafé.

PVQ: productividad media en café, kilogramos/hectáreas, datos reportados por USDA.