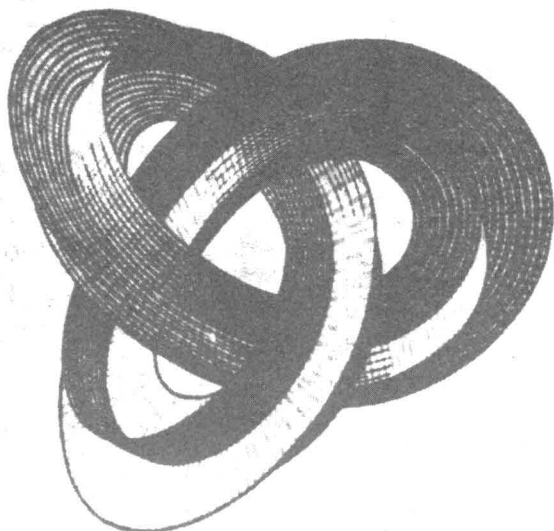

LA HISTÉRESIS

EN EL DESEMPLEO COLOMBIANO

Martin Maurer

Doris Nivia

Profesores e investigadores del Departamento de Economía. Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Pontificia Universidad Javeriana.



Los autores agradecen los comentarios de María Clara Rueda, Alberto Castañeda, Héctor Maldonado, Fabio Sánchez y Eduardo Lora.

Resumen

Martin Maurer; Doris Nivia. "La histéresis en el desempleo colombiano", Cuadernos de Economía, v. XIV, n. 21, Bogotá, 1994, páginas 223-239.

Estudios sobre diversos países muestran que el comportamiento de la tasa de desempleo depende fuertemente de su propia historia y no es explicado fácilmente por el nivel actual de la demanda agregada o por los cambios en la oferta de trabajo. Los modelos tradicionales basados en la curva de Phillips no captan esa dependencia. El concepto de histéresis intenta separar la inercia y el grado de la inercia en la tasa de desempleo, de sus determinantes macroeconómicos. Los resultados, para el caso colombiano, muestran una inercia bastante elevada en los mercados laborales de Bogotá y Medellín, mientras que en Cali y Barranquilla son bastante flexibles. Además, son palpables la ausencia de un efecto de la política monetaria y un impacto regionalmente diferenciado de la inversión y de las exportaciones sobre dicha tasa.

Abstract

Martin Maurer; Doris Nivia. "Hysteresis in Unemployment in Colombia", Cuadernos de Economía, v. XIV, n. 21, Bogotá, 1994, pages 223-239.

Studies on different countries show that the behavior of the unemployment rate is closely linked to the history of the country concerned. It is not easily explained by the present level of aggregate demand or changes in the supply of labour. Traditional models based on the Phillips curve do not take this dependence into account. The concept of hysteresis is an attempt to separate inertia and the degree of inertia in the unemployment rate from its determining factors in macroeconomic analysis. The results, in the case of Colombia, show a high level of inertia in Bogotá and Medellín, but much more flexibility in Cali and Barranquilla. The absence of effect of monetary policy and the differentiated impact of investment and exports on a regional basis can both be clearly appreciated.

En la década de los ochenta, los países europeos experimentaron dos situaciones: un alto índice de desempleo acompañado de un aumento paralelo de la inflación y del desempleo o bien una lenta disminución de la primera en condiciones de desempleo casi constante. Para explicar estos hechos, contrarios a la tradicional curva de Phillips, los economistas propusieron la existencia de histéresis en el desempleo.

El concepto de histéresis significa, en este caso, que la tasa de desempleo necesaria para alcanzar una tasa de inflación estable en un año dado depende de la tasa de desempleo del año anterior.¹ Con base en esa hipótesis, se empezaron a encontrar deficiencias en los análisis teóricos que utilizan la curva de Phillips de largo plazo y el concepto de tasa natural de desempleo como explicaciones del desempleo de equilibrio.

De acuerdo con el análisis tradicional del empleo, la tasa natural de desempleo es afectada por factores exógenos —cambios en los precios de los factores de producción, cambios tecnológicos, fallas en el sistema monetario internacional— pero es independiente de los cambios del desempleo en el corto plazo. Los cambios inesperados en la oferta y la demanda afectarían el desempleo en el corto plazo y habría una desviación con respecto al desempleo natural, pero este efecto, al traducirse en cambios en la tasa de inflación, se cancelaría en el largo plazo con el retorno al nivel de desempleo de equilibrio original.

Tres hallazgos empíricos sugieren una falla de ese marco teórico. Primero, no distingue claramente los efectos que sólo inciden en la curva de Phillips a corto plazo de los que únicamente desplazan la curva de largo plazo. Segundo, la historia económica europea de

1 Ver Layard, Nickell y Jackman [1987].

los ochenta no se caracterizó por la presencia de choques aleatorios —como los ocasionados por el alto precio del petróleo y el bajo crecimiento de la productividad en los setenta— que explicaran la persistencia de altas tasas de desempleo. Tercero, no explica porqué el desempleo de corto plazo se mueve en igual dirección que las tasas de largo plazo, con una tasa de inflación bastante constante, y no con una pendiente negativa, como sugiere la curva de Phillips a corto plazo.

En la búsqueda de una alternativa teórica, se ha venido desarrollando una propuesta en la que el desempleo de largo plazo depende de la trayectoria del desempleo de corto plazo.² La afirmación de que las tasas elevadas de desempleo consiguen, en cierta forma, perpetuarse a sí mismas, se denomina *histéresis del desempleo*.³

Las explicaciones microeconómicas, en su mayor parte, han hecho énfasis en las distorsiones que los sindicatos introducen en el mercado laboral. En esta línea de pensamiento, los modelos *insider-outsider* estudian el efecto del comportamiento de los empleados que defienden sus intereses, maximizando su utilidad, sobre la situación de los desempleados. Los sindicatos generan histéresis al afectar los costos de producción de los empresarios —a través de los salarios— y dar lugar a la necesidad de reservar fondos para ampliación de la planta de personal, haciendo aún más rígida la demanda laboral.⁴ En el caso colombiano, por la baja presencia sindical en el mercado de trabajo, este razonamiento quizá no tendría mayor validez.

Otras causas de imperfección, en cambio, sí pueden afectar los mecanismos de ajuste del mercado, lo cual tiene implicaciones importantes sobre la política laboral. Por ejemplo, las distorsiones generadas por la anterior legislación laboral han sido ampliamente discutidas, y la reforma de 1990 buscaba, justamente, lograr una mayor flexibilidad y un nivel de empleo más alto. Otros factores —como la depreciación del capital humano inducida por largos períodos de desempleo, la dificultad para renovar conocimientos rápidamente obsoletos o, sim-

2 Los dos teorías son incompatibles en el caso de una curva de Phillips de largo plazo completamente vertical. Cross [1987] y Gordon [1989] presentan modelos que relacionan la tasa natural de desempleo con la histéresis. Barro [1988] analiza el desempleo y la determinación de medidas cuantitativas de persistencia para diferentes ciudades europeas; este trabajo es una buena aproximación empírica al estudio de la histéresis.

3 Ver Dornbusch y Fischer [1991, 652-653].

4 El modelo de Blanchard y Summers [1987] analiza ese comportamiento de los sindicatos. Le Page [1991] también destaca la existencia de los sindicatos como causa de la histéresis en el desempleo.

plemente, los problemas de información— pueden también generar histéresis, dificultando la reducción de las tasas de desempleo aun en períodos de auge económico.

Con ese abanico de causas posibles, el presente artículo explora la presencia de histéresis y sus determinantes específicos, junto con la magnitud de sus efectos sobre el mercado laboral nacional.

Los estudios empíricos acerca de la histéresis tratan de observar si el nivel de desempleo mantiene alguna tendencia en períodos posteriores a los choques ocasionados por la política económica o por factores aleatorios que tengan repercusión clara en el sistema.⁵

POLÍTICA ECONÓMICA E HISTÉRESIS

El artículo estudia específicamente el impacto de tres variables macroeconómicas sobre el desempleo: la oferta monetaria, las exportaciones y la inversión. La importancia de la existencia de la histéresis en respuesta a cambios en alguna de ellas es representada por el siguiente modelo:

$$\mu_t = h \mu_{t-1} + b Z_t + \epsilon_t \quad [1]^6$$

En la histéresis pura, el desempleo del período actual, t , es exactamente igual al del período anterior, $t-1$, de no existir otros factores sistemáticos o aleatorios que influyan sobre aquél. En el caso de persistencia o inercia —histéresis parcial— el desempleo en un período es una fracción h del desempleo anterior. Valores de h entre 0 y 1 indican una persistencia más o menos fuerte. Un valor de h mayor

5 Véase Gordon [1989].

6 Esta ecuación de diferencias de primer orden tiene como solución la siguiente relación:

$u_t = u_0 + b * Z_t + \sum_{i=1}^t \epsilon_{t-i}$ para el caso de la histéresis pura y

$u_t = h_t * u_0 + b * \sum_{i=1}^t (h_i * Z_{t-i}) + \sum_{i=1}^t h_i \epsilon_{t-i}$ para la persistencia del desempleo

El desempleo en el período t depende, entonces, de su valor inicial más la influencia de las variables Z multiplicada por el número de períodos t y de factores aleatorios. Existe una memoria, en el sentido de que para $h = 1$ se acumulan los desempleados de los períodos anteriores y los que entran a estar desempleados cada año. Para h menor que 1, hay memoria incompleta, en el sentido de que durante la trayectoria temporal se olvidan los desempleados iniciales que lograron ocuparse. Es importante notar que —dada la existencia de memoria— los efectos de una política, reflejados por las variables Z ponderadas por los coeficientes b , se trasladan al desempleo de hoy.

que 1 no tiene sentido económico porque indica una amplificación explosiva del desempleo; un valor de h igual a cero indica la ausencia de un proceso intertemporal del desempleo. En el caso de histéresis pura, el coeficiente h es igual a uno.

Hay dos trabajos que tratan de medir el efecto de histéresis en Colombia: Nivia [1993] y López [1993]. En el primero de ellos se regresa el número de desempleados contra la oferta de dinero, las exportaciones y las inversiones del mismo período. Ese trabajo analiza el mercado laboral a nivel agregado y en las cuatro principales ciudades del país: Bogotá, Medellín, Cali y Barranquilla. Además, estima el coeficiente de histéresis para los sectores agrario, industrial y comercial.

En su estudio, la autora no encontró efecto de histéresis en Barranquilla ni en Cali, tampoco en el sector agrícola; parece entonces que estos mercados son bastante flexibles. En contraste, encontró elasticidades cercanas a 0.6 para Bogotá y Medellín, para el total de las cuatro ciudades y para los sectores industrial y comercial. Esto indica que el tiempo promedio de ajuste del mercado —o de duración del desempleo— es de dos períodos y medio —entre 7 y 8 meses—. Las variables de política incluidas en la regresión no resultaron significativas. El desempleo, según los resultados de este trabajo, parece estar determinado por su historia y por factores aleatorios.

El segundo estudio no trata explícitamente el fenómeno de histéresis, pero algunos de sus resultados ofrecen estimaciones de la duración del desempleo. Las estimaciones de López corresponden, de una parte, a una función de azar basada en la distribución de Weibull y, de otra, a la probabilidad que tiene una persona desempleada de entrar al mercado de trabajo en uno, tres, seis y doce meses. Sus resultados son interesantes para nuestro propósito porque hay una relación entre esta probabilidad y el coeficiente de la función de histéresis. En un mercado absolutamente perfecto, el coeficiente h de nuestra regresión es cero y la probabilidad estimada a través de la función de azar es uno. El caso contrario, de histéresis pura —con un coeficiente h igual a uno— implica una probabilidad igual a cero de reincorporación al mercado de trabajo.

La metodología de López tiene la ventaja de ser más precisa que el modelo que proponemos, pues da cabida a ajustes no lineales; sin embargo, no permite analizar los efectos de cambios en las variables macroeconómicas. A modo de referencia, se compararán los períodos de ajuste implícitos en el modelo econométrico con los resultados de su trabajo.⁷

7 En el Anexo 1 se presenta una tercera manera de comprobar la presencia de histéresis pura. Dado que la existencia de histéresis implica un paseo aleato-

CUADRO 1
TASA DE DESEMPLEO
Cuatro principales ciudades, Bogotá, Barranquilla, Cali y Medellín
Septiembre de 1986 - diciembre de 1992

	Cuatro ciudades		Bogotá		Barranquilla		Cali		Medellín	
	I	II	I	II	I	II	I	II	I	II
Constant	12.925 (46.010)	-14.648 (22.437)	35.667 (108.21)	-8.793 (53.113)	176.62 (114.30)	151.30 (101.08)	147.02 (88.296)	105.140 (38.948)**	83.622 (60.702)	65.955 (31.817)*
td_1	0.644 (0.141)***	0.689 (0.098)***	0.540 (0.225)**	0.606 (0.160)***	0.338 (0.194)	0.392 (0.175)**	0.188 (0.291)	0.312 (0.214)	0.208 (0.190)	0.467 (0.167)**
fbkb	0.608 (1.582)		1.991 (3.856)		0.500 (4.428)	-1.622 (3.745)	-1.959 (3.593)		-0.038 (2.670)	-0.867 (1.897)
fbkb_1	-1.382 (1.977)		-3.944 (4.840)		-0.601 (5.321)	0.831 (4.942)	-1.632 (4.166)		-3.446 (3.117)	-4.929 (2.531)*
fbkb_2	-0.819 (1.684)		1.579 (4.013)		-11.262 (4.415)**	-12.441 (4.013)***	-2.964 (3.691)		-5.236 (2.857)*	
m1	0.871 (3.371)	1.830 (2.489)	-4.496 (8.191)	0.565 (5.924)	-9.333 (8.922)	-5.612 (7.865)	12.541 (7.807)	13.757 (5.639)*	-5.559 (5.422)	
m1_1	-11.968 (3.792)***	-12.276 (3.337)***	-10.885 (9.217)	-11.979 (7.916)	-15.075 (11.306)	-12.934 (10.725)	-18.207 (9.397)*	-19.365 (6.735)***	-7.647 (6.643)	
m1_2	12.489 (4.446)***	12.449 (3.304)***	13.782 (10.906)	13.836 (7.787)*	23.273 (12.342)*	22.540 (11.540)*	4.741 (10.184)		13.759 (7.567)*	
exp	-4.687 (1.891)*	-4.642 (1.178)***	-9.206 (4.296)*	-6.642 (2.738)**	-9.9151 (5.363)*	-5.671 (3.098)*	-5.079 (3.793)	-5.230 (1.820)***	-2.139 (3.113)	
exp_1	4.246 (1.480)**	4.352 (1.191)***	4.686 (3.588)	5.282 (2.844)*	0.307 (3.954)		0.547 (3.517)		2.446 (2.372)	
exp_2	-0.384 (1.837)		3.232 (4.282)		4.807 (5.063)		-2.981 (3.900)		0.900 (3.134)	
Seasonal	3.236 (1.193)*	3.518 (0.937)***	1.398 (2.878)	2.962 (2.217)	3.896 (3.291)	4.602 (3.105)	5.630 (2.950)*	5.920 (2.085)***	1.272 (1.992)	0.040 (0.603)
Seasonal_1	-0.993 (0.949)	-0.702 (0.655)	-2.086 (2.367)	-0.986 (1.531)	-4.663 (2.566)*	-3.920 (2.375)	1.950 (2.091)	3.037 (0.989)***	-2.427 (1.566)	0.174 (0.601)
Seasonal_2	-0.238 (0.722)	0.068 (0.606)	-0.951 (1.760)	-0.185 (1.530)	-0.480 (2.029)	-0.181 (1.929)	2.208 (1.705)	2.698 (1.332)*	-1.186 (1.234)	-0.751 (0.573)
R ²	0.918	0.906	0.761	0.737	0.814	0.797	0.743	0.716	0.686	0.550
F	10.299***	17.050***	2.9341**	4.970**	4.019*	4.991**	2.6739**	6.835***	2.020	4.068*
DW	1.65	1.89	2.17	2.33	1.66	1.75	2.16	1.94	2.22	2.06
DF Resid.	-3.919**	-4.490**	-5.163**	-5.634**	-4.231**	-4.427**	-5.88**	-5.823**	-5.256**	-5.489**
ADF Resid.1	-2.418	-2.739	-3.041*	-3.218*	-3.789**	-3.238**	-4.574**	-4.389**	-3.966**	-5.287**

COMPROBACIÓN EMPÍRICA

Nuestro análisis utilizó los datos trimestrales de la tasa de desempleo de las cuatro principales ciudades, en su conjunto y separadamente, del período comprendido entre enero de 1986 y abril de 1992. Las variables exógenas son: la oferta de dinero (M1) —que recoge la liquidez en la economía y aproxima la demanda— la inversión y las exportaciones, dos variables del sector real de la economía que, por hipótesis, afectan el desempleo. Para tener en cuenta los efectos del pasado se incluyeron dos rezagos en una primera regresión. Sin embargo, los pocos grados de libertad y la probable presencia de multicolinealidad llevaron a especificar un segundo modelo en el que sólo se utilizaron las variables que en la primera regresión arrojaron un estadístico *t* mayor que 1 y que, por ello, contribuyen positivamente al *R*² ajustado.⁸ Se incluyen, además, los rezagos de orden menor de la variable donde un rezago más amplio arroja un estadístico *t* mayor que uno.

Los datos sobre la tasa de desempleo se tomaron de la *Encuesta Nacional de Hogares* del Dane, con una periodicidad trimestral; las cifras de la oferta monetaria (M1) y de las exportaciones de la balanza cambiaria se tomaron de la *Revista del Banco de la República*. Por último, se escogió la serie de Formación Bruta de Capital elaborada por la unidad macroeconómica del Departamento Nacional de Planeación; las tres variables están expresadas en términos reales. Las series no se corrigieron por estacionalidad sino que se incluyeron variables *dummy* en las regresiones.

En el cuadro 1 se presentan las estimaciones resultantes para el total de las cuatro principales ciudades, y para cada una por separado. Los coeficientes de la primera columna de cada agrupación corresponden al modelo completo y los de la segunda al modelo restringido. Las pruebas tradicionales (*R*², prueba *F*, *DW*) arrojan, en general, buenos resultados. El modelo completo para Medellín es el único que arroja un valor *F* no significativo. El modelo restringido para esta ciudad mostró inestabilidades cuando se incluyó el segundo rezago de las inversiones y la oferta de dinero; por esta razón, sólo se incluyó el primer rezago.

rio de la tasa de desempleo, si el desempleo es una serie integrada de grado uno, se puede deducir entonces que existe la histéresis pura. Sin embargo, este tipo de prueba no es concluyente. Las pruebas respectivas no son robustas [Maddala 1993]. Además, el objetivo del trabajo es indagar si en realidad el desempleo es una función de su historia y de variables de política.

8 Dhrymes [1970], citado en Pindyck y Rubinfeld [1985].

Como se dijo antes, las series no son integradas de grado cero, pero sí de un grado mayor. Para comprobar si las series son cointegradas, se observó si los residuos son integrados. En el caso de residuos integrados de grado de cero, se puede rechazar la hipótesis de no cointegración. La única regresión con ciertos problemas es la función de la tasa de desempleo para las cuatro principales ciudades. La prueba DF permite concluir que los residuos son estacionarios, mientras la prueba ADF no lo permite. Dado el número limitado de grados de libertad, las grandes diferencias entre las diversas estimaciones de los valores críticos⁹ y la baja significancia del coeficiente de la diferencia rezagada del residuo —el ADF sólo es superior al DF si se encuentra autocorrelación en la serie— se pueden aceptar las estimaciones.

Los coeficientes indican el tiempo promedio de ajuste. En la primera columna del cuadro 2, se muestra el período promedio de ajuste; las tres restantes muestran la probabilidad de que una persona desempleada se encuentre sin empleo después de tres, seis y doce meses respectivamente. Estos valores se pueden comparar con las estimaciones de López (primera fila), que sólo se calcularon para el conjunto de las cuatro ciudades.¹⁰

CUADRO 2
TIEMPO PROMEDIO DE AJUSTE
Meses

	Ajuste completo	Tres	Seis	Doce
López cuatro ciudades	-	0.61	0.42	0.12
4 ciudades	9.5	0.64	0.41	0.16
Bogotá	7.5	0.60	0.36	0.13
Medellín	5.7	0.46	0.21	0.04
Cali	0.0	0.00	0.00	0.00
Barranquilla	4.8	0.39	0.15	0.02

La coincidencia de nuestros resultados con las estimaciones de López es sorprendente; también confirman la conclusión de Nivia [1993] sobre la heterogeneidad del mercado laboral en Colombia.

- 9 Los valores críticos no se derivan analíticamente sino con algoritmos. De ahí, las grandes diferencias entre los valores críticos, por ejemplo, en PCGIVE, en TSP 7.0 o en las tablas de Charemzka y Deadman [1992].
- 10 López [1993] presenta estimaciones por grupos de sexo; para esta comparación se utilizó el promedio simple de sus estimaciones.

El modelo permite evaluar el impacto de las diferentes variables de política económica. Con respecto a la oferta monetaria, se observan grandes diferencias entre ciudades, tanto en el corto como en el largo plazo. La tasa de desempleo en Medellín no reacciona sistemáticamente a los movimientos de la oferta de dinero. En Cali, por contraste, se observa un aumento simultáneo de la tasa, pero una disminución más pronunciada en el período siguiente. El impacto en Barranquilla es significativo en el segundo período y el efecto en Bogotá, tras dos períodos, es neutro. La tasa de desempleo en la capital reacciona de modo inverso en el primer trimestre, pero en forma positiva en el segundo. Los coeficientes son casi iguales y se cancelan a largo plazo, aunque introducen fluctuaciones en el mercado de trabajo.

La respuesta positiva en el corto plazo de la tasa de desempleo a un aumento de la oferta monetaria, a primera vista contraintuitiva, es apoyada por varios estudios del mercado laboral colombiano. En efecto, desempleo y actividad económica pueden evolucionar en la misma dirección si la tasa de participación es procíclica, como ha sucedido en varios períodos recientes.¹¹ Eso parece ser lo que pasa en Bogotá, Cali y Barranquilla.

La conclusión de que la oferta de dinero tiene algunos efectos en el corto plazo, pero no parece un determinante primordial de la tasa de desempleo en el largo plazo, se sustenta también con la prueba F, la cual verifica si la variable es significativa independientemente del rezago.

En el cuadro 3 se presentan los resultados de la prueba F; sólo en dos casos, el modelo restringido para Cali y el modelo completo para la cuatro ciudades, la oferta de dinero determina significativamente la tasa de desempleo.¹²

Con respecto a las exportaciones, las respuestas de los distintos mercados son también muy heterogéneas. El mercado laboral de Medellín no se ve afectado sistemáticamente por las exportaciones, mientras que los de Barranquilla y Cali responden inmediatamente a cambios

11 Ver, por ejemplo, los estudios de la Misión Chenery [1987] y los indicadores sobre el mercado laboral en *Coyuntura Social*, Fedesarrollo, varios números.

12 La correlación entre oferta de dinero y tasa de desempleo puede reflejar patrones de estacionalidad, más que una causalidad en sentido estricto. Sin embargo, se hicieron las mismas regresiones con datos ajustados por estacionalidad. Los coeficientes resultaron muy similares tanto en el tamaño como en el nivel de significancia. Se excluye así la existencia de correlación espúrea por estacionalidad. Los resultados muestran efectos de estacionalidad tan solo en Cali.

CUADRO 3
PRUEBA F DE SIGNIFICANCIA DE CADA VARIABLE

Variable	Modelo I	Modelo II
<i>Total</i>		
td	F(1, 12) = 20.892**	F(1, 18) = 22.684**
Constant	F(1, 12) = 0.079	F(1, 18) = 0.237
fbkb	F(3, 12) = 0.372	
m1	F(3, 12) = 4.225*	F(1, 18) = 0.001
exp	F(3, 12) = 4.399*	F(2, 18) = 1.8461
Seasonal	F(3, 12) = 10.958**	F(3, 18) = 7.0835**
<i>Bogotá</i>		
td	F(1, 12) = 5.750*	F(1, 16) = 14.413**
Constant	F(1, 12) = 0.109	F(1, 16) = 0.027
fbkb	F(3, 12) = 0.380	
m1	F(3, 12) = 0.938	F(3, 16) = 1.259
exp	F(3, 12) = 1.764	F(2, 16) = 2.953
Seasonal	F(3, 12) = 1.329	F(3, 16) = 3.054
<i>Barranquilla</i>		
td	F(1, 12) = 3.048	F(1, 14) = 5.021*
Constant	F(1, 12) = 2.388	F(1, 14) = 2.240
fbkb	F(3, 12) = 2.372	F(3, 14) = 3.232
m1	F(3, 12) = 1.891	F(3, 14) = 1.687
exp	F(3, 12) = 1.393	F(1, 14) = 3.352
Seasonal	F(3, 12) = 3.262	F(3, 14) = 3.573
<i>Cali</i>		
td	F(1, 12) = 0.417	F(1, 19) = 2.131
Constant	F(1, 12) = 2.773	F(1, 19) = 7.288*
fbkb	F(3, 12) = 0.353	
m1	F(3, 12) = 1.377	F(2, 19) = 4.134*
exp	F(3, 12) = 2.473	F(1, 19) = 8.261**
Seasonal	F(3, 12) = 1.497	F(3, 19) = 4.975*
<i>Medellín</i>		
td	F(1, 12) = 1.191	F(1, 20) = 7.805*
Constant	F(1, 12) = 1.898	F(1, 20) = 4.297
fbkb	F(3, 12) = 1.797	F(2, 20) = 2.082
m1	F(3, 12) = 1.562	
exp	F(3, 12) = 0.477	
Seasonal	F(3, 12) = 3.243	F(3, 20) = 1.015

en las exportaciones. Los coeficientes son muy similares y tienen el signo esperado: mayores exportaciones inducen una tasa de desempleo menor. El mercado de Bogotá tiene un comportamiento simultáneo similar, pero el efecto se contrarresta casi por completo un trimestre después. El resultado neto es muy pequeño y no significativamente diferente de cero. Estos resultados se confrontan con la prueba F, que muestra efectos significativos sólo en Cali y, en menor medida, en Barranquilla (cuadro 3).

Por otra parte, en Barranquilla y en Medellín, la inversión —incluyendo construcción e inversión en maquinaria y equipo— tiene el efecto

CUADRO 4
SOLUCIÓN ESTÁTICA DE LARGO PLAZO

<i>Total de las cuatro ciudades</i>					
td =	+36.31 (119.1)	- 4.476 fbkb (8.494)	+ 3.913 m1 (9.93)	- 2.319 exp (3.111)	+ 5.631 S (7.68)
td =	+29.14 (54.81)	- 0.154 m1 (5.356)	- 1.965 exp (2.492)	+ 0.2516 S (3.69)	
<i>Bogotá</i>					
td =	+77.54 (209.7)	- 0.8138 fbkb (17.28)	- 3.475 m1 (17.26)	- 2.8 exp (5.95)	- 3.563 S (12.79)
td =	-22.32 (139.3)	+ 6.148 m1 (13.27)	- 3.454 exp (3.863)	+ 4.547 S (11.44)	
<i>Barranquilla</i>					
td =	+266.8 (136.0)	- 17.16 fbkb (12.15)	- 1.713 m1 (14.36)	- 7.252 exp (4.227)	- 1.884 S (10.23)
td =	+248.9 (136.2)	- 21.77 fbkb (12.14)	+ 6.57 m1 (12.94)	- 9.328 exp (3.717)	+ 0.8249 S (10.34)
<i>Cali</i>					
td =	+181.0 (87.48)	- 8.069 fbkb (8.013)	- 1.14 m1 (9.171)	- 9.249 exp (2.767)	+ 12.05 S (9.483)
td =	+152.8 (57.72)	- 8.15 m1 (5.65)	- 7.601 exp (1.888)	+ 16.94 S (9.047)	
<i>Medellín</i>					
td =	+105.5 (67.75)	- 11.0 fbkb (6.101)	+ 0.6979 m1 (7.103)	+ 1.523 ex (2.094)	- 2.954 S (5.213)
td =	+123.9 (56.9)	- 10.89 fbkb (5.579)	- 1.009 S (2.766)		

S = estacionalidad

td = tasa de desempleo

esperado sobre el desempleo. En Barranquilla, el rezago es de dos períodos y el efecto es similar al que produce un incremento en las exportaciones. El impacto es mucho más pequeño en Medellín.

Finalmente, para analizar el impacto en una situación de equilibrio de largo plazo, se estimaron las soluciones estáticas de las ecuaciones. Los resultados se presentan en el cuadro 4; la primera ecuación corresponde al modelo total, la segunda al modelo reducido. No se encuentra ninguna influencia de las variables macroeconómicas sobre la tasa de desempleo en Bogotá; los cambios en la tasa de desempleo de largo plazo se explican por factores aleatorios —innovaciones en la economía— o por factores que se consideraron constantes en el modelo pero que pueden variar a más largo plazo.

En las otras tres ciudades, la situación es muy distinta: en Barranquilla, la inversión y las exportaciones sí tienen efectos de largo plazo, siendo más de dos veces mayor el efecto de la inversión. En Cali, las exportaciones —y la estacionalidad— determinan la tasa de desempleo de largo plazo, mientras que, en Medellín, la tasa se ve afectada en el largo plazo por las inversiones.

En resumen, la política monetaria parece ser neutral frente al desempleo de largo plazo, al menos en lo que hace a su efecto directo, vía incrementos de la demanda. Obviamente, este resultado no excluye la posible existencia de efectos menos directos, a través de las tasas de interés y de cambio. En contraste, la inversión y las exportaciones sí tienen efectos de corto y de largo plazo. Estos efectos son muy diferentes entre una región y otra. Así, la política macroeconómica deja de ser neutral y se convierte en un componente con fuertes implicaciones regionales.

CONCLUSIONES

La conclusión más importante de nuestro trabajo es, quizá, la gran heterogeneidad regional del mercado laboral colombiano. En un extremo se encuentra Cali, con un mercado laboral bastante flexible. En el otro está Bogotá, donde la duración media del desempleo es de casi ocho meses. Barranquilla y Medellín presentan grados intermedios de persistencia del desempleo.

Esta heterogeneidad tiene implicaciones desafiantes para la política laboral colombiana. Ciudades como Cali y, en menor medida, Barranquilla y Medellín, pueden esperar reducciones relativamente importantes de sus tasas de desempleo en una situación de auge económico, en la medida en que el mercado parece no estar determinado por desajustes estructurales demasiado importantes. En Bogotá, en cam-

bio, la reducción de los niveles de desempleo parece exigir políticas laborales específicas. Vale la pena hacer estudios más profundos sobre las causas de histéresis en la capital.

Podría pensarse que la histéresis se debe, en buena medida, a la depreciación del capital humano o a la inadecuación de la formación profesional de la población con respecto a las posibilidades de empleo en Bogotá, Barranquilla y Medellín. En este sentido, gran parte del esfuerzo para reducir el desempleo en estas ciudades estaría a cargo del Sena o de institutos similares.

ANEXO 1

PRUEBA DE RAÍZ UNITARIA PARA EL DESEMPLEO EN COLOMBIA MARZO DE 1986 - ENERO DE 1992

Para comprobar si existe una raíz unitaria en la serie de tiempo del desempleo se hizo una regresión para una constante, una tendencia determinística, el valor rezagado y los valores rezagados de uno y dos períodos de la primera diferencia del desempleo a la primera diferencia del desempleo. Aquí no se presenta toda la información, sólo se muestran los valores de la prueba DW y de la prueba aumentada de Dickey-Fuller.

1a. Desempleo

Desempleo total ¹	DW = 2.24	ADF(tot)	= -1.949
Bogotá	DW = 1.97	ADF(bta)	= -2.265
Medellín	DW = 1.95	ADF(med)	= -2.604
Cali	DW = 2.00	ADF(cal)	= -3.382
Barranquilla	DW = 2.05	ADF(bar)	= -1.905
Δ Desempleo total ¹	DW = 1.80	ADF(Δ tot)	= -6.015**
Δ Bogotá	DW = 1.90	ADF(Δ bta)	= -4.128*
Δ Medellín	DW = 1.88	ADF(Δ med)	= -3.600
Δ Cali	DW = 2.28	ADF(Δ cal)	= -5.411**
Δ Barranquilla	DW = 2.17	ADF(Δ bar)	= -4.648**
$\Delta\Delta$ Medellín	DW = 2.07	ADF($\Delta\Delta$ med)	= -6.327**

1b. Tasa de desempleo

Desempleo total ¹	DW = 2.33	ADF(tdtot)	= -1.923
Bogotá	DW = 2.00	ADF(tdbta)	= -2.253
Medellín	DW = 1.84	ADF(tdmed)	= -2.562
Cali	DW = 1.93	ADF(tdcal)	= -2.748

Barranquilla	DW = 2.10	ADF(\bar{t}) = -2.100
Δ Desempleo total ¹	DW = 1.77	ADF(Δt) = -6.100**
Δ Bogotá	DW = 1.83	ADF(Δt) = -4.453**
Δ Medellín	DW = 1.82	ADF(Δt) = -3.147
Δ Cali	DW = 2.28	ADF(Δt) = -5.737**
Δ Barranquilla	DW = 2.13	ADF(Δt) = -4.413**
$\Delta\Delta$ Medellín	DW = 2.11	ADF($\Delta\Delta t$) = -6.178**

1. Para las cuatro ciudades principales.

De acuerdo con los resultados de estas pruebas, no se puede rechazar la hipótesis de la existencia de histéresis pura en el desempleo total y en los mercados de trabajo regionales, independientemente de si se considera el desempleo absoluto o la tasa de desempleo. Se debe anotar, sin embargo, que los resultados son bastante sensibles para los años que se incluyen —particularmente en el caso de Cali— y con respecto a los procesos I(1) e I(2) —para Medellín— son sensibles al número de rezagos que se analiza. Usando un rezago solamente, la serie también se vuelve I(1).

2. Otras variables del modelo

Formación bruta de capital	DW = 1.42	ADF(fbkb) = -1.017
M1	DW = 1.35	ADF(m1) = -4.319*
Exportaciones (EXP)	DW = 2.22	ADF(exp) = -3.457
Δ Exportaciones	DW = 1.98	ADF(Δ exp) = -5.299**
Δ Formación bruta (FBKB)	DW = 1.57	ADF(Δ fbkb) = -2.164
$\Delta\Delta$ Formación bruta	DW = 1.84	ADF($\Delta\Delta$ fbkb) = -5.128**

El modelo se especifica normalmente al diferenciar las variables que llegan a ser I(0) y luego éstas se aplican diferenciadas. Sin embargo, este procedimiento no permitió determinar residuales estacionarios. El comportamiento de los residuos era mucho más satisfactorio con las variables originales.

BIBLIOGRAFÍA

- Barro, R. 1988. "The Persistence of Unemployment", *American Economic Review*, v. 78, 3-37.
- Blanchard, O., Summers, L. 1991. "Hysteresis in Unemployment", Mankiw, N. G., Romer, D. editores, *New Keynesian Economics*, v. 2, Cambridge, Mass.
- Cross, R. 1987. "Hysteresis and Instability in the Natural Rate of Unemployment", *Scandinavian Journal of Economics*, 89-1, 71-89.

- Charemzka, W. W., Deadman, D. F. 1992. *New Directions in Econometric Practice*, Aldershot.
- Dornbusch R., Fischer, St. 1991. *Macroeconomía*, 5a. Edición, Nueva York.
- Gordon, R. 1989. "Hysteresis in History: Was there ever a Phillips Curve", *American Economic Review*, Papers and Proceedings, v. 79, n. 2, mayo, 220-225.
- Jackman, R., Layard, R. 1987. "Unemployment", *European Economic Review*, v. 31, ns. 1 y 2.
- Le Page, J. M. 1991. "L'hypothese d'hystérésis dans la théorie économique du chômage", *Revue d'économie politique* 101-2, 282-299.
- López, H. 1993. *Contexto macroeconómico colombiano, mercado laboral urbano y retos para una política de empleo*, Fundación Friedrich Ebert de Colombia, mimeo, Universidad de Antioquia, Medellín.
- Maddala, G. S. 1992. *Introduction into Econometrics*, Nueva York.
- Misión Chenery. 1987. *El problema laboral colombiano*, Bogotá.
- Nivia, D. 1993. *Efectos de política económica en el desempleo: aplicación de un modelo de histéresis para Colombia*, Tesis de Grado, Universidad Javeriana, Bogotá.
- Pindyck, Rubinfeld. 1985. *Econometric Models and Economic Forecasts*, Singapur.