

EL DESEMPLEO EN COLOMBIA

Luis Eduardo Arango T. y Carlos Esteban Posada P.¹

Banco de la República

Resumen

Este documento describe e interpreta la evolución de la tasa de desempleo urbano en Colombia en el período 1984:1 –2000:2. Incluye evidencia sobre algunas de las propiedades de las series de tiempo del mercado laboral (tasas de desempleo, de ocupación y de participación). Se estiman las etapas de equilibrio y desequilibrio del mercado laboral y se establece, así, el período para el cual es válida la hipótesis de igualdad entre el componente de tendencia de la tasa de desempleo y la NAIRU. En este sentido se discute la posibilidad de que el componente de tendencia haya tenido un crecimiento mayor que la NAIRU con posterioridad a 1994 a raíz de choques cuyos efectos son bastante persistentes dada la inflexibilidad a la baja del salario real y otros costos salariales. Por ello, no se puede rechazar la hipótesis de alta persistencia en la tasa de desempleo. Políticas para reducir el desempleo de 20% a 14%, según uno de los métodos de descomposición utilizados, no deberían tener consecuencias inflacionarias, siempre que el salario real y otros costos laborales tengan un comportamiento compatible con tal objetivo. Niveles inferiores a 14% generarían presiones inflacionarias, a menos que disminuyan, e forma permanente, los impuestos a la nómina y mejoren los sistemas de información y adiestramiento de la fuerza laboral para reducir el desajuste (cuantitativo) entre los perfiles de la oferta y la demanda de fuerza laboral.

Clasificación JEL: E24, J30, C22.

Palabras clave: tasa de ocupación, tasa de desempleo, tasa global de participación, tasa natural de desempleo, salario real y componente de tendencia del desempleo

¹ Las opiniones contenidas en este documento son responsabilidad exclusiva de sus autores y no comprometen al Banco de la República ni a sus directivas. Se agradecen los comentarios y ayudas de Marta Luz Henao, Norberto Rojas, Carlos Arango, Luis Fernando Melo, Angela Milena Rojas, Hugo López y los asistentes al Seminario de Economía del Banco de la República.

1. Introducción

La coyuntura reciente de la economía colombiana ha tenido como uno de sus elementos distintivos una tasa de desempleo sin precedentes (Figura 1). Debido a la alta ponderación que los agentes atribuyen a las oportunidades de empleo, es importante conocer algunos hechos asociados al mercado de trabajo.

El presente documento cumple un doble objetivo: en primer lugar, describe la evolución de la tasa de desempleo urbano en Colombia, para lo cual presenta evidencia sobre algunas de las propiedades de tres series de tiempo del mercado laboral: la tasa de desempleo, la de ocupación y la de participación; en segundo lugar, discute la posibilidad de que la “tasa de tendencia de desempleo” haya tenido un crecimiento mayor que el de la “tasa natural” con posterioridad a 1994 a raíz de choques cuyos efectos, sin ser “eternos”, claro está, sí son prolongados en vista de la inflexibilidad del salario real para bajar ante el aumento del mismo desempleo.

Durante el último decenio el mercado de trabajo colombiano ha sido objeto de análisis desde los puntos de vista macro y microeconómico. Los estudios que se han desarrollado desde un ángulo macroeconómico realizan, de manera usual pero no exclusiva, estimaciones de la tasa natural de desempleo y verificaciones de la hipótesis de histéresis [véase Guataquí (2000) para una revisión reciente de literatura].

Clavijo (1994) hizo estimaciones de la tasa natural, para el lapso 1974-94, que la ubicaron entre 8% y 9.2%, dependiendo del período de análisis y de la tasa de crecimiento de la productividad. Farné y otros (1995) estimaron una tasa natural de desempleo entre 6% y 7% para el período 1976-1994.

Henao y Rojas (1998) utilizaron diferentes métodos para estimar la tasa natural de desempleo: el filtro de Hodrick-Prescott [inicialmente utilizado por Posada y González (1997) para el mismo efecto], la curva de Phillips y modelos explícitos del mercado de trabajo (modelos de precios y salarios). Henao y Rojas estimaron una tasa natural de desempleo entre 10.4% y 10.6% para el período 1982:1 - 1996:4, y, además, no pudieron aceptar la hipótesis de histéresis del desempleo en Colombia.

Nuñez y Bernal (1997) lograron estimaciones de los componentes no observados de la tasa de desempleo, así: 11.5% para la tasa natural y 8% para el componente cíclico, indicando,

de esta manera, el espacio que tendrían las autoridades para operar sobre éste último. Cárdenas y Gutiérrez (1998), por su parte, centraron su análisis en los determinantes del desempleo que, según estos autores, se encuentran no sólo en los mayores costos laborales diferentes del salario básico sino también en el comportamiento del tipo de cambio real (la revaluación real del peso sería, según ellos, causa de desempleo).

Ocampo y otros (2000), más preocupados por explicar la tasa de desempleo que por su descomposición en partes de tendencia y transitoria, a semejanza de Cárdenas y Gutiérrez, consideraron que el creciente desempleo y el lento ascenso del empleo durante la segunda mitad del pasado decenio se debieron, en muy buena medida, al cambio de la estructura productiva de la economía: mayor dinamismo de los sectores productores de bienes no comercializables internacionalmente en detrimento de los sectores productores de bienes comercializables. Julio (2001), siguiendo la metodología de Staiger, Stock y Watson (1997), encontró evidencia en favor de una tasa *NAIRU* (*non-accelerating inflation rate of unemployment*) variable a través del tiempo, que se ha incrementado en 4 puntos porcentuales desde el final del decenio del setenta hasta hoy. Sus estimaciones la ubican entre 8.3% y 12.4%, dependiendo de la especificación de la curva de Phillips y de la formación de expectativas.

Finalmente, López (2001) mostró la importancia del comportamiento de la oferta laboral (ella misma parcialmente dependiente del desempleo) en el incremento de la tasa de desempleo desde 1998.

Las contribuciones del presente trabajo son básicamente dos. En primer lugar, intenta determinar las etapas de equilibrio y desequilibrio del mercado laboral de manera que establece los períodos para los cuales es válida ó no la hipótesis de la igualdad entre el componente de tendencia de la tasa de desempleo y la *NAIRU* en Colombia. En este sentido, el trabajo adelanta una hipótesis para explicar la existencia de una parte “perdurable” mayor que la *NAIRU* durante la etapa de desequilibrio. En segundo lugar, verifica la hipótesis de una alta persistencia de la tasa de desempleo.

El documento se desarrolla de la siguiente forma: la sección dos describe la evolución de la tasa de desempleo desde 1984; la sección tres examina las características de la tasa de desempleo y sus determinantes inmediatos desde la óptica del análisis estadístico de series de tiempo; la sección cuatro interpreta, desde la economía, la razón por la cual la tasa de

desempleo se ha comportado, desde 1995, como una serie que no evoluciona hacia un atractor determinístico; la sección cinco discute la posibilidad de que el componente de tendencia de la tasa de desempleo sea, en el período 1995:1-2000:2, superior a la *NAIRU* y a lo que, en teoría económica, se llama la tasa natural de desempleo. La sección seis ofrece algunos comentarios finales.

2. Evolución de la tasa de desempleo

La tasa de desempleo (u) se define como la relación entre la *población económicamente activa* (*PEA*) no ocupada, pero que está buscando empleo en forma activa, y la *PEA* total (ocupada y no ocupada):

$$u = \frac{PEA - O}{PEA} = 1 - \frac{O}{PEA} \quad (1)$$

siendo O la *PEA* ocupada. Dividiendo ambos lados de (1) por la *población en edad de trabajar* (*PET*), la tasa de desempleo puede expresarse como:

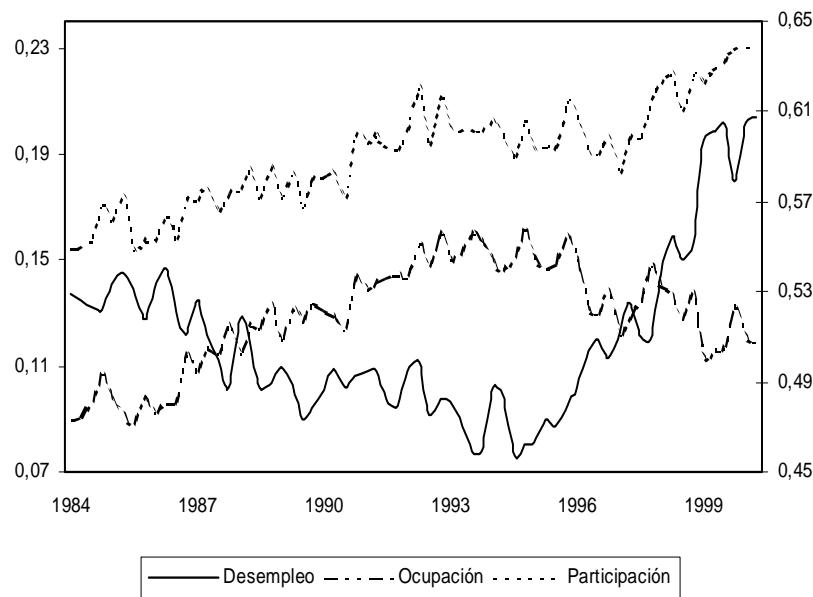
$$u = 1 - \frac{O/PET}{PEA/PET} = 1 - \frac{n}{TGP} \quad (2)$$

donde n y TGP representan, respectivamente, la tasa de ocupación ($=O/PET$) y la tasa global de participación ($=PEA/PET$).

De acuerdo con la definición (1), la tasa de desempleo no se asocia exclusivamente con la tasa de ocupación, que presumiblemente tiene estrechos vínculos con la demanda de fuerza laboral y la situación de la economía; se relaciona también con la oferta laboral, que se manifiesta a través de la tasa global de participación (TGP), cuyos factores determinantes no son sólo macroeconómicos; también los tiene microeconómicos.

La Figura 1 muestra la evolución de las variables seleccionadas entre el primer trimestre de 1984 y el segundo trimestre de 2000². Como se señaló al comienzo, la tasa de desempleo alcanzó en la parte final del período de la muestra una magnitud sin antecedentes, después de haber llegado a su nivel más bajo en 1994. La tasa de ocupación (n , llamada “empleo” en las figuras) tuvo un comportamiento contrario, mientras que la participación laboral (TGP) observó, en general, una tendencia al alza.

Figura 1. Tasas de ocupación (empleo), desempleo y global de participación (siete ciudades)



Fuente: DANE

Se observa en la Figura 1 que la caída de la tasa de ocupación durante la segunda mitad del decenio de los noventa no fue tan abrupta como lo fue el aumento de la tasa de desempleo en el mismo período; ello significa que hubo un aumento continuo de la participación laboral (de la TGP): un incremento más que proporcional de la fuerza de trabajo en relación con la población en edad laboral (PET). Algunas de las explicaciones dadas por los analistas a este hecho se encuentran en la mayor incorporación de mujeres y jóvenes a la fuerza de trabajo

² Las cifras de desempleo del DANE anteriores al segundo trimestre de 1984 no son estrictamente comparables con

debido a la reducción del ingreso de los hogares y al aumento del nivel educativo de las mujeres [Sierra (2000) y López (2001)].

La PEA desocupada se divide entre cesantes (*Ce*) y aspirantes³ (*As*). Por lo tanto, la ecuación (2) puede ser re-escrita como:

$$u = 1 - \frac{O/PET}{O/PET + Ce/PET + As/PET} \quad (3)$$

o, en forma equivalente, como:

$$u = 1 - \frac{1}{1 + Ce/O + As/O} \quad (4)$$

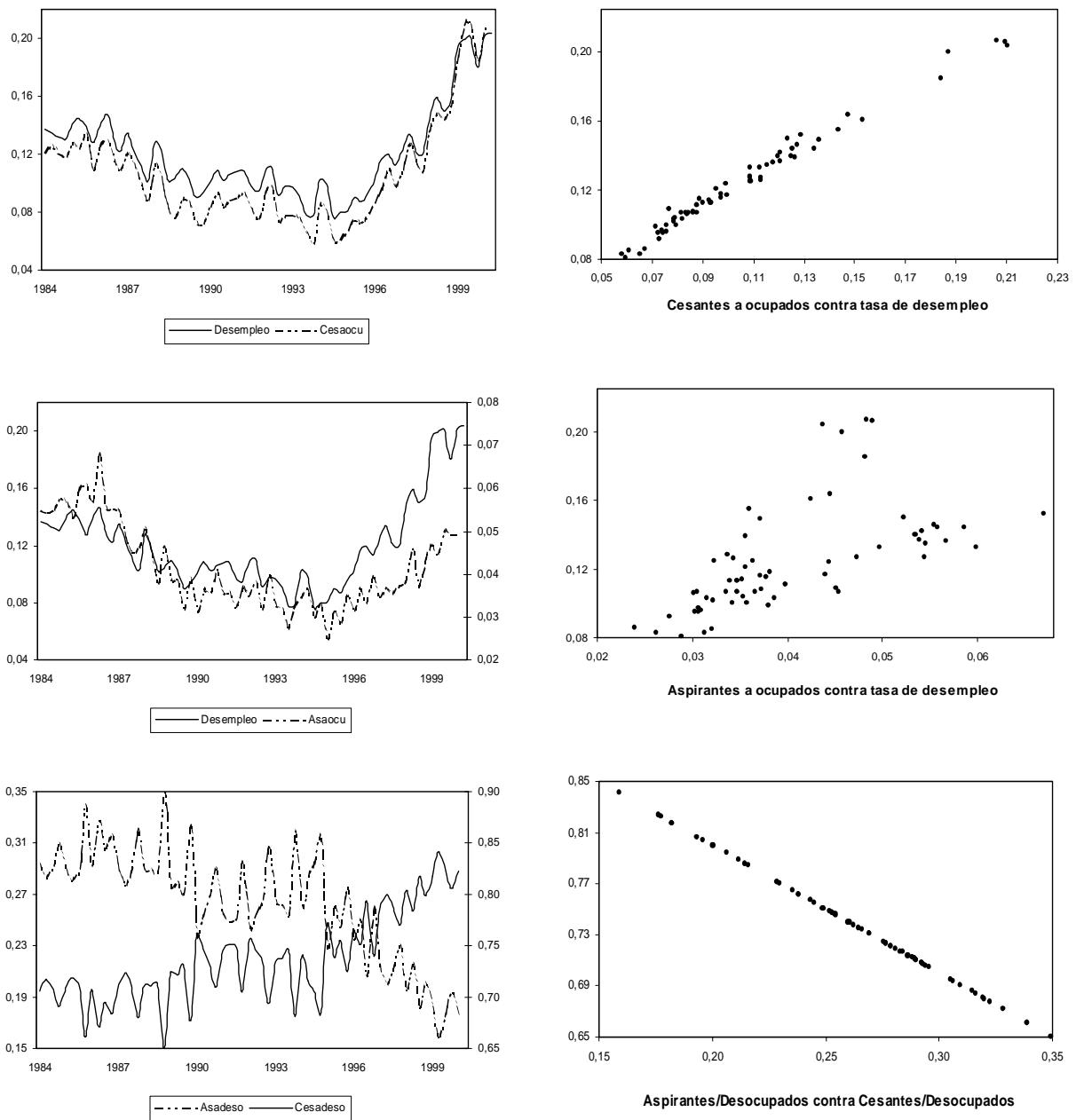
de forma que se pueda observar de donde se está nutriendo, en primera instancia, el proceso de desempleo en Colombia, de los cesantes ó aspirantes, frente a los ocupados.

De acuerdo con la Figura 2, la mayor contribución a la tasa de desempleo durante los últimos años la han hecho los cesantes. Esta hipótesis adquiere mayor verosimilitud si se tiene en cuenta que las estadísticas sobre crecimiento anual del número de empleados muestran que mientras entre 1984:1 y 1994:4 dicho indicador se ubicó por encima de 4,6%, entre 1995:1 y 2000:2 descendió a 1,4%⁴.

las de períodos posteriores; aquellas casi siempre se referían a las principales cuatro ciudades.

³ Se consideran cesantes quienes se encuentran buscando empleo pero que ya han trabajado antes por lo menos dos semanas consecutivas, en tanto que aquellas personas que buscan trabajo por primera vez son catalogadas como aspirantes.

Figura 2. Cesantes, aspirantes y tasa de desempleo



Notación: Cesacu = Cesantes/Ocupados; Asaocu = Aspirantes/Ocupados; Asadeso = Aspirantes/Desocupados; Cesadeso = Cesantes/Desocupados. Fuente: DANE.

⁴ En trimestres como el segundo, tercero y cuarto de 1996, el segundo de 1997, el tercero de 1998, o el primero,

3. Persistencia de la tasa de desempleo

El grado de persistencia de una variable proporciona información sobre el período de tiempo que esta tarda en asimilar un choque, lo cual incluye la posibilidad de que el efecto del mismo “permanezca por siempre” en el futuro. En esta sección verificamos el grado de persistencia de las tasas de desempleo, de ocupación y de participación del conjunto de las siete principales ciudades, con y sin ajuste estacional⁵.

La persistencia de las series se prueba sobre las muestras disponibles y, además, en dos sub-períodos: 1984:1-1994:4 y 1984:1-1998:4. La razón para seleccionar el primer sub-período se encuentra en el hecho de que la tendencia decreciente de la tasa de desempleo llega justamente hasta 1994, cuando empezó la aplicación del nuevo régimen de cotizaciones a la seguridad social impuesto mediante la Ley 100 de 1993. La segunda sub-muestra encuentra explicación en el hecho de que sólo hasta 1998 se comenzaron a registrar niveles alarmantes de la tasa de desempleo (18%).

Los resultados de la Tabla 1 indican que las tres variables fueron, en la mayoría de las muestras, estacionarias alrededor de una tendencia determinística durante el primer sub-período. Sin embargo, ni para el sub-período que termina en 1998:4 ni para la muestra completa se repite este resultado. Ello implica, entonces, que los efectos de diversos choques soportados por la tasa de desempleo, la tasa de ocupación y la *TGP*, una vez registrados los cambios de 1994-95, van a perdurar a menos que cambien algunas características del mercado laboral que se reflejan en las propiedades de estas series.

Tabla 1. Prueba de persistencia

	¿Posee raíz unitaria para niveles de significancia convencionales?					
	Niveles			Primeras diferencias		
	84:1 – 94:4	84:1 – 98:4	84:1 - 00:2	84:1 – 94:4	84:1 – 98:4	84:1 – 00:2
Tasa de desempleo con ajuste estacional	No	Si	Si		No	No
Tasa de desempleo	No	Si	Si		No	No
Tasa de empleo con ajuste estacional	Si	Si	Si	No	No	No
Tasa de empleo	Si*	Si	Si	No	No	No
Tasa global de participación con ajuste estacional	Si	Si	Si		No	No
Tasa global de participación	Si	Si	Si	No	No	No

* El valor de los estadísticos relevantes está prácticamente en el límite de los valores críticos.

segundo y tercero de 1999 hubo caídas anuales del número de ocupados.

⁵ Se utilizan pruebas de *Dickey-Fuller*.

En contraste con lo anterior, la prueba de Perron (1989) proporciona evidencia de que las tasas de desempleo, ocupación y participación son estacionarias durante todo el período muestral. Este resultado requiere suponer que hubo cambios en las tendencias determinísticas en el segundo trimestre de 1994. Pero justamente fue en ese momento cuando entraron en vigencia algunas de las disposiciones de la Ley 100 de 1993. Por ello, para los propósitos de este estudio se continúan aceptando los resultados obtenidos utilizando la prueba de Dickey-Fuller.

Como se observa en la ecuación (2), la tasa de desempleo se encuentra determinada, en primera instancia, por las tasas de empleo (n) y de participación (TGP). La tasa de ocupación podría asociarse, como ya se mencionó, con la demanda de fuerza de trabajo (olvidándonos de la existencia de puestos vacantes, de cuya magnitud no hay estimaciones), mientras que la TGP podría ser asimilada a la oferta.

Dado el carácter no estacionario de la tasa de desempleo tanto para la muestra completa como para el período 1984:1-1998:4, el paso natural siguiente consiste en verificar la hipótesis de que entre la tasa de empleo y la TGP no existe una relación de equilibrio de largo plazo⁶. En caso de no poder rechazar dicha hipótesis, la tasa de desempleo de largo plazo será variante en el tiempo y conducida por una tendencia estocástica.

Los resultados del ejercicio de cointegración entre la tasa de empleo y la TGP , con la metodología de Johansen, indican que las variables no tuvieron relación cointegrante durante el período 1984:1 - 2000:2, utilizando una constante en el espacio de cointegración y *dummies* para eliminar efectos estacionales. Sin embargo, cuando la muestra se reduce al período 1984:1-1994:4 se obtiene una relación de cointegración entre dichas variables⁷ (Tabla 2).

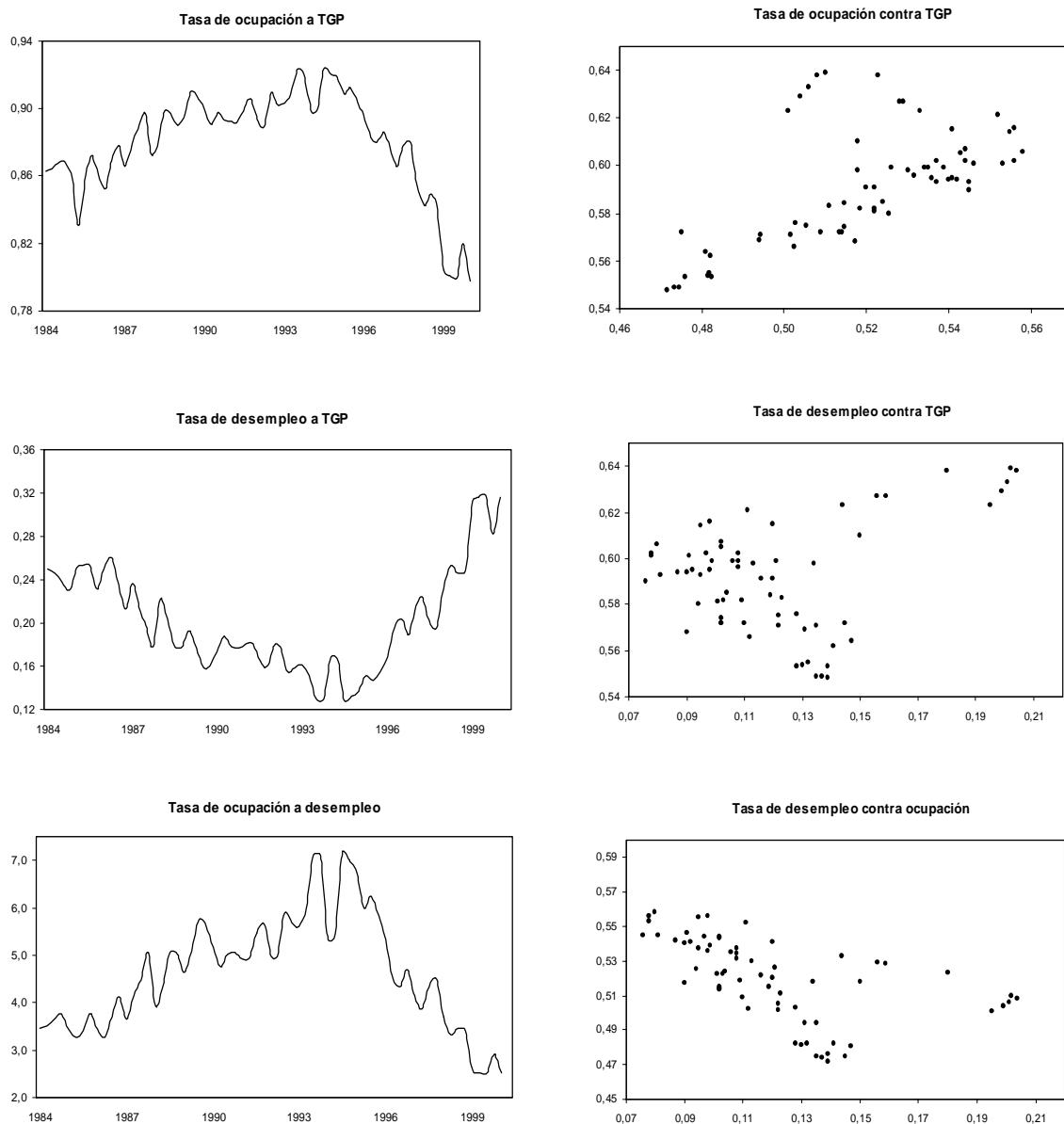
Este resultado es claramente consistente con lo observado en el diagrama de “nube de puntos” de la Figura 3 (*panel* superior derecho) en el cual, salvo por algunos puntos correspondientes en su mayoría a los últimos cinco años de la muestra y que lucen como

⁶ Si, por el contrario, existiese una relación de cointegración entre las variables representativas de la oferta y la demanda en el mercado de trabajo, la tasa de desempleo debería ser estacionaria. Por lo tanto, la tasa de desempleo tendría una tendencia determinística de largo plazo (no necesariamente constante) hacia la cual sería atraída la tasa de desempleo observada. Sin embargo, como se acaba de señalar (Tabla 1), no hay evidencia de que la tasa de desempleo sea estacionaria para el período muestral completo.

⁷ Se requiere un rezago para eliminar la autocorrelación residual. Se utilizan *dummies* para eliminar efectos estacionales.

outliers, se advierte la existencia de una relación directa (y aparentemente lineal) entre la tasa de empleo y la *TGP*.

Figura 3. Relación de tasas de empleo y desempleo a tasa global de participación



Fuente: DANE

Tabla 2. Pruebas de cointegración

Valor característico	L-max	Traza	$H_0 : r$	Valores críticos	
				L-max	Traza
0.3045	15.62 (14.89)	19.67 (18.75)	0	10.29	17.79
0.0898	4.05 (3.86)	4.05 (3.86)	1	7.50	7.50
Coeficientes de largo plazo estandarizados					
$n: 0.671$			Constante: 0.234		

Nota: Los valores entre paréntesis corresponden a la corrección de tamaño de muestra sugerida por Cheung y Lai (1993).

Dada la exogenidad débil exhibida por la tasa de ocupación, n , cuando los parámetros de interés son los de largo plazo, la relación encontrada entre dicha variable y la TGP se puede escribir como:

$$TGP = a + \phi n = 0.234 + 0.671 \times n \quad (5)$$

En palabras, durante el período 1984:1 – 1994:4 la expansión del empleo indujo un incremento (sustancial) de la participación laboral. Aún así, como se verá a continuación, el aumento del empleo logró disminuir la tasa de desempleo.

Reemplazando la expresión (5) en la definición de la tasa de desempleo de la ecuación (1), resulta que:

$$u = 1 - \frac{n}{a + \phi n} \quad (6)$$

\Rightarrow

$$\frac{du}{dn} = \frac{-a}{(a + \phi n)^2} < 0, \text{ pues } a > 0.$$

Así, dados los signos de los valores estimados (Tabla 2), la tasa de desempleo de largo plazo, entendiendo por éste el período 1984:1-1994:4, varió negativamente con la tasa de empleo, n , como se puede apreciar en la Figura 3 (*paneles inferiores de izquierda y derecha*).

La evidencia de una relación cointegrante entre n y TGP es consistente con los resultados de las Tablas 1 y 3, que sugieren que la tasa de desempleo, ajustada estacionalmente,

fue estacionaria alrededor de una tendencia durante el período 1984:1-1994:4. Puede decirse entonces que para dicho período existió una tasa de desempleo de largo plazo hacia la cual convergían las tasas observadas de desempleo y que evolucionaba a un ritmo constante en el tiempo.

Tabla 3. Persistencia de la tasa de desempleo desestacionalizada

Término	Coeficiente	Error Estándar	Estadístico-t
Constante	0.056415	0.017742	3.179
Tendencia	-0.000551	0.000178	-3.081
Desempleo (t-1)	-0.402633	0.124595	-3.231
Variable dependiente: Variación en la tasa de desempleo Período muestral: 1984:1-1994:4			
Error estándar del estimado:	0.006062		
Suma del cuadrado de los residuos:	0.0014698		
<i>Q</i> (11-0):	4.8192	Nivel de significancia de <i>Q</i> :	0.93961

La expresión cuyos coeficientes aparecen en la Tabla 3 es la siguiente⁸:

$$\Delta u_t = c + \lambda t + \beta u_{t-1} + \mu_t \quad (7)$$

donde u_t es la tasa de desempleo, t el tiempo, y c , λ y β son parámetros. El término de perturbación, μ_t , se supone $iid \sim (0, \sigma^2)$. Re-ordenando, la ecuación (7) es equivalente a:

$$u_t = c + \lambda t + (1 + \beta)u_{t-1} + \mu_t \quad (8)$$

de manera que el comportamiento de la tasa de desempleo de largo plazo, durante el período 1984:1-1994:4, puede ser analizado a través de la integral particular de la ecuación en diferencias de primer orden (8); ello permite hacer abstracción del término aleatorio μ_t . La integral particular de (8) puede expresarse así:

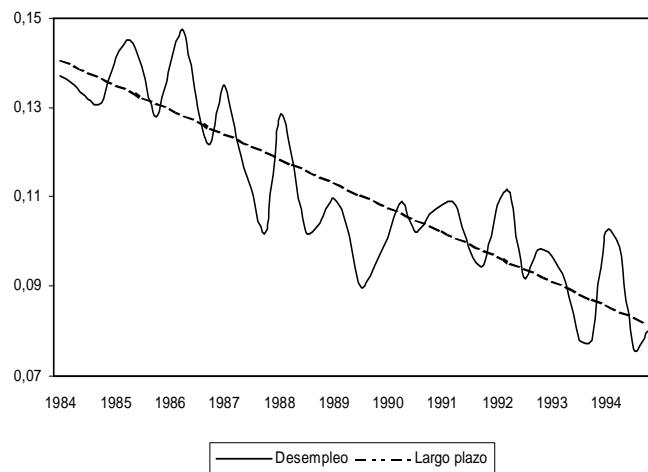
$$u_t^L = \frac{c - [(1 + \beta)\lambda / (-\beta)]}{(-\beta)} + \frac{\lambda}{(-\beta)} t \quad (9)$$

siendo u^L la solución de (8) que hace abstracción del término de perturbación. Tal solución, según los valores de la Tabla 3, equivale a:

$$u_t^L = 14.21\% - 0.137\% \times t \quad (10)$$

cuyo comportamiento se observa en la Figura 4. La tendencia común que se evidencia entre la tasa de ocupación y la TGP para el período 1984:1-1994:4 podría, en consecuencia, ser asimilada a la NAIRU.

Figura 4. Tasas de desempleo: observada y de tendencia



Para el período que comienza en 1995 la situación es bien diferente, ya que la tasa de desempleo no muestra síntomas de obedecer a un equilibrio entre la oferta y la demanda de fuerza de trabajo, según los resultados de la Tabla 1. En otras palabras, la tasa de desempleo de largo plazo no puede seguir siendo representada por la ecuación (9) pues, en primer término, empieza a crecer a través del tiempo, en lugar de disminuir, y, en segundo término, la tasa de desempleo observada ya no parece retornar a un atractor determinístico.

⁸ Atendiendo al criterio de *Ljung-Box*, no es necesario incluir rezagos de la primera diferencia de la tasa de desempleo para “blanquear” los residuos.

Algunas hipótesis que podrían contribuir a explicar esta ruptura del equilibrio en el mercado de trabajo en Colombia (y sobre las cuales volveremos posteriormente) son las siguientes: a) la insistencia en fijar el salario nominal con base en la inflación pasada desatendiendo las metas de inflación anunciadas; b) las sorpresas desinflacionarias surgidas de una inflación observada inferior a la meta de inflación en los años 1999 y 2000; estos dos hechos contribuyeron, sin duda, al aumento considerable del salario real, como se observa en la Figura 5, de acuerdo con la información de la Encuesta Nacional de Hogares (ENH); y, c) la caída de la inversión a lo largo del bienio 1998 – 99, que redujo la demanda laboral y, por ende, el nivel de empleo asalariado, dada la inflexibilidad del salario real a la baja.

Adicionalmente, entre 1994 y 1996 se presentó un nuevo encarecimiento del costo laboral diferente del salario real recibido por el trabajador a raíz de puesta en vigencia de la Ley 100 de 1993 (Figura 6 y Tabla 4). Esto debió contribuir, como más adelante se aclara, al aumento de la tasa de equilibrio (o natural) de desempleo.

Tabla 4. Algunos costos laborales

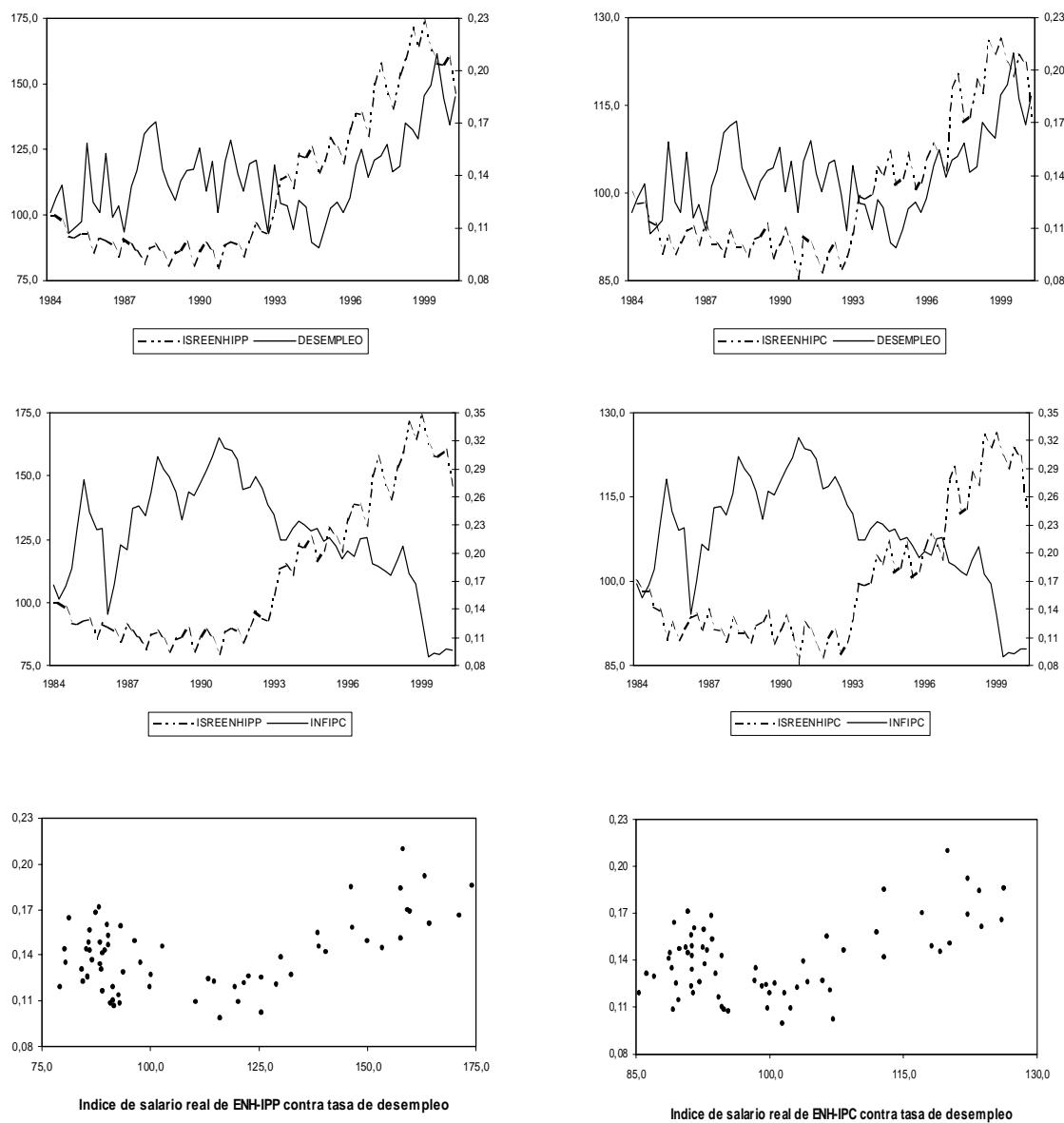
Concepto	Evolución reciente
Contribución a salud	0.67×7% hasta 1993; en 0.67×8% en 1994 y 0.67×12% desde 1995.
Contribución a pensión	0.67×6.5% hasta 1991; 0.67×8.5% en 1992-3; 0.75×11.5% en 1994; 0.75×13.5% en 1995 y 0.75×13.5% desde 1996.
Cesantías	9.3%
Retroactividad cesantías⁹	4.2% hasta 1990.
Prima de vacaciones	6.7%
Prima legal	8.9%
SENA	2.0%
ICBF	3.0%
Compensación familiar	4.0%

4. Importancia del salario

De acuerdo con los resultados anteriores, cabe preguntarse: ¿Qué explica, desde la óptica del economista, la persistencia del desempleo? Puede haber varias causas de ello, pero hay una, a nuestro modo de ver, que, en teoría, es esencial y, sin duda, de la mayor importancia para el

caso colombiano: la inflexibilidad del salario real en cuanto a su capacidad para ajustarse a fin de eliminar o, al menos, atenuar los movimientos del desempleo¹⁰.

Figura 5. Indices de salario real según ENH, inflación y tasa de desempleo

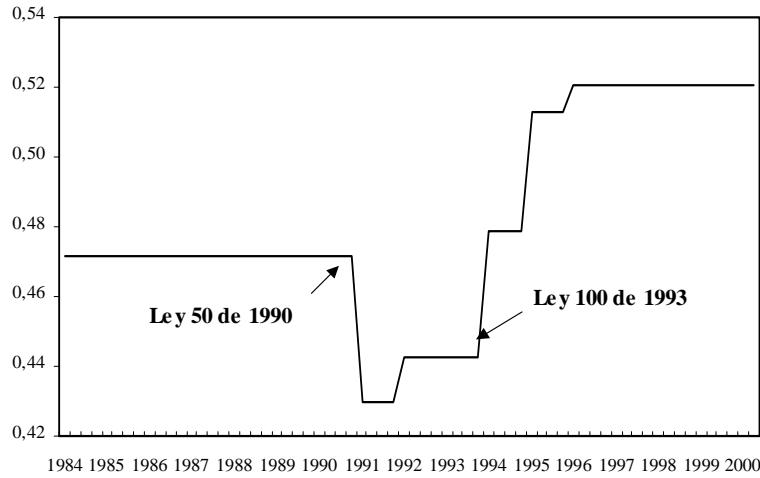


Notación: Isreenhipp = Indice de salario real según ENH deflactado con IPP; Isreenhipc = Indice de salario real según ENH deflactado con IPC; Infipc = Inflación estimada con base en el IPC. Fuente: DANE

⁹ Según Ocampo (1987).

¹⁰ Sobre la importancia de los problemas relativos al alto nivel de los costos laborales reales y a la inflexibilidad de estos a la baja en el caso colombiano, en comparación con otros países latinoamericanos, véase Lora (2001).

Figura 6. Algunos costos laborales



Para entender este punto lo mejor es utilizar un modelo del mercado laboral. A continuación presentamos uno sencillo, con características neoclásicas¹¹ (y cuyas funciones de comportamiento podrían derivarse de procesos de optimización individual) excepto por dos rasgos: a) por considerar la posibilidad de que el salario real no se ajuste para mantener el equilibrio entre la demanda y la oferta laborales, y b) por la inclusión *ad hoc* de efectos rezagados de la tasa de desempleo sobre la oferta laboral¹².

El modelo consta de lo siguiente:

$$N_t^d = -\alpha(w_t - \theta_t) + x_t \quad ; \quad \alpha > 0 \quad (11)$$

$$N_t^s = \beta w_t + z_t + \sum_{i=1}^k \gamma_i u_{t-i}; \beta > 0; \quad (12)$$

$$u_t = N_t^s - N_t^d \quad (13)$$

$$\theta_t = \theta_{t-1} + \varepsilon_t^\theta \quad (14)$$

$$x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t^x \quad (15)$$

¹¹ Modelos sencillos del mercado laboral se encuentran, por ejemplo, en Kaufman y Hotchkiss (2000).

$$z_t = z_{t-1} + \varepsilon_t^z \quad (16)$$

siendo: N_t^d : (logaritmo natural de) cantidad demandada del factor trabajo; N_t^s : (ln de la) cantidad ofrecida de mano de obra; w_t : (ln del índice del) salario real; θ_t : (ln del índice de) productividad del trabajo; x_t : otros factores determinantes de la demanda; z_t : otros factores determinantes de la oferta; u_t : proxy de tasa de desempleo [en rigor u_t es: ln de $1/(1-\text{tasa de desempleo})$]; $\varepsilon_t^{\vartheta}$, ε_t^x , ε_t^z : choques de productividad y de los otros dos componentes de la demanda y oferta laborales, respectivamente. Se supone que estos choques son *i.i.d.* con media 0 y varianza constante.

Como ya se dijo, la función de oferta laboral recoge una hipótesis *ad hoc* que hace eco de conjeturas de los expertos en economía laboral y estimaciones para el caso colombiano. De acuerdo con estas, el desempleo de “hoy” tiende a generar dos clases de efectos sobre la oferta laboral (específicamente sobre la *TGP*) de “mañana”, “pasado mañana”, etc., a saber: un efecto “pobreza” o expulsión del hogar o de la escuela de sus miembros hacia el mercado laboral para compensar la pérdida de empleo del jefe u otro miembro del hogar (un efecto positivo, lo cual implicaría uno o varios $\gamma_i > 0$), y un efecto “desánimo” o retiro de la fuerza laboral (caída de la *TGP*) por algunos miembros del hogar, cansados ya de buscar infructuosamente un empleo cuya probabilidad se reduce con la mayor tasa de desempleo (un efecto negativo, lo cual implicaría uno o varios $\gamma_i < 0$).

Pero el mencionado supuesto *ad hoc* no es esencial para el punto fundamental. En efecto, aún si suponemos que los γ_i son nulos, se puede demostrar que lo que realmente genera el carácter estacionario o, por el contrario, explosivo de la tasa de desempleo es el hecho de que el salario real contribuya o no a mantener la propiedad de “estacionaridad” de la tasa de desempleo; o contribuya o no a mantener su carácter explosivo.

¹² Esta inclusión obedece a hallazgos empíricos del caso colombiano. Véase, al respecto, la revisión de trabajos (propios y ajenos) en López (2001).

Considerando que el salario real no se ajusta automáticamente para preservar el equilibrio entre oferta y demanda laborales, y, entonces, reemplazando (11) y (12) en (13) y, luego, generando la primera diferencia de u_t resulta que:

$$\Delta u_t = (\alpha + \beta) \Delta w_t + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta u_{t-i} - \alpha \varepsilon_t^\theta - \varepsilon_t^x + \varepsilon_t^z \quad (17)$$

Puesto que la ecuación (17) implica que el salario real no es flexible, podemos suponer que puede tener un ajuste lento con base en la tasa de desempleo del período anterior, así¹³:

$$\Delta w_t = -\varphi u_{t-1} + \varepsilon_t^w; \quad \varphi \geq 0 \quad (18)$$

Reemplazando (18) en (17) resulta que:

$$\Delta u_t = -\varphi(\alpha + \beta) u_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta u_{t-i} + \mu_t \quad (19)$$

siendo,

$$\mu_t \equiv (\alpha + \beta) \varepsilon^w - \alpha \varepsilon_t^\theta - \varepsilon_t^x + \varepsilon_t^z$$

$$\mu_t \sim i.i.d(0, \sigma_\mu^2)$$

La estimación econométrica de la ecuación (19) por mínimos cuadrados ordinarios equivale a la regresión de la prueba de raíz unitaria ADF de la serie de la tasa de desempleo. Los resultados de la regresión, incluyendo una constante, se presentan en la Tabla 5.

De allí resultan claras por lo menos tres cosas. Primero, la tasa de desempleo no fue, para el período total (1984:1 – 2000:2), una serie estacionaria: ante choques no mostró un comportamiento que indicase una tendencia de retorno a un supuesto (pero inexistente en la práctica) nivel determinístico; en realidad, la tasa de desempleo fue divergente según el valor y la significancia del coeficiente de u_{t-1} . Segundo, a la luz del modelo teórico dicho

¹³ Una ecuación de este tipo se encuentra en Féve y otros (1999), quienes a su vez se apoyan en Manning (1993).

comportamiento se explicó porque el coeficiente de la tasa de desempleo, rezagada un trimestre, $\varphi(\alpha+\beta)$, no fue significativamente distinto de 0, lo cual quiere decir (según el modelo teórico, claro está) que el salario real no jugó papel estabilizador alguno. Y tercero, que probablemente hubo un elemento adicional, dado por elasticidad de la oferta laboral con respecto al desempleo vigente tres trimestres atrás, γ_3 , que contribuyó a agravar el carácter persistente de la tasa de desempleo. En efecto, el coeficiente del término Δu_{t-3} , permitiría señalar que ante aumentos de la tasa en un trimestre cualquiera, ella misma tendió a crecer tres trimestres después en una magnitud cercana a 0.32 en el período 1984:1 - 2000:2.

Tabla 5. Resultados de la regresión de la ecuación (19)

Término	Coeficiente	Error estándar	Estadístico-t
Constante	0.00534	0.0048	1.112
u_{t-1}	-0.04297	0.0410	-1.047
Δu_{t-1}	0.02564	0.1337	0.192
Δu_{t-2}	0.18737	0.1367	1.371
Δu_{t-3}	0.32048	0.1431	2.240
Variable dependiente: Variación de la tasa de desempleo	Período muestral: 1984:1-2000:2		
Error estándar del estimado:	0.0076		
Suma de cuadrados de residuos:	0.0033		
Q(16-0):	10.70	Nivel de significancia de Q:	0.83

5. Componente de tendencia del desempleo y la NAIRU

De las secciones anteriores se deduce que la tasa observada de desempleo no tendió a retornar a un nivel “medio” estable o, al menos, de lenta evolución a través del tiempo, excepto en el período 1984:1-1994:4, y que, probablemente, una razón importante para ello haya sido que el salario real no jugó un papel estabilizador. En efecto, a pesar del aumento observado de la tasa de desempleo desde 1995, el salario real continuó ascendiendo hasta el año 2000 (Figura 5).

Con todo, es interesante tratar de medir la parte de la tasa de desempleo que no se elimina rápidamente, que tiende a “perdurar”. En efecto, la estimación del componente de tendencia de la tasa de desempleo tiene importancia porque los movimientos por debajo de dicho nivel, en algún punto, podrían generar o, al menos, ser síntomas de presiones inflacionarias.

Los comportamientos de la tasa de desempleo y del salario real nos llevan a insistir en que los diferentes métodos estadísticos utilizados para descomponer la tasa de desempleo en sus partes “transitoria” y “de tendencia” deben ser utilizados con cautela y sus resultados no deben ser interpretados de manera que se identifique esta última con alguna medida de la *NAIRU*. En lo que sigue utilizamos algunos de estos métodos y presentamos estimaciones del componente de tendencia de acuerdo con cada uno de ello. Posteriormente profundizaremos en las razones que pueden explicar la existencia de una brecha entre la tasa “de tendencia” y la *NAIRU* durante el período 1995:1 – 2000:2.

Para realizar una estimación de los componentes cíclico y de tendencia de una realización estocástica en ocasiones se utilizan métodos como el filtro de Hodrick-Prescott, como en Posada y González (1997), Henao y Rojas (1998) o Sierra (2000), o ajustes con base a ajustes polinomiales de la variable tiempo anudados en vértices escogidos, como en Staiger, Stock y Watson (1997a,b) y aplicados al caso de Colombia por Nuñez y Bernal (1997) y Julio (2001). En el presente trabajo, además del filtro de Hodrick-Prescott, se utilizan el de Baxter y King (1995), o *band-pass*, y el de componentes no observados (Harvey, 1985, 1989; Harvey y Jaeger, 1993)¹⁴.

Como se aprecia en la Figura 7, la parte de tendencia obtenida utilizando el método de componentes no observados (Cnodes7) es la más inflexible¹⁵ e indica que el componente de largo plazo de desempleo a junio de 2000 fue 19,9%, sólo levemente inferior al obtenido con el filtro de Hodrick-Prescott (Hpdesempsa). Por su parte, el método de Baxter-King reporta un nivel de 18,3% para el componente de largo plazo en la misma fecha.

Es importante señalar que la trayectoria marcada por los filtros de Hodrick-Prescott y de componentes no observados comienza en 1984:1 con 14% y 13,9% respectivamente, en tanto que la de Baxter-King se inicia en 1985:1 con 13,2%. En el mismo orden, los niveles mínimos sugeridos por cada método son: 9.08% (en 1993:3), 7.91% (en 1994:3) y 9,39% (en 1993:4). Es decir, el desempleo de largo plazo sugerido por el método de Baxter-King parece evolucionar

¹⁴ En la versión anterior de este documento (Arango y Posada, 2001) se encuentran explicaciones sobre estos filtros.

¹⁵ Este componente se ha obtenido estimando un modelo de tendencia fija, pendiente fija, factor estacional fijo, un componente irregular y un componente cíclico. El cambio de pendiente sugerido por los datos se realizó en 1994:3.

con mayor suavidad ante los movimientos de la tasa de desempleo observada, una vez descontado el efecto estacional.

Los distintos filtros para extraer el elemento de tendencia de la tasa de desempleo conducen a la conclusión de que tal componente se redujo entre 1984 y algún momento de 1994 y que, luego, ascendió hasta el año 2000; además, indican que el componente transitorio de la tasa es relativamente modesto frente al primero.

A nuestro juicio, la evolución de la parte de tendencia está indicando que hay un elemento de “desequilibrio durable” en el mercado laboral que explica que el componente de tendencia de la tasa de desempleo sea, ahora, significativamente superior a lo que tradicionalmente se ha entendido como la *NAIRU*. A continuación se explica esta hipótesis con base en un modelo económico de la tasa de desempleo.

5.1. Equilibrio y desequilibrio en el mercado laboral

Lo que sigue es una adaptación del modelo de Brunello y otros (2000) sobre equilibrio y desequilibrio en el mercado laboral cuyo origen se encuentra en Layard, Nickell y Jackman (1986, 1990 y 1991)¹⁶.

5.1.1. El desempleo de equilibrio

Consideremos las siguientes hipótesis:

$$\frac{W}{P} = \frac{W}{P} \left(u, m, x, \tau, R \right) \quad (20)$$

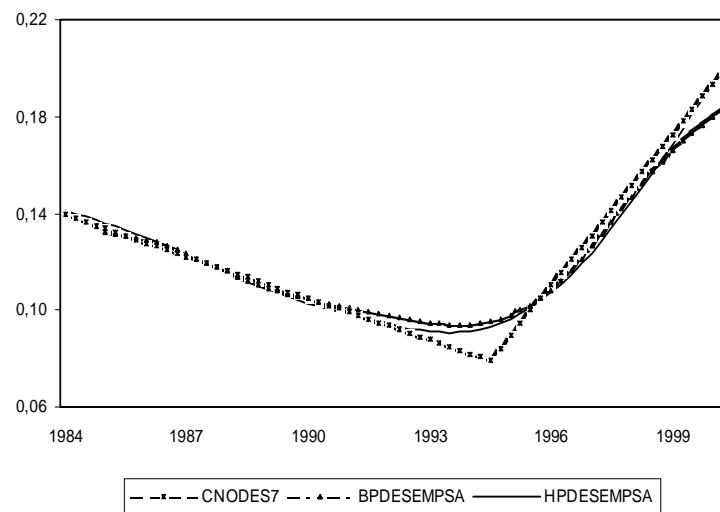
Siendo:

w : salario nominal recibido por el trabajador; P : nivel de precios; u : tasa de desempleo; m : proxy del grado de desajuste (cualitativo) entre los perfiles de la oferta y la demanda laborales; x : componente autónomo (es decir, no inducido por el propio ciclo económico) de la productividad multifactorial o de la eficiencia laboral; τ : tasa media de los impuestos a la

¹⁶ Trabajos utilizados y citados por Cárdenas y Gutiérrez (1998) y Henao y Rojas (1998).

nómina (costos laborales no salariales) y otras contribuciones forzadas; R : riqueza de los hogares o ingresos no laborales (incluyendo ayudas estatales) de estos.

Figura 7. Componente de tendencia de la tasa de desempleo según distintos métodos



Notación: Hpdesems = Hodrick-Prescott; Bpdesmpsa = Baxter-King
(Band-pass); Cnodes7 = Componentes no observados.

La ecuación (20) es la forma general de una función de oferta laboral o del nivel del salario real exigido por el trabajador representativo, y puede derivarse de la maximización de una función objetivo de los oferentes del esfuerzo laboral. Una de las variables introducidas y que supuestamente tiene influencia positiva sobre el salario real es el nivel de la riqueza financiera de los hogares¹⁷. Suponiendo una especificación log-lineal, la ecuación (20) puede especializarse como:

$$\begin{aligned} \ln W - \ln P = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln m + \alpha_2 \ln x + \alpha_3 \ln R \\ & - \alpha_4 \ln(1+u) - \alpha_5 \ln(1+\tau) \end{aligned} \quad (20a)$$

$$\alpha_i > 0; i = 0, \dots, 5$$

De otra parte, podemos suponer que el nivel de precios compatible con la maximización de los beneficios empresariales sostiene una relación con el salario nominal y otras variables del sistema que, en términos log-lineales, es la siguiente:

$$\ln P = \varphi_0 + \ln W + \ln(1 + \tau) - \varphi_1 \ln x - \varphi_2 \ln(1 + u) \quad (21)$$

$$\varphi_i > 0; \quad i = 0, 1, 2$$

La ecuación (21) implica que para los empresarios es óptimo, *ceteris paribus*, aceptar un menor precio relativo (en relación con el salario) en coyunturas de alto desempleo, y viceversa.

Por tanto, (el logaritmo de) el salario real compatible con la ecuación (21) es:

$$\ln W - \ln P = -\varphi_0 - \ln(1 + \tau) + \varphi_1 \ln x + \varphi_2 \ln(1 + u) \quad (21a)$$

El equilibrio general de la economía requiere que las ecuaciones (20a) y (21a) sean compatibles entre sí. En tal caso, igualando 20a y 21a, se puede deducir la tasa de desempleo de equilibrio (u^*):

$$\begin{aligned} \ln(1 + u^*) = & \frac{\alpha_0 + \varphi_0}{\alpha_4 + \varphi_2} + \frac{\alpha_1}{\alpha_4 + \varphi_2} \ln m + \frac{\alpha_2 - \varphi_1}{\alpha_4 + \varphi_2} \ln x + \\ & \frac{\alpha_3}{\alpha_4 + \varphi_2} \ln R + \frac{1 - \alpha_5}{\alpha_4 + \varphi_2} \ln(1 + \tau) \end{aligned} \quad (22)$$

En lo que sigue, por simplificación, supondremos que $\alpha_2 = \varphi_1$.

Si fuésemos a utilizar la ecuación (22) para entender un movimiento alcista de la tasa de desempleo en la segunda mitad de los noventa en Colombia tendríamos como causas potenciales de los aumentos del desempleo de equilibrio, las siguientes: a) aumentos del grado

¹⁷ Esta variable juega un papel esencial en el modelo de desempleo de Phelps (2000).

de desajuste entre los perfiles ocupacionales de la oferta y demanda laborales (m), y aumentos de los sobrecostos salariales e impuestos a la nómina (τ , que ya se han mencionado).

En cuanto a los incrementos del grado de desajuste, m , hay quienes han afirmado que desde principios de los años 90 aumentó la demanda relativa de trabajadores calificados en detrimento de la de no calificados (véase, por ejemplo, Ocampo y otros 2000). Por otro lado, es posible que la lucha contra actividades ilícitas librada en los últimos años por las autoridades haya dejado cesante a un buen número de personas cuyo perfil ocupacional ya no se ajusta a los requerimientos del mercado. Finalmente, el aumento del desempleo usualmente se acompaña de incrementos de la duración media de los episodios de desempleo; y es muy probable, entonces, que cuanto mayor sea la duración de uno de estos episodios menor sea la “utilidad esperada” por un empresario de enganchar al desempleado que lo soporta si aquel juzga que cuanto más tiempo permanezca éste bajo tal condición menor será su productividad. Esta última hipótesis contribuiría (además del factor que se menciona en la siguiente sección) a explicar la notable persistencia del desempleo.

5.1.2. Desequilibrio y dinámica

Un modelo usual de desempleo que incluye elementos de desequilibrio (sorpresa desinflacionarias, etc.) tiene las siguientes características adicionales en la ecuación de salario real:

$$\begin{aligned} \ln W_t - \ln P_t = & (\ln W - \ln P)_t^* - \ln [1 + (\pi_t - \pi_t^e)] \\ & + \ln [1 + \sum_{i=0}^k \Omega_{t-i}] + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (23)$$

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \sum_{i=0}^k \Omega_{t-i} = 0; \quad E \left[\sum_{j=0}^{\infty} \Omega_{t+j} \right] = 0; \text{ y } \varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$$

Siendo: π , π^e las tasas observada y esperada de inflación, y Ω_t choques reales al salario real cuyos efectos son “transitorios” pero que no desaparecen en uno sino en varios períodos¹⁸.

De acuerdo con (23) el salario real medio puede desviarse de su senda de equilibrio (marcada con un asterisco) si la inflación observada al final del período t difiere de la esperada al principio de éste (π_t^e) o si el salario real soporta choques reales. En consecuencia, la tasa observada de desempleo será distinta de la tasa de equilibrio si se presentan tales errores de expectativas o choques:

$$\ln(1+u_t) = \ln(1+u^*) - \ln[1+(\pi_t - \pi_t^e)] + \ln[1 + \sum_{i=0}^k \Omega_{t-i}] + \varepsilon_t \quad (24)$$

La ecuación (24) es la expresión de una “curva de Phillips ampliada con expectativas”. Reemplazando (22) en (24) resulta que:

$$\begin{aligned} \ln(1+u_t) = & \frac{\alpha_0 + \varphi_0}{\alpha_4 + \varphi_2} + \frac{\alpha_1}{\alpha_4 + \varphi_2} \ln m + \frac{\alpha_3}{\alpha_4 + \varphi_2} \ln R + \\ & \frac{1 - \alpha_5}{\alpha_4 + \varphi_2} \ln(1+\tau) - \ln[1+(\pi_t - \pi_t^e)] + \ln[1 + \sum_{i=0}^k \Omega_{t-i}] + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (25)$$

De acuerdo con la ecuación (25), la tasa de desempleo tiene cuatro componentes: 1) la *NAIRU* (suma de los cuatro primeros elementos del lado derecho); 2) la asociada a la forma de fijar el salario nominal (por ejemplo, con base en la inflación pasada, prestando escasa atención a las metas de inflación anunciadas, y, en general, la asociada a las sorpresas inflacionarias o

¹⁸ Ejemplos de estos choques son los siguientes: políticas de indexación de salarios, alteraciones transitorias del poder de negociación de los trabajadores y alteraciones transitorias de precios relativos (entre estos la tasa de cambio real o los términos de intercambio). Blanchard y Katz (1997) consideran que una ecuación de salarios, como la ecuación (23), debe incorporar una posible brecha entre (logs de) salario real y productividad del período anterior (un elemento de desequilibrio); además afirman que sólo aquellos impuestos que elevan el salario de reserva de los trabajadores logran aumentar la tasa natural de desempleo.

desinflacionarias; 3) la asociada a choques de origen real que desaparecen lentamente en el tiempo y 4) un elemento estrictamente transitorio (que sólo dura un período).

Nuestra conjetura es, entonces, la siguiente: los filtros estadísticos que generan el componente de tendencia de la tasa de desempleo recogen en éste, además de la *NAIRU*, partes de la tasa de desempleo que son elementos integrantes del segundo componente: la forma de fijar el salario nominal y el efecto de sorpresas inflacionarias o desinflacionarias. Supuestamente, los componentes asociados a choques reales (3) y transitorios (4) de la expresión (25) deben haber sido removidos por los filtros.

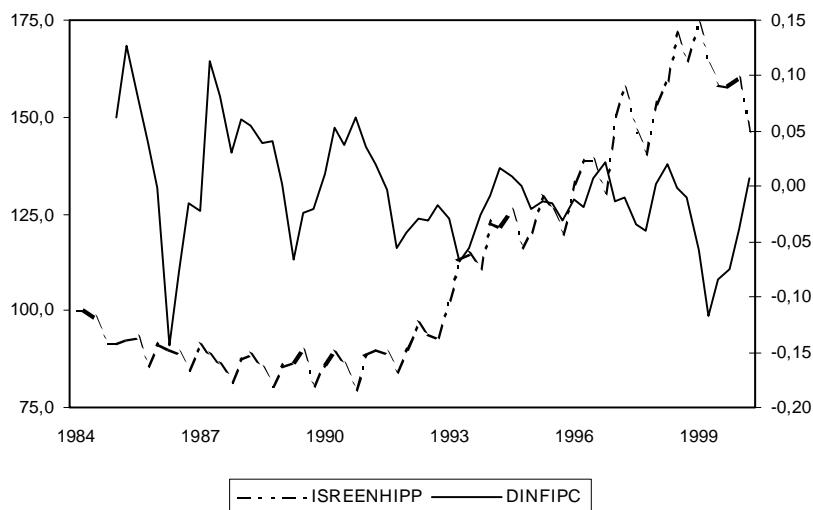
En consecuencia, podríamos calcular (de manera aproximada) la *NAIRU* si eliminásemos del componente de tendencia de la tasa de desempleo el efecto de las sorpresas desinflacionarias y otros aumentos salariales con características de desequilibrio.

Un ejemplo de tal cálculo fue realizado de la siguiente manera: del componente de tendencia de la tasa de desempleo se eliminó el efecto introducido por la diferencia entre la inflación observada y el pronóstico de inflación (el error de pronóstico), suponiendo que el pronóstico de la inflación para el período t es la inflación observada en el período $t-4$.

La Figura 8 muestra que en el período 1997:1 - 2000:1 hubo un comportamiento del salario real asociado a nuestra *proxy* del error de pronóstico de inflación, y la Figura 9 muestra los resultados de las estimaciones de la *NAIRU* bajo los tres métodos de cálculo del componente de tendencia, en tanto que la Tabla 6 presenta las magnitudes de dicha tasa para los dos momentos extremos del período bajo análisis: 1995:1 – 2000:2.

Así, por ejemplo, políticas para reducir el desempleo de 20% a 15%, según el método de componentes no observados, o a 13.7%, según el de Baxter-King, no deberían tener consecuencias inflacionarias, siempre que el salario real y otros costos laborales (como dominicales y horas extras) sean flexibles a la baja. Disminuciones adicionales de la tasa de desempleo generarían presiones inflacionarias, a menos que se reduzcan algunos impuestos a la nómina y mejoren los sistemas de información y adiestramiento para lograr un mejor *matching* (cuantitativo) entre oferta y demanda de trabajo [ver expresión (25)].

Figura 8. Indice de salario real según ENH deflactado con IPP y error de pronóstico de inflación



Notación: Isreenhipp = Indice de salario real según ENH deflactado con IPP y Dinfipc = error de pronóstico de inflación estimada con base en el IPC.

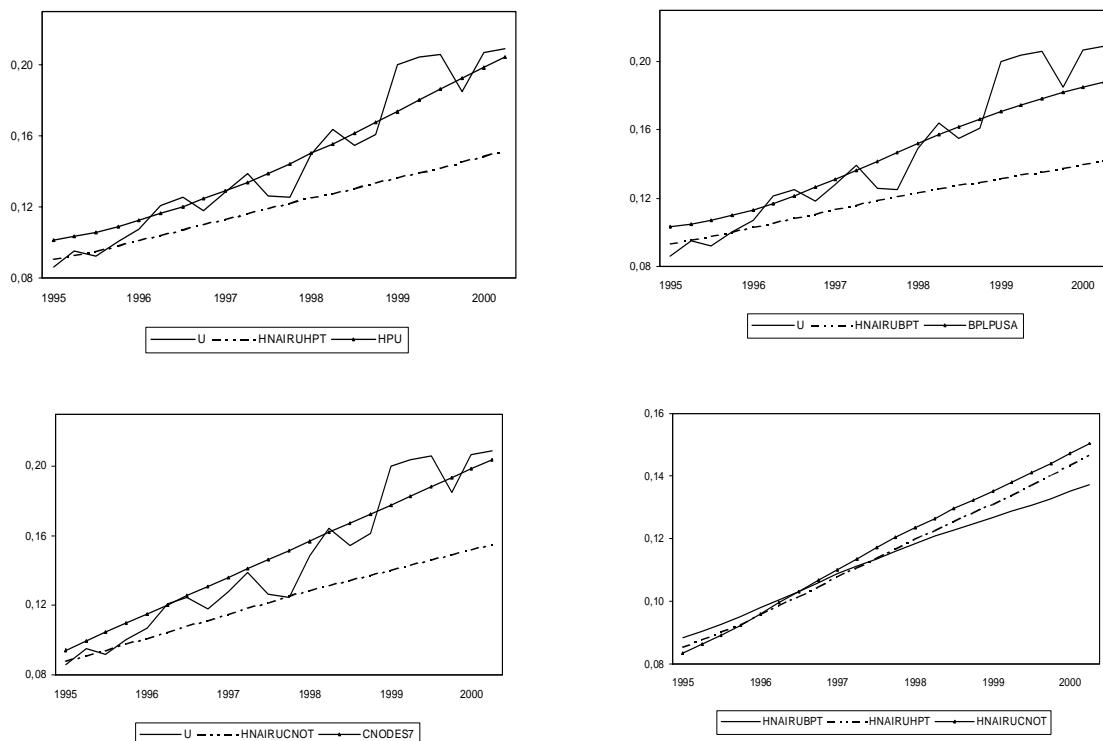
Tabla 6. Estimaciones de la NAIRU

Método de estimación del componente de tendencia	1995:1	2000:2
Hodrick-Prescott	8.6%	14.7%
Baxter-King	8.8%	13.7%
Componentes no observados	8.4%	15.0%

6. Comentarios finales

La tasa de desempleo (urbano) en Colombia ha mostrado una capacidad de cambio insospechada previamente, a juzgar por los escritos anteriores a 1998, describiendo una trayectoria en forma de “u” que ha sido mucho más intensa y prolongada que los movimientos coyunturales del PIB per cápita. En efecto, entre 1984 y 1994 cayó de manera casi ininterrumpida, desde 14% a 7.5%; a partir de entonces inició un ascenso que culminó, en el año 2000, en una cifra récord: 20%.

Figura 9. Componente de tendencia de la tasa de desempleo y la NAIRU



Notación: Hnairuhpt = *NAIRU* estimada a partir del componente de tendencia de Hodrick-Prescott; Hnairubpt = *NAIRU* estimada a partir del componente de tendencia de Baxter-King; Hnairucnot = *NAIRU* estimada a partir del componente de tendencia de componentes no observados; Hpu = componente de tendencia de la tasa de desempleo según el método de Hodrick-Prescott; Bplpusa= componente de tendencia de la tasa de desempleo según el método de Baxter-King; Cnodes7= componente de tendencia de la tasa de desempleo según el método de componentes no observados; U= tasa de desempleo observada para siete ciudades, sin efectos estacionales.

Tanto los ejercicios estadísticos de “filtrar” las series de la tasa de desempleo y sus determinantes inmediatos como las reflexiones de tipo económico nos han llevado a una conclusión que el lector deberá considerar como una hipótesis que reclama un esfuerzo adicional para someterla a prueba.

Tal hipótesis tiene cuatro partes relacionadas entre sí: a) la tasa de desempleo no ha sido una serie estacionaria; lo fue, sí, hasta 1994, pero dejó de serlo posteriormente; en realidad, la mayor parte de la tasa de desempleo observada no es, ahora, de carácter simplemente “transitorio”; b) intentar reducir la tasa de desempleo hasta un nivel igual a un mínimo o un

promedio histórico (un promedio que sería arbitrario por inestable) con medidas macroeconómicas probablemente aumentaría las presiones inflacionarias; c) sin embargo, el componente de la tasa de desempleo que, desde el punto de vista estadístico, puede llamarse “de tendencia”, probablemente es, hoy, superior a lo que podría llamarse la *NAIRU* (la tasa sobre la cual gravitaría la observada si el mercado laboral y el salario real fuesen flexibles); y d) el exceso del componente de tendencia sobre la *NAIRU* se puede explicar principalmente por el funcionamiento “defectuoso” del mercado laboral, esto es, por un comportamiento del salario real que en vez de caer ante el avance del desempleo siguió subiendo.

Si ello es cierto, podría hablarse de que la tasa de tendencia de desempleo tiene, además de la *NAIRU*, uno de carácter “perdurante” que quizás ha contribuido con cuatro o cinco puntos a la tasa de desempleo de fines del año 2000.

En tal sentido, políticas para reducir el desempleo de 20% a 14% o 15% (según distintos métodos de calcular este umbral) no deberían tener consecuencias inflacionarias, siempre que el salario real y otros costos laborales sean flexibles a la baja o, al menos, dejen de subir. Intenciones de bajar aún más la tasa de desempleo tendrían consecuencias inflacionarias, a menos que se reduzcan los impuestos a la nómina, en forma permanente, y mejoren los sistemas de información y adiestramiento para reducir el desajuste cualitativo (el grado de *mismatching*, *m*) entre oferta y demanda laboral.

Referencias

- Arango, L. E., y C. E. Posada (2001); “El desempleo en Colombia”, *Borradores de Economía* (B. de la R.), No. 176.
- Baxter, M. y R. G. King (1995); “Measuring business cycles approximate band-pass filters for economic times series”, *NBER Working Paper* 5022.
- Blanchard, O. y L. Katz (1997); “What we know and do not know about the natural rate of unemployment”, *Journal of Economic Perspectives*, 11, 1, 51-72.
- Brunello, G., C. Lupi, y P. Ordine (2000); “Regional disparities and the Italian NAIRU”, *Oxford Economic Papers*, Vol. 52, No. 1 (enero).

Cárdenas, M. y C. Gutiérrez; (1998), “Determinantes del desempleo en Colombia”, *Debates de Coyuntura Social*, Fedesarrollo, 9, 8-25.

Clavijo, S. (1994); “Inflación o desempleo: ¿Acaso hay escogencia en Colombia?”, *Archivos de Macroeconomía*, 31, DNP.

Cheung, Y. y K. Lai (1993); “Finite sample sizes of Johansen Likelihood ratio test for cointegration”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55, 313-328.

Farné, S., A. Vivas y T. Yepes (1995); “Estimaciones de la tasa natural de desempleo en Colombia”, *Cuadernos de Empleo*, 1, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.

Féve, P., P.-Y. Hénin, y P. Jolivaldt (1999); “Testing for hysteresis: unemployment persistence and wage adjustment”, documento no publicado (obtenido a través de Internet).

Guataquí, J. C. (1999); “Estimaciones de la tasa natural de desempleo en Colombia. Una Revisión”, *Cuadernos del CIDE*, 7, 71-96.

Harvey, A.C. (1985); *Trends and Cycles in Macroeconomic Time Series*. Journal of Business & Economic Statistics, 3 (3), 216-227.

Harvey, A.C. (1989); *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*. Cambridge University Press. Cambridge.

Harvey, A.C., y A. Jaeger (1993); *Detrending, Stylized Facts and the Business Cycles*. Journal of Applied Econometrics, 8, 231-247.

Henao, M. L. y N. Rojas (1998); “La tasa natural de desempleo en Colombia”, *Archivos de Macroeconomía*, 89, DNP.

Julio, J.M. (2001); How uncertain are NAIRU estimates in Colombia?, Mimeo, Banco de la República.

Kaufman, B. y J. Hotchkiss (2000); *The Economics of Labor Markets* (5^a edición); Harcourt College, Publishers.

López, H. (2001); “Características y determinantes de la oferta laboral colombiana y su relación con la dinámica del desempleo”, ponencia presentada en el Seminario *Economía y Empleo*, Banco de la República, Bogotá, 30 de marzo.

Lora, E. (2001); ¿Por qué tanto desempleo? ¿Qué se puede hacer?, ponencia presentada en el Seminario *Economía y Empleo*, Banco de la República, Bogotá, 30 de marzo.

Manning, A. (1993); “Wage bargaining and the Phillips curve: the identification and specification of wage equations”, *Economic Journal*, 103, 98-118.

Nuñez, J. y R. Bernal (1997); “El desempleo en Colombia: tasa natural, desempleo cíclico y estructural y la duración del desempleo (1976-1998)”, *Ensayos sobre política económica*, 32, 7-74.

Ocampo, J. A. (1987); El régimen prestacional del sector privado, en J.A. Ocampo y M. Ramírez (eds.), *El problema laboral colombiano, Informes de la Misión Chenery*, CGR-DNP-SENA, Bogotá.

Ocampo, J. A., F. Sánchez y C. E. Tovar (2000); “Cambio estructural y deterioro laboral: Colombia en la década de los noventa”, *Coyuntura Económica*, XXX, 3.

Perron P. (1989); “The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis”, *Econometrica*, 57, 1361-1401.

Phelps, E. (2000); “Lessons in natural-rate dynamics”, *Oxford Economic Papers*, 52, 1.

Posada, C. E. y A. González (1997); “El mercado laboral urbano: empleo, desempleo y salario real en Colombia entre 1985 y 1996”, *Borradores de Economía* (B. de la R.), 84.

Sierra, O. (2000); “Empleo”, *Lecturas de Economía: Perfil de Coyuntura Económica*, CIE Universidad de Antioquia, 52 (Enero-Junio), 57-66.

Staiger, D., J.H. Stock, y M.W. Watson (1997), How precise are the estimates of the natural rate of unemployment? in C. Romer and D.H. Romer (eds.) *Reducing Inflation. Motivation and Strategy*, NBER, Studies in Business Cycles, Volume 30.

Staiger, D., J.H. Stock, y M.W. Watson, (1997b); “The NAIRU, Unemployment and Monetary Policy”, *Journal of Economic Perspectives*, 11, 1, 33-49.