

EL DESEMPLEO EN COLOMBIA

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

Banco de la República

Resumen

Este documento describe 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 tales como las 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 tasa natural. En este sentido, el documento discute la posibilidad de que el componente de tendencia haya tenido un crecimiento mayor que la tasa natural 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 histéresis de la tasa de desempleo. Suponiendo un crecimiento de la productividad de 1%, políticas para reducir el desempleo de 20% a 14.9%, según uno de los métodos de descomposición utilizados, no deberían tener consecuencias inflacionarias, siempre que el salario real y otros costos laborales sean flexibles a la baja. Niveles inferiores a 14.9% generarían presiones inflacionarias, a menos que disminuyan los impuestos a la nómina y mejoren los sistemas de información y adiestramiento de la fuerza laboral para lograr un mejor matching entre oferta y demanda de trabajo.

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.

* 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 de Angela Milena Rojas.

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 las series de tiempo del mercado laboral tales como 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” 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.

Núñez 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 tasa natural en Colombia. En este sentido, el trabajo adelanta una hipótesis para explicar la existencia de una parte “perdurable” mayor que la tasa natural. En segundo lugar, verifica la hipótesis de histéresis 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 explosiva; 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 lo que se llama, en teoría económica, 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 ($=PEA/PET$).

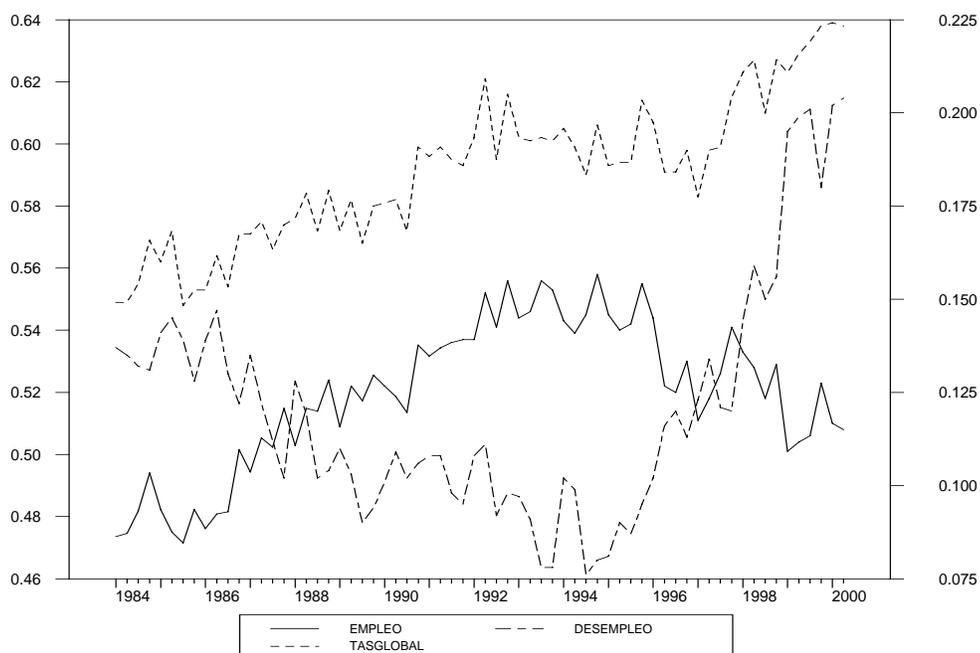
De acuerdo con la definición (1), la tasa de desempleo no se asocia exclusivamente con la tasa de ocupación, que presumiblemente tiene estrechos vínculos con la demanda de fuerza laboral y la situación de la economía; se relaciona también con la oferta laboral, que se manifiesta a través de la tasa global 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 2000¹. Como se señaló al comienzo, la tasa de desempleo

¹ Las cifras de desempleo del DANE anteriores al segundo trimestre de 1984 no son estrictamente comparables con las de períodos posteriores; aquellas casi siempre se referían a las principales cuatro ciudades.

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 TGP observó, en general, una tendencia al alza.

Figura 1. Tasas de 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 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 debido a la reducción del ingreso de los hogares y al aumento del nivel educativo de las mujeres [Sierra (2000), y López (2001)].

2.1. Desempleo por ciudades

Por ciudades (Figura 2), se observa que la tasa de desempleo del conjunto de las siete principales áreas metropolitanas ha estado regularmente por encima de la de Bogotá y por debajo de las de Medellín y Pasto. Esto sugiere una fuerte segmentación de los mercados laborales en Colombia, por costos altos de traslado, instalación y búsqueda de empleo para recién migrantes, información imperfecta u otros factores, ya que, bajo otras circunstancias y existiendo libre movilidad laboral, las diferencias no serían persistentes debido a la atracción y expulsión que ejercerían Bogotá, por un lado, y Medellín y Pasto, por el otro. Este hecho ya había sido notado por Henao y Rojas (1998)².

Se destaca, de igual modo, la brecha surgida entre la tasa de desempleo de Cali y la del conjunto de las siete áreas metropolitanas, que, después de haber alcanzado su mayor diferencia en el tercer trimestre de 1998, se ha venido cerrando en los últimos períodos. Las tasas de desempleo en las demás ciudades han exhibido un comportamiento menos sesgado: algunas veces se ubican por encima y otras por debajo de la tasa nacional.

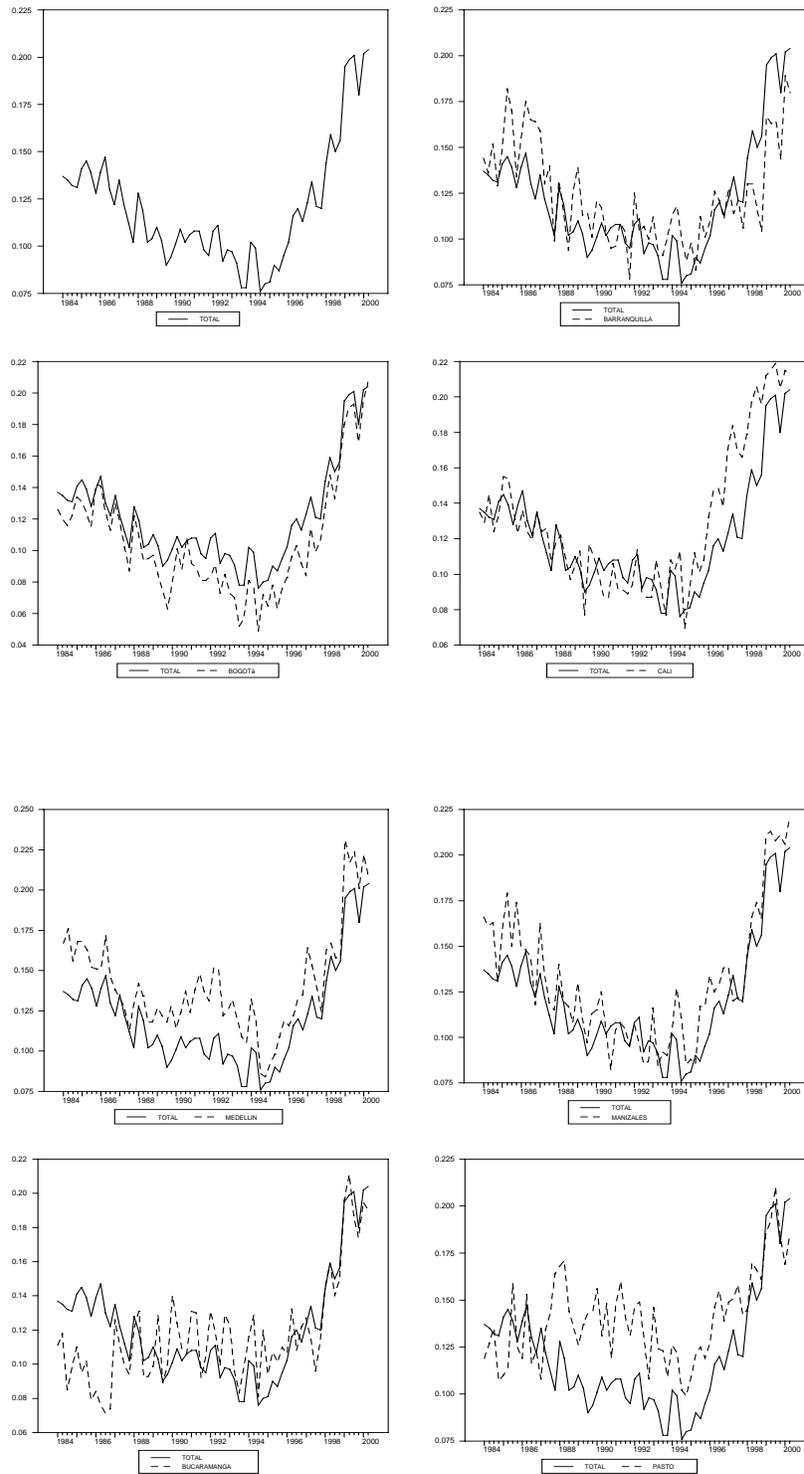
En la Tabla 1 se observa que las tasas de desempleo de Medellín y Pasto han estado, durante el período muestral, en promedio, 2.08 y 1.91 puntos porcentuales por encima del indicador nacional. A su turno, la tasa de desempleo de Bogotá ha estado, en promedio, 1.43 puntos porcentuales por debajo de la nacional. Las tasas de Bucaramanga, Pasto, Barranquilla y Cali han indicado la mayor volatilidad de la desviación.

**Tabla 1. Desviación de las tasas locales del promedio de siete ciudades
(en puntos porcentuales)**

	Tasa de desempleo		Tasa de ocupación		Tasa Global de Participación	
	Promedio	Desviación estándar	Promedio	Desviación estándar	Promedio	Desviación estándar
Cuatro ciudades	-0.06	0.19	0.01	0.16	-0.05	0.24
Bogotá	-1.43	0.78	2.70	0.79	2.06	1.04
Barranquilla	0.35	1.97	-4.99	1.36	-5.54	1.23
Cali	0.93	1.87	0.51	1.49	1.33	1.72
Medellín	2.08	1.14	-3.51	0.83	-2.69	1.14
Bucaramanga	0.41	2.41	1.92	1.65	1.94	2.91
Manizales	1.08	1.34	-4.71	1.25	-4.73	1.38
Pasto	1.91	2.38	0.63	1.87	2.07	1.78

² Para el caso de Medellín, el más protuberante, estos autores adelantaron la siguiente hipótesis: que las familias se encargarían del sostenimiento de sus desempleados durante un período de tiempo mayor que en otras ciudades, lo que haría menos apremiante la necesidad de emigrar.

Figura 2. Tasa de desempleo total y por ciudades



Fuente: DANE

En relación con la tasa de ocupación por ciudades, Bogotá y Bucaramanga registran porcentajes regularmente superiores al promedio nacional en tanto que Barranquilla, Manizales y Medellín se han ubicado sistemáticamente por debajo de la nacional (Tabla 1 y Figura 3). La mayor volatilidad de esta diferencia se presentó en Pasto, Bucaramanga, Cali y Manizales.

Finalmente, la mayor diferencia positiva promedio de la *TGP* local frente a la nacional se produjo en Pasto, Bogotá y Bucaramanga, lo cual permite señalar que en estas ciudades es mayor la contribución de la población a la oferta laboral que en otras partes como Barranquilla, Manizales o Medellín, ciudades que presentan una menor oferta laboral relativa. La mayor volatilidad de la variable se presentó en Bucaramanga y Pasto (Tabla 1 y Figura 4).

2.2. Cesantes y aspirantes

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

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

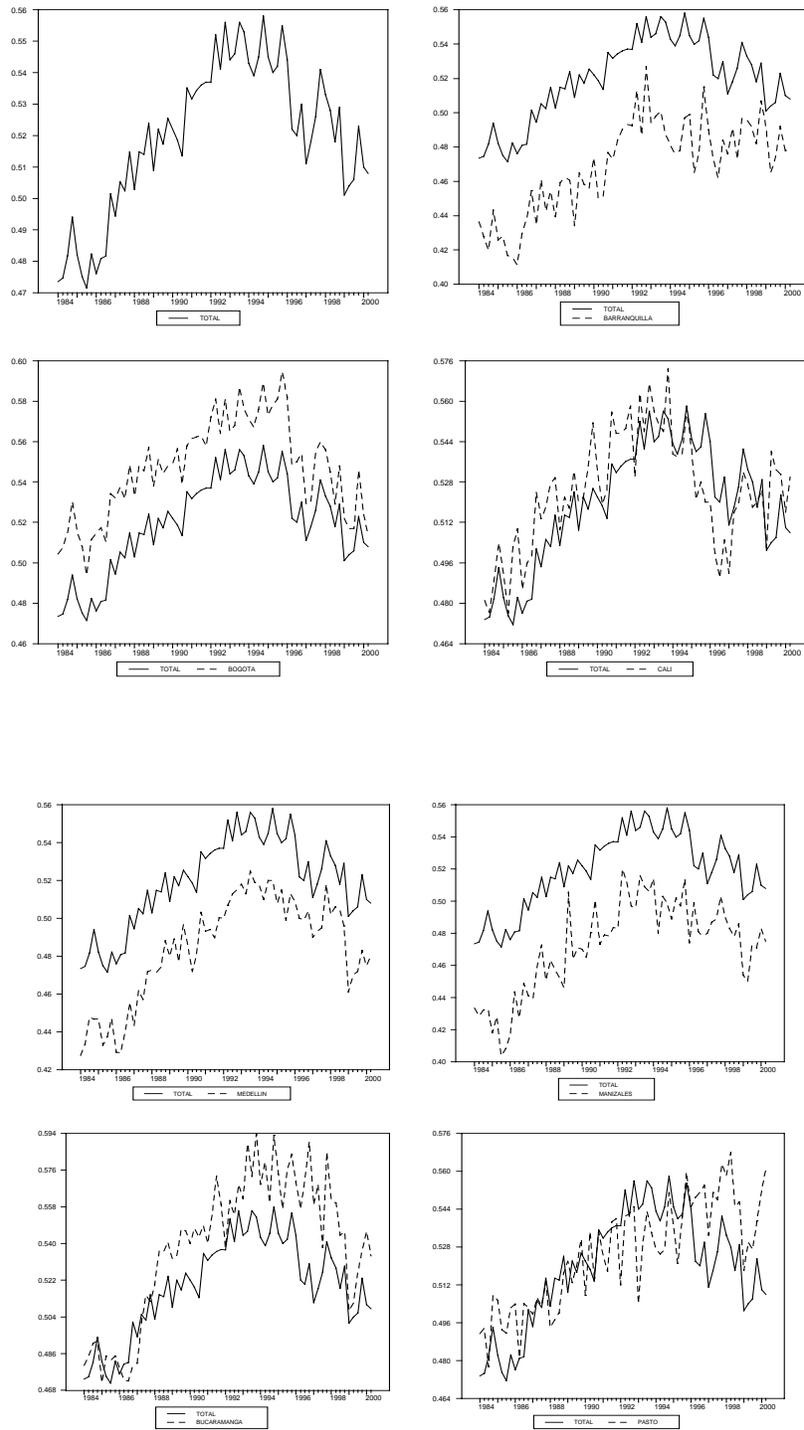
o, en forma equivalente, como:

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

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.

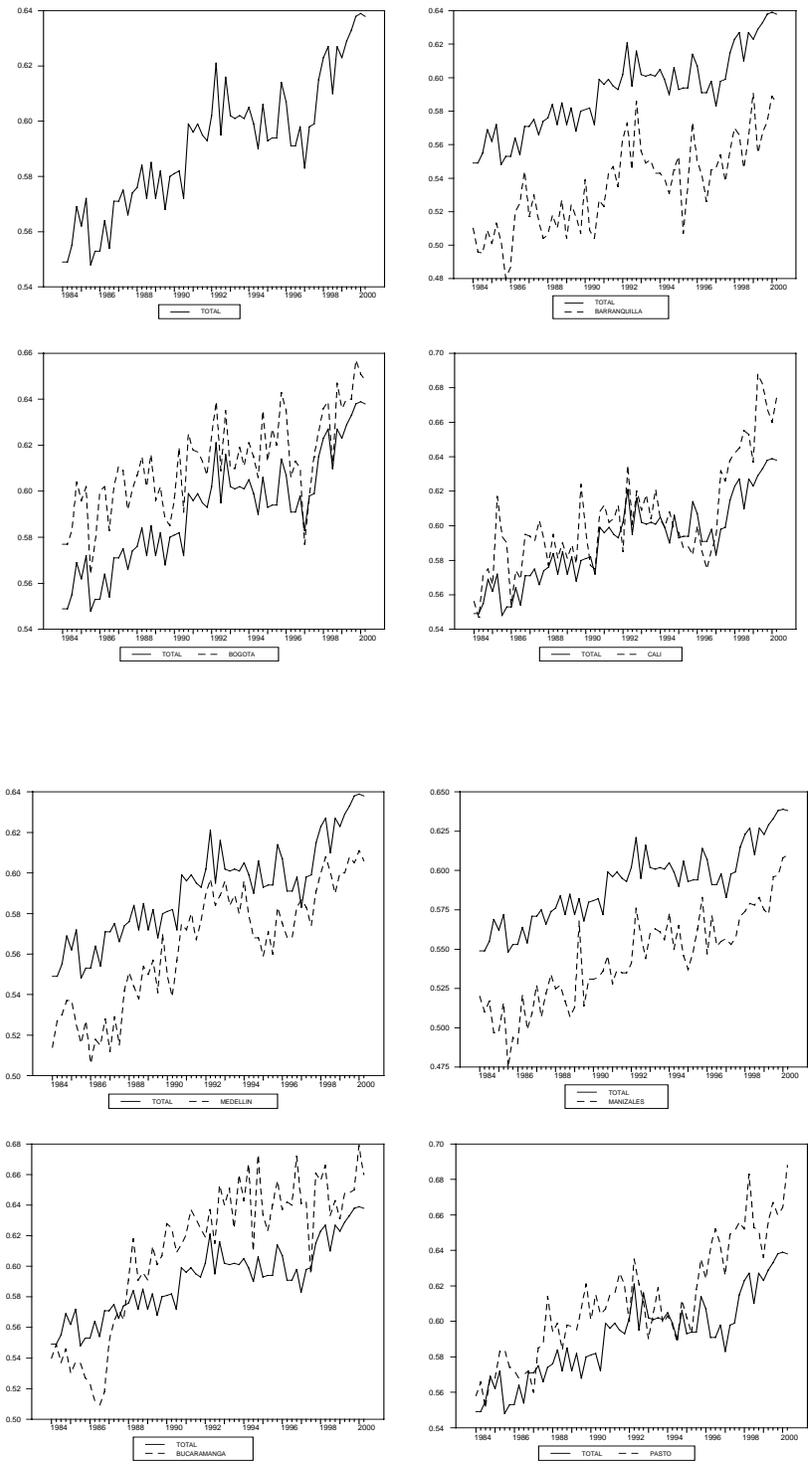
³ Se consideran cesantes quienes se encuentran buscando empleo pero que ya han trabajado antes por lo menos dos semanas consecutivas, en tanto que aquellas personas que buscan trabajo por primera vez son catalogadas como aspirantes.

Figura 3. Tasa de empleo total y por ciudades



Fuente: DANE

Figura 4. Tasa global de participación total y por ciudades



Fuente: DANE

De acuerdo con la Figura 5, 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.

3. Persistencia de la tasa de desempleo

El grado de persistencia de una variable proporciona información sobre el período de tiempo que tarda una variable 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 global de participación de las siete “metrópolis”, 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%).

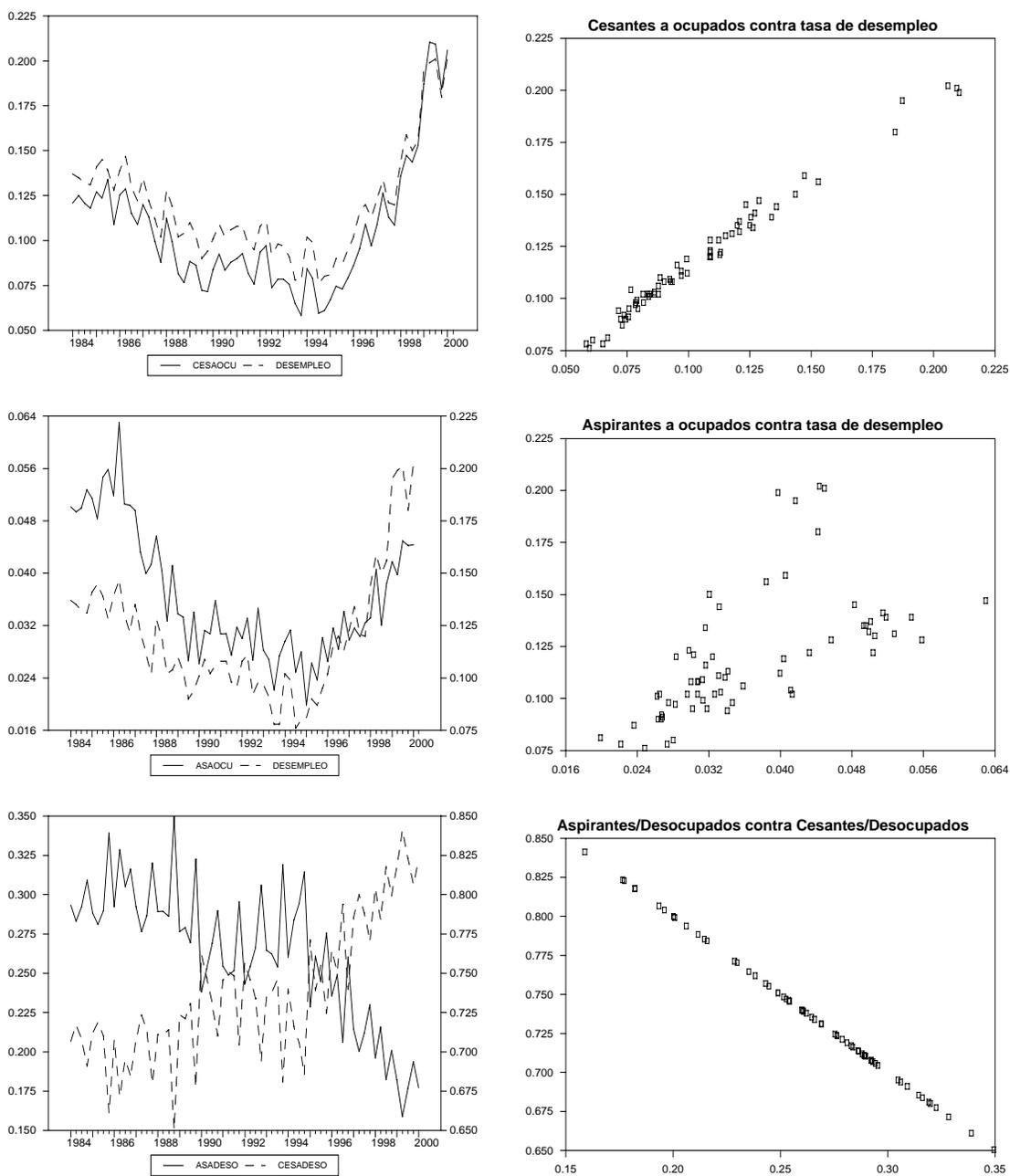
Los resultados de la Tabla 2 ofrecen evidencia de que las tres variables fueron, en la mayoría de las muestras, estacionarias alrededor de una tendencia determinística durante el primer sub-período. Sin embargo, ni para el sub-período que termina en 1998:4 ni para la muestra completa se repite este resultado. 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, han de perdurar hasta que cambien algunas características del mercado laboral que se reflejan en las propiedades de estas series⁶.

⁴ En trimestres como el segundo, tercero y cuarto de 1996, el segundo de 1997, el tercero de 1998, o el primero, segundo y tercero de 1999 hubo caídas anuales del número de ocupados.

⁵ Se utilizan pruebas de *Dickey-Fuller* simple y aumentada.

⁶ En este sentido llama la atención la doble raíz que presenta la tasa de desempleo de Cali (no solamente no fue estacionaria la tasa de desempleo sino que tampoco lo fue su primera diferencia) para la sub-muestra más grande y la que presentan, para la muestra completa, tanto Cali como Manizales.

Figura 5. Cesantes, aspirantes y tasa de desempleo



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

Tabla 2. 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
Bogotá	No	Si	Si		No	No
Medellín	No	Si	Si		No	No
Cali	No	Si	Si		Si	Si
Barranquilla	No	Si	Si		No	No
Bucaramanga	No	Si	Si		No	No
Manizales	No	Si	Si		No	Si
Pasto	No	No	No			
Tasa de empleo con ajuste estacional	Si	Si	Si	No	No	No
Tasa de empleo	Si*	Si	Si	No	No	No
Bogotá	No	Si	Si		No	No
Medellín	No	Si	Si		No	No
Cali	Si	Si	Si	No	No	No
Barranquilla	Si	Si	Si	No	No	No
Bucaramanga	Si	Si	Si	No	No	No
Manizales	No	Si	Si		No	No
Pasto	No	No	No			
Tasa global de participación con ajuste estacional	Si	Si	Si		No	No
Tasa global de participación	No	Si	Si		No	No
Bogotá	No	No	Si			No
Medellín	Si	Si	Si	No	No	No
Cali	No	Si	Si		No	No
Barranquilla	Si	Si	Si	No	No	No
Bucaramanga	Si	Si	Si	No	No	No
Manizales	No	No	No			
Pasto	No	Si	No		No	

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

Como se observa en la ecuación (2), la tasa de desempleo se encuentra determinada, en primera instancia, por la tasa de ocupación (n) y la 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 por ciudades), mientras que la TGP podría ser asimilada a la oferta, de manera que el desempleo resultante estaría reflejando una desigualdad entre las mismas.

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 consiste en verificar la hipótesis de que entre la tasa de empleo y la TGP no existe una relación de equilibrio de largo plazo⁷. En el caso

⁷ Si, por el contrario, existiese una relación cointegrante 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

de no poder rechazar tal 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, sugieren que las variables no sostuvieron relación cointegrante durante el período 1984:1 - 2000:2, utilizando una constante en el espacio de cointegración como lo sugiere la Figura 6 (panel superior derecho) y *dummies* para eliminar efectos estacionales. Sin embargo, cuando la muestra se reduce al período 1984:1-1994:4 se obtiene una relación cointegrante entre dichas variables⁸ (Tabla 3).

Este resultado es claramente consistente con lo observado en el diagrama de “nube de puntos” de la Figura 6 (panel superior derecho) en el que, salvo por algunos puntos correspondientes en su mayoría a los últimos cinco años de la muestra y que lucen como *outliers*, se advierte la existencia de una relación directa (y aparentemente lineal) entre las variables.

Tabla 3. Pruebas de cointegración

Valor característico	L-max	Traza	$H_0 : r$	Valores críticos	
				L-max	Traza
0.2428	12.24	18.15	0	10.29	17.79
0.1258	5.91	5.91	1	7.50	7.50
Coefficientes de largo plazo estandarizados					
<i>TGP</i> : 1.392			Constante: -0.287		

Considérese la relación de largo plazo (1984:1 – 1994:4) encontrada entre tasa de empleo y tasa global de participación; esta se puede escribir así⁹:

$$n = a + \phi TGP = -0.287 + 1.392 \times TGP \quad (5)$$

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 2), no hay evidencia de que la tasa de desempleo sea estacionaria para el período muestral completo.

⁸ Se requieren 4 rezagos para eliminar la autocorrelación, lo cual nos ubica de nuevo al final de 1994 para tener la posibilidad de encontrar una versión de equilibrio en el mercado de trabajo. En este caso se utilizan *dummies* para eliminar efectos estacionales.

⁹ Las variables no son débil-exógenas, de acuerdo con la evidencia. Sin embargo, este resultado no afecta el análisis.

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

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

\Rightarrow

$$\frac{du}{dTGP} = \frac{a}{TGP^2} < 0, \text{ pues } a < 0.$$

Así, dados los signos de los valores estimados (Tabla 3), la tasa de desempleo de largo plazo, entendiendo por “largo plazo” el período 1984:1-1994:4, varió negativamente con la TGP , como se puede apreciar en la Figura 6 (*paneles* intermedios de izquierda y derecha).

La evidencia de una relación cointegrante entre n y TGP es consistente con los resultados de las Tablas 2 y 4, 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 la cual evolucionaba a un ritmo constante en el tiempo.

La expresión cuyos coeficientes aparecen en la Tabla 4 es la siguiente¹⁰:

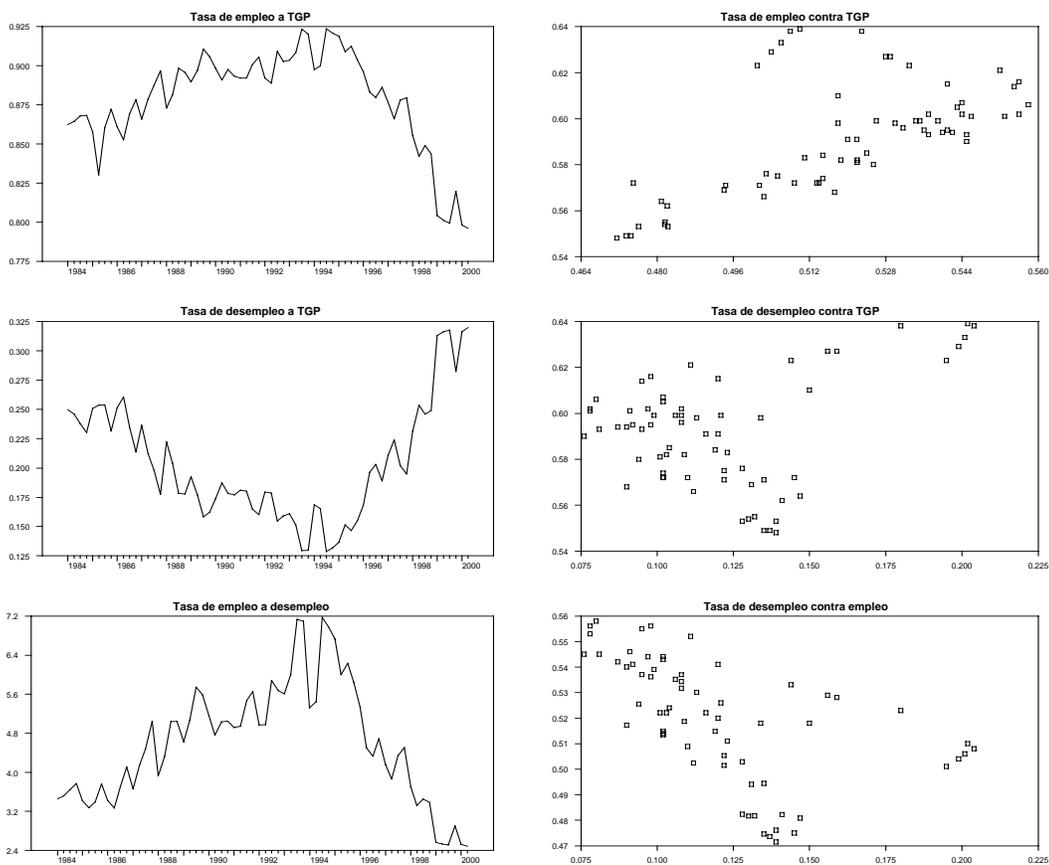
$$\Delta u_t = c + \lambda t + \beta u_{t-1} + \mu_t \quad (7)$$

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:

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

¹⁰ Atendiendo al criterio de *Ljung-Box*, no es necesario incluir rezagos de la primera diferencia de la tasa de desempleo para “blanquear” los residuos.

Figura 6. Relación de tasas de empleo y desempleo a tasa global de participación



Fuente: DANE

Tabla 4. Persistencia de la tasa de desempleo desestacionalizada

Término	Coefficiente	Error Estándar	Estadístico-t	Nivel marginal de significancia
Constante	0.056415	0.017742	3.179	0.00284
Tendencia	-0.000551	0.000178	-3.081	0.00372
Desempleo (t-1)	-0.402633	0.124595	-3.231	0.00246
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		
Q(11-0):	4.8192	Nivel de significancia de Q:		0.93961

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 que aparece en (8); ello permite hacer abstracción del término aleatorio μ_t . La integral particular de (8) puede expresarse como:

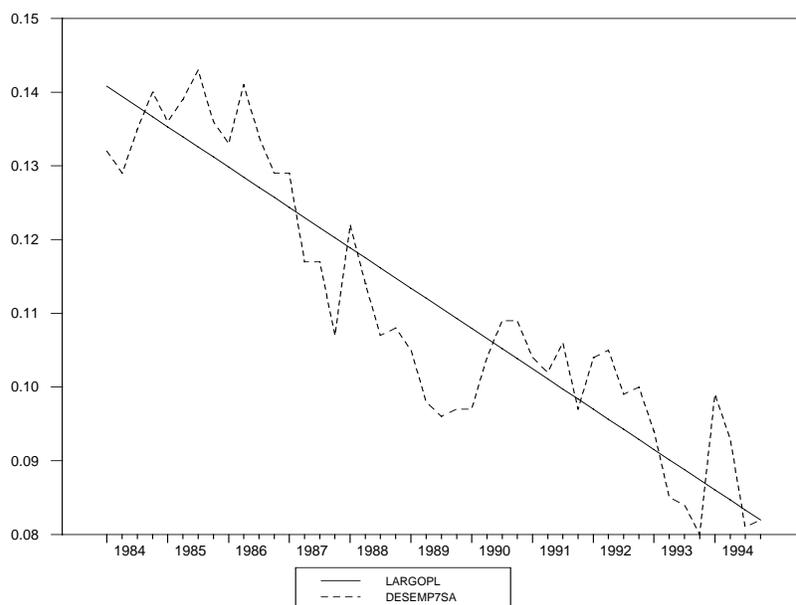
$$u_t^p = \frac{c - [(1 + \beta)\lambda / (-\beta)]}{(-\beta)} + \frac{\lambda}{(-\beta)} t \quad (9)$$

la cual, según los valores de la Tabla 4, equivale a:

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

cuyo comportamiento se observa en la Figura 7¹¹.

Figura 7. 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

¹¹ La evidencia de una tendencia común entre la tasa de empleo y la *TGP* para el período 1984:1-1994:4 recuerda la hipótesis de existencia de una tasa de desempleo de largo plazo como la tasa natural propuesta por Friedman (1968), que se deriva del funcionamiento, a cabalidad, de un sistema walrasiano (de equilibrio general) y que surge de fricciones asociadas a problemas y costos de información y búsqueda.

fuerza de trabajo, según los resultados de la Tabla 2. 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 determinístico¹².

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) las sorpresas desinflacionarias en una economía en la cual el salario nominal usualmente se ha fijado con base en la inflación pasada, prestando escasa atención a las metas de inflación anunciadas. Este hecho contribuyó, sin duda, al aumento considerable del salario real, como se observa en la Figura 8 para el caso de los empleados de la industria manufacturera; b) el encarecimiento del costo laboral diferente del salario recibido por el trabajador, a raíz de la promulgación de la Ley 100 de 1993 (Figura 9 y Tabla 5); 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.

4. Importancia del salario

De acuerdo con los resultados anteriores, cabe preguntarse: ¿Qué explica, entonces, 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 desempleo¹³.

Para entender este punto lo mejor es utilizar un modelo del mercado laboral. A continuación presentamos uno sencillo, con características neoclásicas¹⁴ (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

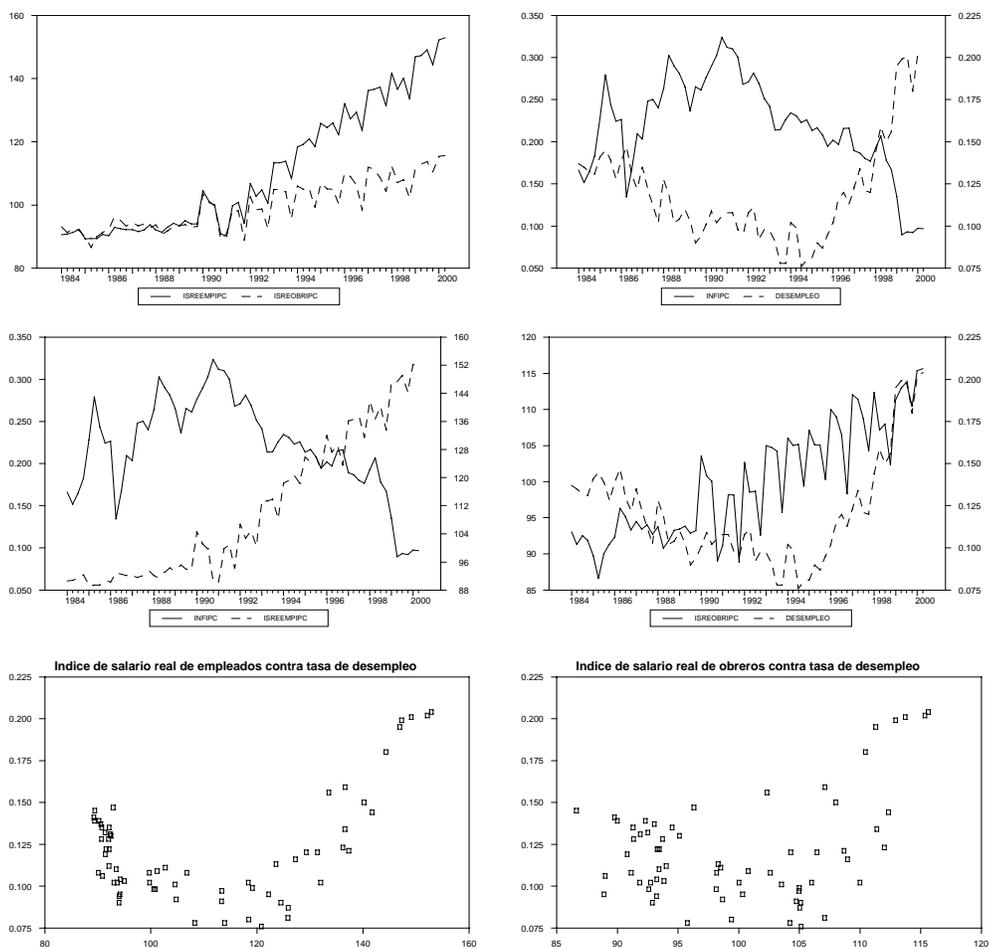
¹² La prueba de Perron (1989) proporciona evidencia de que las tasas de desempleo, ocupación y participación son estacionarias durante todo el período muestral. Pero ello requeriría suponer que hubo cambios en las tendencias determinísticas en el segundo trimestre de 1994 (cuando entran en vigencia algunas de las disposiciones de la Ley 100 de 1993). Pero suponer que hubo cambios en tendencias determinísticas no responde la pregunta básica: ¿porqué empezó a crecer la tasa de desempleo desde fines de 1994 o principios de 1995?

¹³ 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).

¹⁴ Modelos sencillos del mercado laboral se encuentran, por ejemplo, en Kaufman y Hotchkiss (2000).

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 laboral¹⁵.

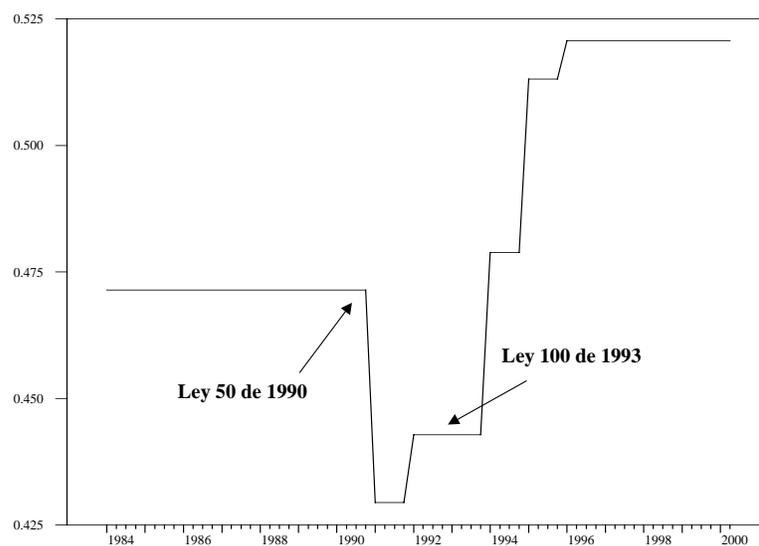
Figura 8. Índices de salario real para empleados y obreros de la industria manufacturera, inflación y tasa de desempleo



Notación: Isreempipc = Índice de salario real para empleados del sector manufacturero deflactado con IPC; Isreobripc = Índice de salario real para obreros del sector manufacturero deflactado con IPC; Infipc = Inflación estimada con base en el IPC.

Fuente: DANE

¹⁵ Esta inclusión obedece a hallazgos empíricos del caso colombiano. Véase, al respecto, la revisión de trabajos (propios y ajenos) en López (2001).

Figura 9. Algunos costos laborales**Tabla 5. 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 cesantías¹⁶	4.2% hasta 1990.
Prima de vacaciones	6.7%
Prima legal	8.9%
SENA	2.0%
ICBF	3.0%
Compensación familiar	4.0%

El modelo consta de lo siguiente:

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

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

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

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

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

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

siendo: N_t^d : (logaritmo natural de) cantidad demandada del factor trabajo; N_t^s : (ln. de) 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 : otro factor determinante de la demanda; z_t : otro factor determinante de la oferta; u_t : *proxy* de tasa de desempleo [en rigor u_t es: ln de $1/(1-\text{tasa de desempleo})$]; ε_t^θ , 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 $\gamma_i < 0$).

¹⁶ Según Ocampo (1987).

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.

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, así¹⁷:

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

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 para la prueba de raíz unitaria ADF de la serie de la tasa de desempleo.

¹⁷ Una ecuación de este tipo se encuentra en Féve y otros (1999), quienes a su vez se apoyan en Manning (1993).

Los resultados de la regresión, sin constante [como la ecuación (19)] y con constante, se presentan en las Tablas 6 y 7.

**Tabla 6. Resultados de la regresión de la ecuación (19)
Prueba ADF**

Término	Coefficiente	Error estándar	Estadístico-t	Nivel marginal de significancia
u_{t-1}	0.00167	0.0085	0.197	0.845
Δu_{t-1}	-0.01799	0.1281	-0.140	0.889
Δu_{t-2}	0.13216	0.1276	1.035	0.305
Δu_{t-3}	0.25469	0.1305	1.951	0.056
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		
$Q(16-0)$:	9.89	Nivel de significancia de Q :		0.872

**Tabla 7. Resultados de la regresión de la ecuación (19) incluyendo la constante
Prueba ADF**

Término	Coefficiente	Error estándar	Estadístico-t	Nivel marginal de significancia
Constante	0.00534	0.0048	1.112	0.271
u_{t-1}	-0.04297	0.0410	-1.047	0.299
Δu_{t-1}	0.02564	0.1337	0.192	0.849
Δu_{t-2}	0.18737	0.1367	1.371	0.176
Δu_{t-3}	0.32048	0.1431	2.240	0.029
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

De las Tablas 6 y 7 resultan claras varias cosas: a) 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 medio estable; en realidad, la tasa de desempleo se comportó de manera explosiva, según el valor y la significancia del coeficiente de u_{t-1} , característica usualmente denominada “histéresis”¹⁸; b) a la luz del modelo teórico puede señalarse que dicho

¹⁸ Esta situación debe ser mucho más fuerte en los casos de Cali y Manizales, ciudades cuyas tasas de desempleo presenta doble raíz.

comportamiento se debió al hecho de que el coeficiente de la tasa de desempleo rezagada un trimestre, $\varphi(\alpha + \beta)$, no fue significativamente distinto de 0, lo cual significa que el salario real no jugó papel estabilizador alguno; c) hubo un elemento adicional, dado por el coeficiente del término Δu_{t-3} , que contribuyó a agravar el carácter explosivo de la tasa de desempleo: ante aumentos de esta tasa en un cierto trimestre, ella misma tendió a crecer tres trimestres después.

La última propiedad encontrada (coeficiente positivo significativo del incremento del desempleo del desempleo tres trimestres atrás) se interpreta, según el modelo teórico, así: γ_3 fue aproximadamente 0.3 (0.25469 según la Tabla 6, y 0.3204 según la Tabla 7), es decir, la elasticidad de la oferta laboral con respecto al desempleo vigente tres trimestres antes fue 0.3 en el período 1984:1 - 2000:2.

5. Componente de tendencia del desempleo y tasa natural

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.

Con todo, es interesante tratar de medir la parte de la tasa de desempleo que no se elimina rápidamente, que parece “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 la parte “de tendencia” de la tasa de desempleo con alguna medida de la “tasa natural de desempleo”. En los párrafos siguientes mencionamos algunos de estos métodos y presentamos estimaciones del componente de tendencia de acuerdo con tales métodos. Posteriormente aclararemos las razones que pueden explicar la existencia de

una brecha entre las tasas “de tendencia” y natural de desempleo durante el período 1984:1 – 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 no lineales como los métodos de “Spline” empleados por Staiger, Stock y Watson (1997a,b) o Nuñez y Bernal (1997). En el presente trabajo, además del filtro de Hodrick-Prescott, se utilizan el de Baxter y King (1995) y el de componentes no observados [Harvey, (1985, 1989); Harvey y Jaeger, (1993)]. En los Anexos A y B se discuten algunos elementos básicos de estos dos últimos. En el Anexo C se presenta en forma gráfica la descomposición de las tasas de desempleo, ocupación y participación.

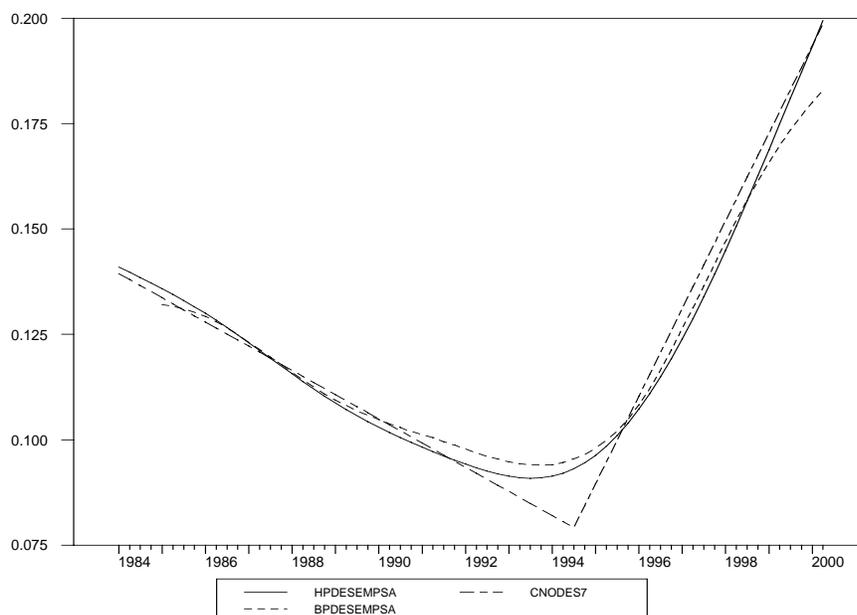
Como se aprecia en la Figura 10, la parte de tendencia obtenida utilizando el método de componentes no observados (Cnodes7) es la más inflexible¹⁹ e indica que el componente de largo plazo de desempleo a junio de 2000 fue 19,9%, sólo levemente inferior al obtenido con el filtro de Hodrick-Prescott (Hpdesempsa). 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 con mayor suavidad ante los movimientos de la tasa de desempleo observada, una vez descontado el efecto estacional.

Como se aprecia en la Figura 10, 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, empezó un ascenso hasta el año 2000; además, indican que el componente transitorio de la tasa es relativamente modesto frente al primero.

¹⁹ 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.

Figura 10. Componente de tendencia de la tasa de desempleo según distintos métodos



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

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 “tasa natural” de desempleo. 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)²⁰.

²⁰ Trabajos utilizados y citados por Cárdenas y Gutiérrez (1998) y Henao y Rojas (1998).

5.1.1. Equilibrio

Consideremos las siguientes hipótesis:

$$\frac{W}{P} = \frac{W}{P} \left(\begin{array}{c} u \quad m \quad x \quad \tau \quad R \\ -' \quad + \quad + \quad - \quad + \quad , \dots \end{array} \right) \quad (20)$$

Siendo:

W : salario nominal recibido por el trabajador; P : nivel de precios; u : tasa de desempleo; m : *proxy* del grado de desajuste 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 nómina (costos laborales no salariales) y otras contribuciones forzosas; R : riqueza de los hogares o ingresos no laborales (incluyendo ayudas estatales) de estos.

La ecuación (20) es la forma general de una función de oferta laboral o del nivel del salario real recibido 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 hogares²¹. Suponiendo una especificación log-lineal, la ecuación (20) puede especializarse de la siguiente manera:

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

$$\alpha_i > 0$$

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:

²¹ Esta variable juega un papel esencial en el model de desempleo de Phelps (2000).

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

$$\varphi_i > 0$$

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 de desajuste entre los perfiles ocupacionales de la oferta y demanda laborales (m)²², y aumentos de los sobrecostos salariales e impuestos a la nómina (τ).

²² Hay quienes han afirmado que la *Apertura* aumentó la demanda relativa de trabajadores calificados en detrimento de la de no calificados (véase, por ejemplo, Ocampo y otros 2000).

5.1.2. Desequilibrio y dinámica

Un modelo usual de desempleo que incluye elementos de sorpresa desinflacionaria tiene las siguientes características adicionales:

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

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

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 a través de varios períodos²³.

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 del período t (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:

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

²³ 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.

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

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

De acuerdo con la ecuación (25), la tasa de desempleo tiene cuatro componentes: 1) la tasa natural (suma de los cuatro primeros elementos del lado derecho); 2) la asociada a sorpresas inflacionarias o 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).

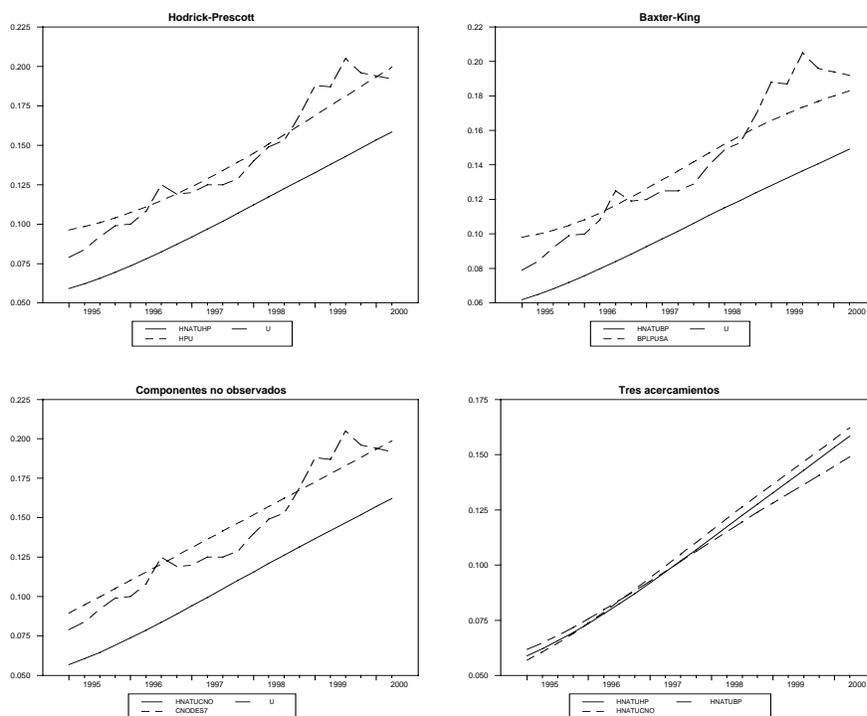
Nuestra conjetura es, entonces, la siguiente: los filtros estadísticos que generan el componente de tendencia de la tasa de desempleo recogen en éste partes de la tasa de desempleo que son elementos integrantes de los componentes 2) (efectos de sorpresas inflacionarias o desinflacionarias) y 3) (efectos de choques reales que se disipan lentamente).

En consecuencia, podríamos calcular la tasa natural de desempleo si eliminásemos del componente de tendencia de la tasa de desempleo el efecto de los incrementos salariales asociados a sorpresas desinflacionarias y de otros aumentos con características de desequilibrio.

Un ejemplo de tal cálculo fue realizado con el siguiente método: del componente de tendencia de la tasa de desempleo se eliminó el efecto introducido por un crecimiento “excesivo” del salario real. Este se calculó, a su vez, como el aumento anual del índice del salario real para empleados una vez descontado un incremento similar al aumento de la productividad total de los factores, al cual se le asignaron tres valores alternativos: 0.5%, 1% y 1.5% anual. La Figura 11 muestra los resultados de las estimaciones de la tasa natural bajo los tres métodos de cálculo del componente de tendencia, suponiendo un crecimiento de la productividad de 1% anual, mientras que la Figura 12 presenta la trayectorias de la tasa natural de desempleo de acuerdo con cada método de descomposición para cada crecimiento en la productividad; finalmente, la Tabla 8 presenta las magnitudes de dicha tasa para los dos

momentos extremos del período bajo análisis: 1995:1 – 2000:2, según la tasa de crecimiento de la productividad. Así, por ejemplo, suponiendo un crecimiento de la productividad de 1% anual, políticas para reducir el desempleo de 20% a 14.9%, según el método 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. Reducciones de la tasa de desempleo por debajo de 14.9% 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* entre oferta y demanda de trabajo [ver expresión (25)].

**Figura 11. Componente de tendencia de la tasa de desempleo y tasa natural
(Tasa de crecimiento de la productividad: 1% anual)**

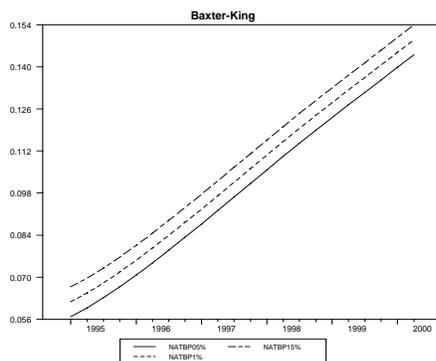
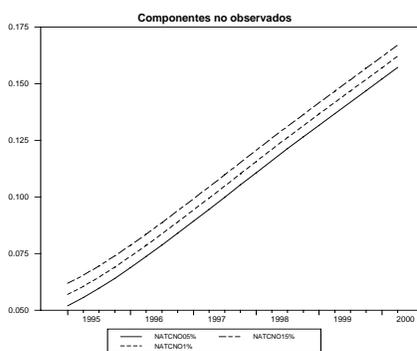
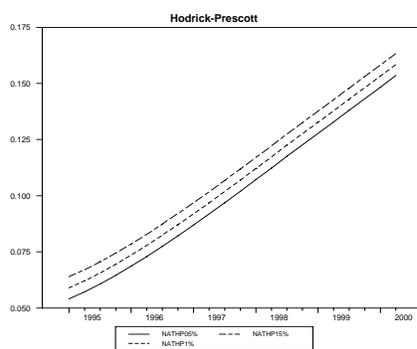


Notación: Hnatuhp = tasa natural estimada a partir del componente de tendencia de Hodrick-Prescott; Hnatubp = tasa natural estimada a partir del componente de tendencia de Baxter-King; Hnatucno = tasa natural estimada a partir del componente de tendencia de componentes no observados; HPU = Componente 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.

Tabla 8. Estimaciones de la tasa natural de desempleo

Método de estimación del componente de tendencia	1995:1			2000:2		
	Crecimiento de la productividad			Crecimiento de la productividad		
	0.5%	1%	1.5%	0.5%	1%	1.5%
Hodrick-Prescott	5.4%	5.9%	6.4%	15.3%	15.8%	16.3%
Baxter-King	5.7%	6.2%	6.7%	14.4%	14.9%	15.3%
Componentes no observados	5.2%	5.7%	6.2%	15.7%	16.2%	16.7%

Figura 12. Estimaciones de la tasa natural para diferentes tasas de crecimiento de la productividad multifactorial



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%.

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 observada de desempleo no es, ahora, de carácter simplemente “transitorio”; b) intentar reducir la tasa de desempleo hasta un nivel igual a un mínimo histórico o a una media histórica (una media que sería arbitraria 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 tasa natural de desempleo (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 tasa natural se puede explicar principalmente por el funcionamiento “defectuoso” del mercado laboral, esto es, y por la rigidez a la baja del salario real y de los demás costos laborales.

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

En tal sentido, suponiendo un crecimiento de la productividad multifactorial de 1% anual, políticas para reducir el desempleo de 20% a 14.9%, según el método de Baxter-King, no deberían tener consecuencias inflacionarias, siempre que el salario real y otros costos laborales sean flexibles a la baja. Intenciones de reducir la tasa de desempleo por debajo de 14.9%

tendrían consecuencias inflacionarias, a menos que se reduzcan algunos impuestos a la nómina y mejoren los sistemas de información y adiestramiento para mejorar el *matching* entre oferta y demanda de trabajo.

Referencias

Arango, L. E. (1999); “Componentes no observados de la inflación en Colombia”, *Revista de Economía del Rosario*, 2, 1, 161-181.

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.

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

Friedman, M. (1968); “The role of monetary policy”, *American Economic Review*, 58, 1-17.

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* (5ª edición); Harcourt College, Publishers.

López, H. (2001); “Características y determinantes de la oferta laboral colombiana y su relación con la dinámica del desempleo”, ponencia a presentar 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 a presentar 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.

Anexo A. El filtro de Baxter-King (Band-pass)

Este filtro es un promedio móvil lineal que separa los componentes periódicos de una realización que evoluciona en una banda específica de frecuencias. El filtro elimina componentes tanto de muy baja como de muy alta frecuencia, al tiempo que retiene componentes de frecuencia intermedios.

El procedimiento de Baxter-King consiste en un filtro de orden finito K el cual tiene propiedades como la reducción de las características de tendencia y la asignación de ponderaciones simétricas.

Para la realización estocástica de la serie y_t , el filtro en dominio de tiempo viene dado por el promedio móvil de orden finito:

$$\tilde{y}_t = \sum_{j=-K}^K a_j L^j y_t \quad (\text{A.1})$$

donde L representa el operador de rezago²⁴. Las ponderaciones a_j se obtienen al resolver el problema de minimización dado por:

$$\begin{aligned} \min_{a_j} Q &= \int_{-\pi}^{\pi} |\beta(\omega) - \alpha(\omega)|^2 d\omega \\ \text{s.t. } \alpha(0) &= 0 \end{aligned} \quad (\text{A.2})$$

siendo $|\beta(\omega)|$ el filtro ideal con frecuencias extremas de ω_1 y ω_2 y $\alpha(\omega)$ la transformación de Fourier de (A1). La solución al problema de minimización conduce a los siguientes resultados:

²⁴ En tiempo de frecuencias el filtro puede ser obtenido mediante la transformación de Fourier.

$$a_j = b_j + \theta; \quad j = 0, \pm 1, \dots, \pm K$$

$$b_j = \begin{cases} \frac{\omega_2 - \omega_1}{\pi} & \text{si } j = 0 \\ \frac{1}{\pi j} (\text{sen } \omega_2 j - \text{sen } \omega_1 j) & \text{si } j = \pm 1, \pm 2, \dots \end{cases}$$

$$\theta = \frac{-\sum_{j=-K}^K b_j}{2K+1}$$

Anexo B. El método de cálculo de componentes no observados: modelos estructurales de series de tiempo y la forma espacio estado²⁵

En los modelos estructurales de series de tiempo se encuentra que sus parámetros pueden variar con el tiempo, sus componentes tienen una interpretación clara y las variables explicativas son función del tiempo (Harvey y Jaeger, 1993). El modelo *lineal local* (o *señal más ruido*) constituye el modelo básico del caso univariado. Dicho modelo se presenta de la siguiente manera:

$$Y_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad (\text{B.1})$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + u_t \quad (\text{B.2})$$

donde Y_t , μ_t , y ε_t son la variable observada, la tendencia y el componente irregular, respectivamente. Se supone que $\varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2)$, $u_t \sim i.i.d.(0, \sigma_u^2)$, y $E(\varepsilon_t, u_{t-i}) = 0$, para todo i .

El modelo de *tendencia lineal local* puede escribirse como:

$$Y_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad (\text{B.3})$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + u_t \quad (\text{B.4})$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \xi_t \quad (\text{B.5})$$

donde u_t y ξ_t son *i.i.d.*, no correlacionadas mutuamente, con media cero y varianzas σ_u^2 y σ_ξ^2 , respectivamente. Las ecuaciones (B.4) y (B.5) conforman la tendencia estocástica cuyo nivel se ve afectado por u_t , mientras que su pendiente se ve afectada por ξ_t . Así, cuando $\sigma_u^2 = \sigma_\xi^2 = 0$, la tendencia μ_t se convierte en determinística y lineal. En el caso en que $\sigma_u^2 = 0$ y $\sigma_\xi^2 > 0$, la tendencia constituye un proceso doblemente integrado [I(2)].

Fenómenos estacionales pueden ser capturados bajo la representación conocida como *modelo estructural básico* (MEB):

$$Y_t = \mu_t + \gamma_t + \varepsilon_t \quad (\text{B.6})$$

donde μ_t es la tendencia estocástica, ε_t las perturbaciones ruido blanco, y γ_t el componente estacional. Esta última puede tomar la forma de una variable *dummy*:

$$\gamma_t = -\gamma_{t-1} - \dots - \gamma_{t-s+1} + \nu_t \quad (\text{B.7})$$

donde $\nu_t \sim NID(0, \sigma_\nu^2)$ y s es un número entero que identifica las frecuencias estacionales en un período (por ejemplo un año), el cual viene dado por $[s/2]=s/2$ cuando s es par, y por $[s/2]=(s-1)/2$, cuando s es impar²⁶. La introducción del término de perturbación, ν_t , en (B.7) permite que los efectos estacionales cambien en el tiempo. Para capturar efectos cíclicos, la ecuación (B.6) podría ser modificada de la siguiente forma:

²⁵ Esta presentación es tomada de Arango (1999). Para un tratamiento detallado de los temas de este Anexo véase Harvey (1989).

²⁶ La suma de los coeficientes en (B.7) está restringida a ser igual a cero.

$$Y_t = \mu_t + \gamma_t + \psi_t + \varepsilon_t \quad (\text{B.8})$$

donde la tendencia estocástica lineal, μ_t , permanece como en (B.4) y (B.5), ε_t es ruido blanco no correlacionado con ξ_t y u_t , en ningún t . Un ciclo determinístico es una onda del tipo seno-coseno con un período dado. Un ciclo estocástico se obtiene cuando el ciclo determinístico recibe el impacto de las perturbaciones y se adiciona un *factor de disipación*. La especificación estadística del ciclo estocástico ψ_t toma la forma:

$$\begin{bmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix} = \rho_\psi \begin{bmatrix} \cos \omega & \text{sen } \omega \\ -\text{sen } \omega & \cos \omega \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_{t-1} \\ \psi_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \kappa_t \\ \kappa_t^* \end{bmatrix} \quad (\text{B.9})$$

donde κ_t y κ_t^* son perturbaciones ruido blanco con media cero y varianzas $\sigma_\kappa^2 (= \sigma_{\kappa^*}^2)$; $0 \leq \omega \leq \pi$, es la frecuencia en radianes; ψ_t^* aparece por construcción para formar ψ_t y ρ_ψ ($0 \leq \rho_\psi \leq 1$) es un factor de atenuamiento de la amplitud.

Las perturbaciones hacen del ciclo un proceso estocástico, el cual será estacionario si $\rho_\psi < 1$; el período del ciclo se calcula como $2\pi / \omega$. El proceso estocástico descrito por (B.9) se convierte en un proceso autorregresivo de orden uno cuando la frecuencia ω toma el valor de cero o de π ²⁷. Cuando $\omega = 0$, la primera ecuación del sistema descrito por (B.9) es $\psi_t = \rho_\psi \psi_{t-1} + \kappa_t$, mientras que cuando $\omega = \pi$, la ecuación es $\psi_t = -\rho_\psi \psi_{t-1} + \kappa_t$. En cualquiera de estos casos la ecuación que genera ψ_t^* se hace redundante.

Utilizando el operador de rezago L , que significa $X_{t-d} = L^d X_t$, el componente cíclico en (B.9) puede ser escrito como:

²⁷ Esto sucede ya que seno $\omega = 0$, cuando la frecuencia $\omega = 0$ ó $\omega = \pi$.

$$\begin{bmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 - \rho_\psi \cos \omega L & -\rho_\psi \sin \omega L \\ \rho_\psi \sin \omega L & 1 - \rho_\psi \cos \omega L \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \kappa_t \\ \kappa_t^* \end{bmatrix} \quad (\text{B.10})$$

mientras que la solución para ψ_t está dada por:

$$\psi_t = \frac{(1 - \rho_\psi \cos \omega L) \kappa_t + (\rho_\psi \sin \omega L) \kappa_t^*}{1 - 2\rho_\psi \cos \omega L + \rho_\psi^2 L^2} \quad (\text{B.11})$$

Suponiendo que el proceso analizado pueda ser representado por la expresión:

$$Y_t = \mu_t + \psi_t + \varepsilon_t \quad (\text{B.12})$$

y teniendo en cuenta que, en general, $x_t = x_{t-1} + \zeta_t = \zeta_t / (1 - L)$, al reemplazar (B.4), (B.5) y (B.11) en (B.12), se obtiene:

$$Y_t = \frac{u_t}{(1 - L)} + \frac{(1 - \rho_\psi \cos \omega L) \kappa_{t-1} + (\rho_\psi \sin \omega L) \kappa_{t-1}^*}{[1 - 2\rho_\psi \cos \omega L + \rho_\psi^2 L^2]} + \frac{\xi_t}{(1 - L)^2} + \varepsilon_t \quad (\text{B.13})$$

expresión que se conoce como *modelo de ciclo más tendencia*, la cual se estima en dominio de tiempo utilizando el filtro de Kalman. Para tal efecto, se hace una formulación espacio estado del modelo, en la que $\alpha_t = (\mu_t, \beta_t, \psi_t, \psi_t^*)'$ representa el vector de variables de estado. Para iniciar el filtro de Kalman, los errores cuadrados medios de μ_t y β_t se igualan a números grandes pero finitos, mientras que la matriz de error cuadrado medio de $(\psi_t, \psi_t^*)'$ se iguala a la matriz de covarianza incondicional de $(\psi_t, \psi_t^*)'$. La función de verosimilitud se maximiza numéricamente con respecto a σ_ε^2 , σ_u^2 , σ_ξ^2 , σ_κ^2 , ω , y ρ_ψ .

La ecuación de medición del modelo de ciclo más tendencia requerido por la formulación de espacio estado puede ser escrita como:

$$Y_t = [1 \quad 0 \quad 1 \quad 0] \alpha_t + \varepsilon_t \quad (\text{B.14})$$

mientras que la matriz de transición se expresa como:

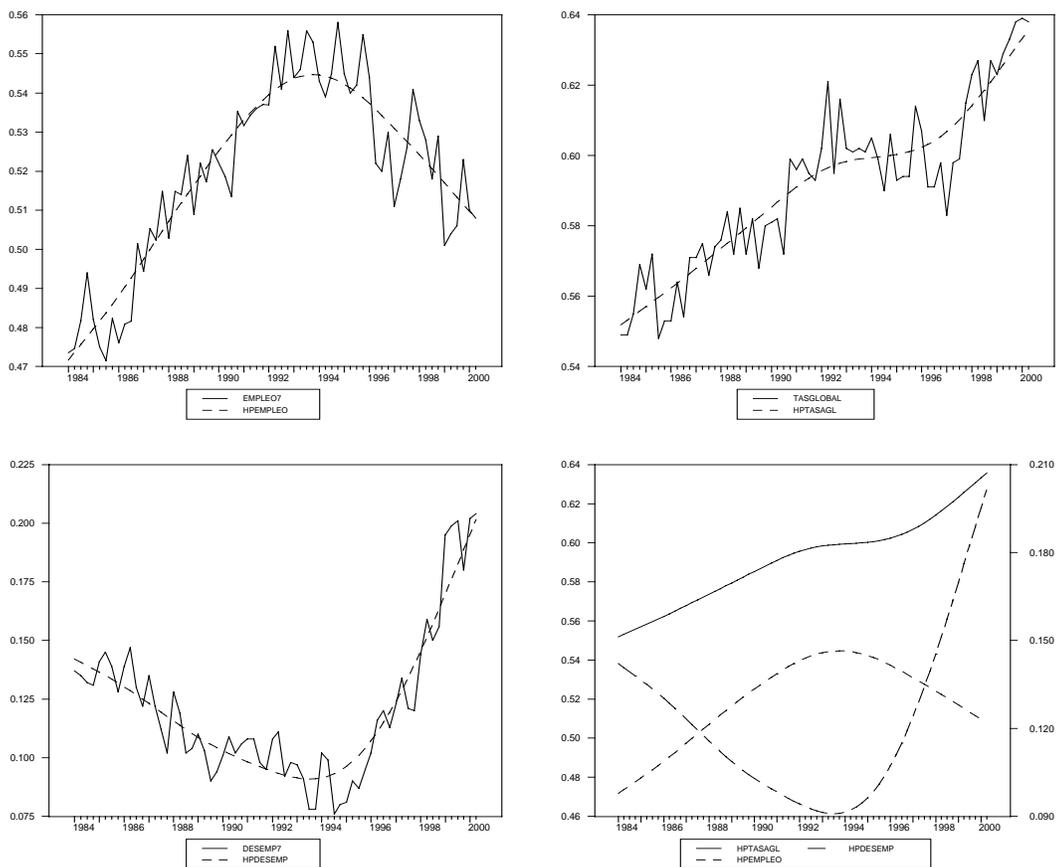
$$\alpha_t = \begin{bmatrix} \mu_t \\ \beta_t \\ \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \rho_\psi \cos \omega & \rho_\psi \sen \omega \\ 0 & 0 & -\rho_\psi \sen \omega & \rho_\psi \cos \omega \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{t-1} \\ \beta_{t-1} \\ \psi_{t-1} \\ \psi_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_t \\ \xi_t \\ \kappa_t \\ \kappa_t^* \end{bmatrix} \quad (\text{B.15})$$

La matriz de covarianza del vector de perturbaciones en (B.18) es una matriz diagonal con elementos $\{\sigma_u^2, \sigma_\xi^2, \sigma_\kappa^2, \sigma_{\kappa^*}^2\}$. El modelo será observable o identificable, a menos que ρ_ψ sea cero o que ω sea igual a cero o igual a π , mientras que, por su parte, la condición según la cual σ_ξ^2 y $\sigma_{\kappa^*}^2$ son estrictamente positivos (>0) es necesaria para lograr la estabilidad (Harvey, 1989).

Anexo C. Componentes de tendencia de la tasa de empleo, la tasa de desempleo y la tasa global de participación

Figura C 1. Componente de tendencia de las variables según el filtro de *Hodrick – Prescott*

Variables con efectos estacionales



Variables sin efectos estacionales

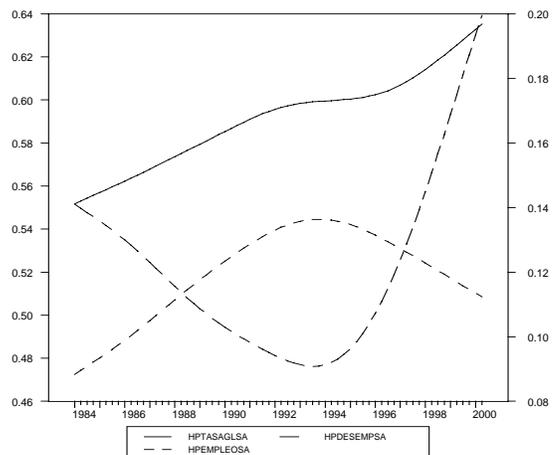
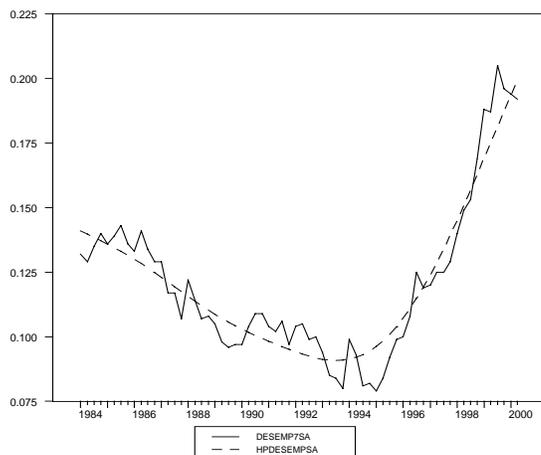
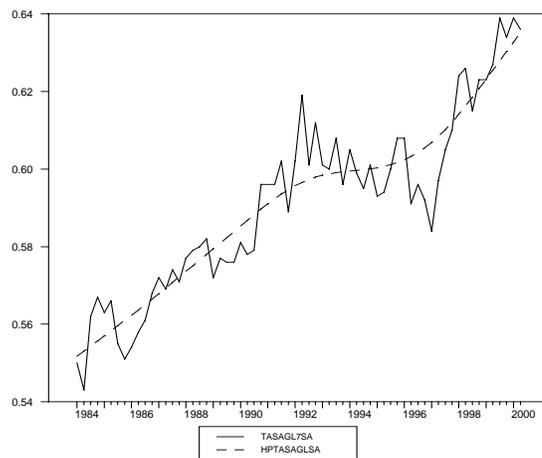
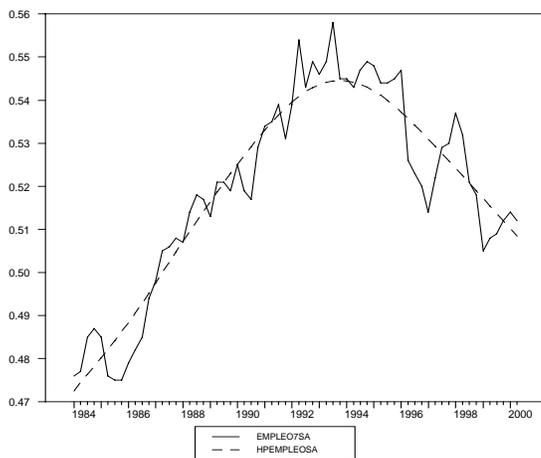
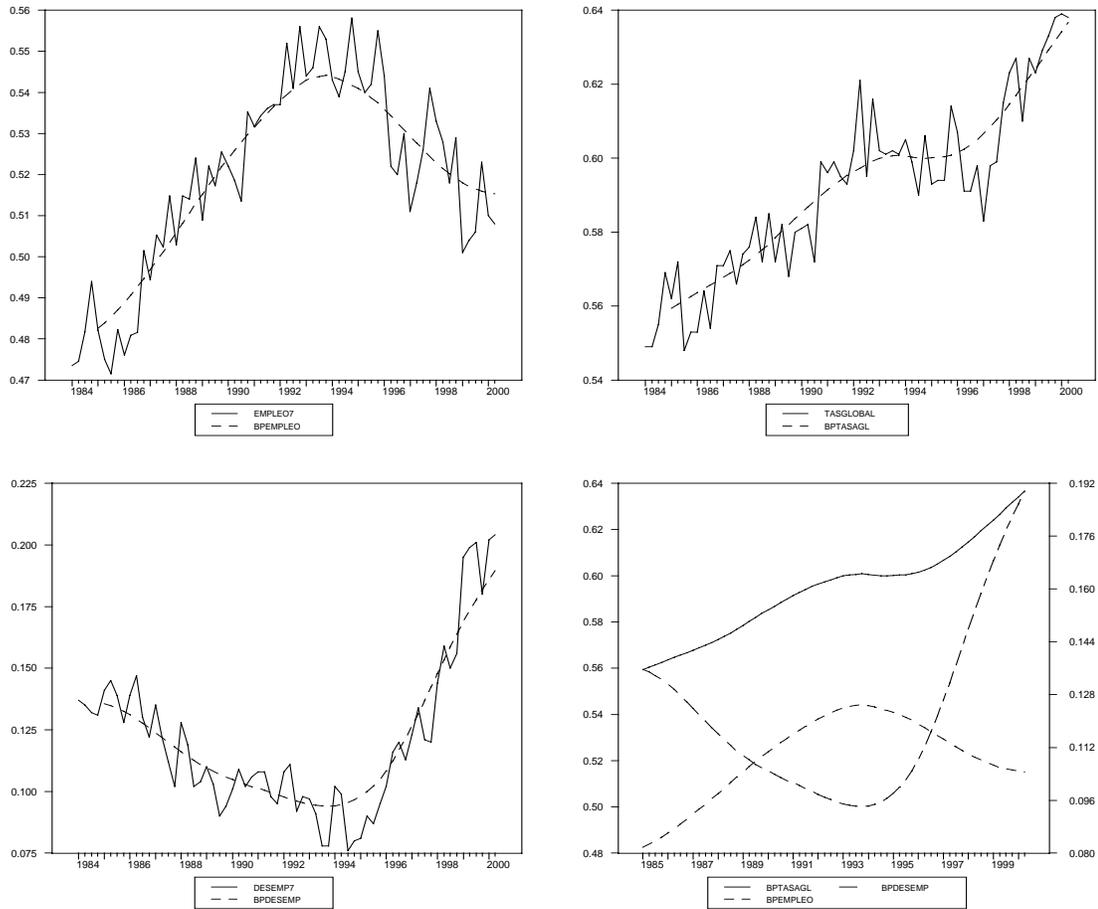


Figura C 2. Componente de tendencia de las variables según el filtro de *Baxter – King*

Variables con efectos Estacionales



Variables sin efectos estacionales

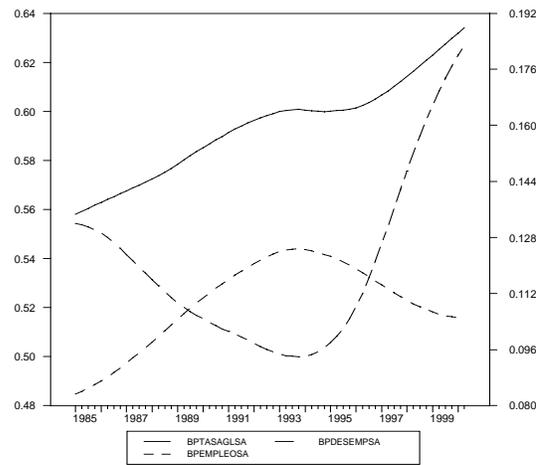
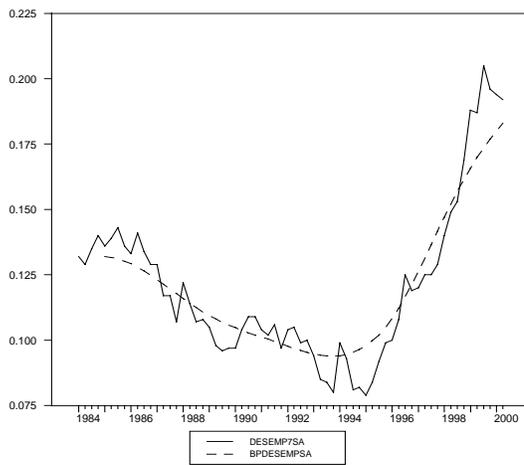
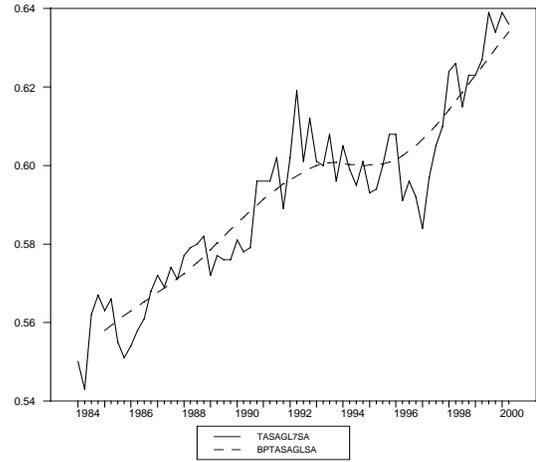
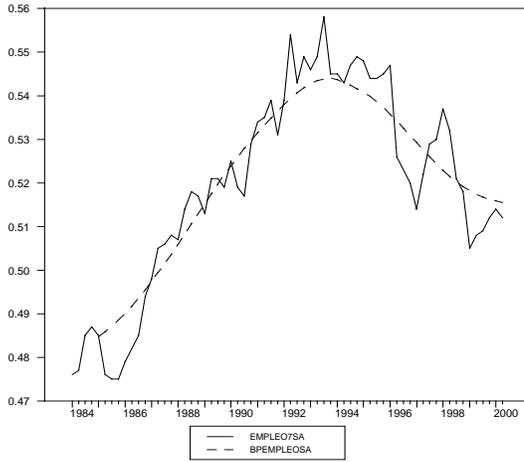


Figura C 3. Componente de tendencia de las variables por el método de componentes no observados

