

La tasa natural de desempleo en Colombia y sus determinantes[♦]

Jorge Andrés Tamayo[♦]
jtamayca@banrep.gov.co

Resumen

En este trabajo se estima una tasa natural de desempleo para Colombia en el período 1984-2006. Siguiendo el modelo de negociación de salarios de Blanchard (1991), se emplea un filtro de Kalman, para estimar un sistema de ecuaciones para la tasa natural de desempleo, el desajuste del mercado laboral, los salarios y los precios según la metodología propuesta por Salemi (1999). Los resultados de este ejercicio resaltan el papel de la participación joven en el mercado laboral y los costos laborales no salariales como principales determinantes de la tasa natural de desempleo. Asimismo, le restan importancia al papel del salario mínimo en dicha tasa natural, al tiempo que sugieren la existencia de ajustes del mercado laboral colombiano “vía precios”.

Abstract

This paper provides an estimation of the natural rate of unemployment for Colombia in 1984-2006. The model used is in the same spirit of Blanchard (1991)'s wage bargaining and uses a Kalman filter to estimate a system of equations for the natural rate of unemployment, adjustment of the labor market, wages and prices, following the methodology suggested by Salemi (1999). Results favor young participation in the labor market and non-wage labor costs as the main determinants of the natural rate of unemployment. On the other hand the minimum wage seems to play no role in such process while some evidence is presented in favor of the labor market price-adjusting in Colombia

Palabras claves: tasa natural de desempleo, filtro de Kalman, Costos a la nómina, salario mínimo, mercado laboral, población en edad de trabajar.

Clasificación JEL: J23; J32; J41; J64; H20; E24; C32.

[♦] El presente documento es de la responsabilidad exclusiva del autor y, por tanto, no compromete al Banco de la República ni a sus directivas. Se agradecen los comentarios y la colaboración de Cesar Tamayo, Carlos Esteban Posada, Martha Misas, Munir A. Jalil, Juan Carlos Parra, Luis Eduardo Arango y Sergio Clavijo.

[♦] Estudiante de Economía de la Universidad Eafit en pasantía en el Banco de la República.

I. Introducción

Durante los últimos veinte años, la llamada “economía laboral” ha puesto cada vez menos énfasis en el estudio de las fluctuaciones de corto plazo del desempleo, para concentrarse en lo que la literatura denomina desempleo de equilibrio. Esto ha resultado de observar que el desempleo tiende a variar mucho más entre ciclos económicos que al interior de ellos. Por ejemplo, para el caso del Reino Unido, las desviaciones estándar a de los promedios a uno y cinco años del desempleo a lo largo del siglo XX (1900-1990) son de 4.29 y 4.88 respectivamente (Layard et al, 1991). Para Estados Unidos, la media de diez años de la tasa de desempleo subió desde 4.5% en los años cincuenta, hasta 6.2% y 7.2% en los setenta y ochenta respectivamente, mientras que su desviación estándar al interior de la década se mantuvo relativamente estable (Salemi, 1999).

La idea de “persistencia”, a saber, que el desempleo de equilibrio depende en alguna medida de la propia historia del desempleo ilustra la posibilidad de que la tasa “natural” de desempleo pueda experimentar fluctuaciones sustanciales. El presente artículo se suma entonces a una larga lista de trabajos que estiman los niveles y las fluctuaciones de baja frecuencia de la tasa de desempleo consistente con algunas condiciones de equilibrio (véase, entre otros, Gordon, 1997; Salemi, 1999; Arango y Posada, 2006). Para ello, este trabajo se apoya en la estructura del modelo de negociación de salarios de Blanchard (1991) y Blanchard y Katz (1997), y posteriormente recurre a la metodología propuesta por Salemi (1999) para estimar la tasa natural de desempleo – variable no observable por excelencia – usando conjuntamente un filtro de Kalman y un algoritmo de optimización sobre una representación estado-espacio.

En general, los resultados de este ejercicio son consistentes con lo encontrado previamente en otros trabajos para el caso colombiano aunque con diferencias sutiles. La tasa natural de desempleo bajó sistemáticamente desde 1984 (inicio del período de análisis) hasta mantenerse por varios años en niveles de un dígito. A partir de 1995 ésta comenzó a subir hasta bordear 18% sólo para bajar lentamente en lo que va de la presente década. Los principales responsables de este comportamiento parecen haber sido, entre otros, la evolución costos laborales no salariales y de la población en edad de trabajar. En cambio, no se encuentra evidencia de que el salario mínimo haya jugado un papel de importancia en

la evolución del desempleo de equilibrio. A este respecto se elabora una hipótesis que puede ser objeto de futuras investigaciones.

El resto de este documento se divide en cinco secciones. La sección 2 reseña las principales contribuciones sobre el desempleo de equilibrio y los determinantes de la tasa natural. La tercera presenta un breve análisis de la historia reciente del mercado laboral colombiano y las estimaciones de tasa de desempleo de equilibrio (o natural). La cuarta presenta una adaptación del modelo de Blanchard (1991) al caso colombiano. La quinta sección resume la estrategia de estimación, presenta la procedencia de los datos y los principales resultados. La sexta concluye.

II. Desempleo de equilibrio y tasa natural de desempleo: ¿que sabemos?

Tal vez las definiciones más populares de tasa natural de desempleo se encuentran en las contribuciones de Friedman (1968) y Phelps (1968). En su artículo seminal sobre el papel de la política monetaria, Friedman argumenta que esta tasa de desempleo resultaría del sistema walrasiano de ecuaciones de equilibrio general, suponiendo que tal sistema captura de forma adecuada las características estructurales de la economía, incluyendo la variedad de costos subyacentes, las imperfecciones y la variabilidad de la oferta y la demanda.

En su revisión de la teoría y evidencia sobre la curva de Phillips, Phelps se refiere a la tasa de desempleo de equilibrio, como “aquella tasa a la que los incrementos de precios actuales y esperados son iguales” (pp. 682). Esta aproximación resulta clave en la hipótesis desarrollada por Friedman y por el propio Phelps de que, bajo el supuesto de expectativas adaptativas (o con “corrección de error”), una subestimación persistente de los incrementos en salarios y precios que lleve a un nivel de desempleo sistemáticamente inferior al de equilibrio, eventualmente causaría revisiones continuas de las expectativas de inflación hasta llevar la tasa de desempleo nuevamente hacia su nivel de equilibrio. Esta es la popular hipótesis de atracción que ha sido tradicionalmente la espina dorsal de los modelos de desempleo de equilibrio.

La vertiente neokeynesiana de la literatura sobre desviaciones del modelo de “subasta walrasiana” también ha experimentado un desarrollo sustantivo en las últimas dos décadas. Entre las principales contribuciones se encuentra el original modelo de búsqueda de Okun

(1981) que introdujo la idea de un “salario aceptable”. En su enfoque, Okun realizaba el papel de éste en la generación de desempleo friccional para aquellos cuyo salario aceptable superaba el del mercado.

Otra aproximación temprana al concepto de desempleo de equilibrio es la de los contratos implícitos. En las contribuciones de Gordon (1974) y Okun (1981) al respecto, sobresale el papel que en un contexto dinámico juegan los costos fijos de contratación y su resultado: contratos implícitos de “experiencia” (apretón de manos invisible) y rigidez en los salarios. Recientemente Bewley (1999) ha retomado esta idea para explicar dicha rigidez de salarios en épocas de recesión.

Con posterioridad a estas contribuciones se desarrollaría una familia de modelos denominados de “salarios de eficiencia”, que vendrían a proponer explicaciones alternativas al problema keynesiano de por que el mercado laboral podía no vaciarse. Es decir, por que en situaciones de desempleo involuntario las firmas simplemente no reducen los salarios al tiempo que incrementan sus ganancias. El problema planteado en estos modelos es entonces uno de selección adversa (el popular “*shirking*”) y de la habilidad de motivar-retener trabajadores como una función creciente del salario, haciendo así ineficiente para las firmas reducirlo (Yellen, 1984). Estos modelos tienen además implicaciones importantes en cuanto al papel adverso que juegan los subsidios al desempleo, al tiempo que demuestran la sub-optimalidad del equilibrio de mercado, abriendo la puerta a la intervención benévola (Shapiro y Stiglitz, 1984).

Finalmente, hacia comienzos de la década de los noventa, Blanchard (1991) presentaría su célebre síntesis de los modelos de negociación de salarios haciendo explícita la idea de miedo y amenaza (*fear and threat*). En dicho modelo, la situación actual del mercado laboral influye en el comportamiento de empleados y sindicalistas (*fear*) y en la capacidad de la firma de amenazar a quienes negocian su salario (*threat*), dando lugar a un poder de negociación variable para ambas partes. Adicionalmente, factores tecnológicos e institucionales como altos costos de despido son también determinantes del poder de negociación de unos y otros. En este contexto la tasa natural de desempleo se define como aquella tasa a la que el salario de oferta y el salario de demanda se igualan (Blanchard y

Katz, 1997). El presente trabajo tiene este mismo espíritu, por lo que más adelante se dedicará algo de tiempo a profundizar este modelo.¹

Un aspecto interesante del modelo de Blanchard ha sido desarrollado con posterioridad y tiene que ver con la centralización del poder de negociación y el comportamiento de los sindicatos (corporativismo). Dicha concentración de la negociación de salarios importa por que de ella dependerá que tanto les incumbe a los negociadores el desempleo (i.e., aquellos fuera de la negociación), (Romer, 2006; Cap. 9).

Ahora bien, en la dinámica literatura sobre los determinantes de la tasa natural de desempleo y sus fluctuaciones sobresalen, entre otros, los argumentos que pueden ser denominados de oferta laboral y factores institucionales. En el primero de ellos, se destacan dos determinantes fundamentales: 1) la composición de la fuerza laboral por grupos de edad y 2) la estructura de beneficios a desempleados (Johnson y Layard, 1986; Phelps, 2004). La evidencia en ambos frentes es vasta y sugiere por ejemplo que el caso europeo es paradigmático en tanto que su indulgente sistema de beneficios a desempleados ha sido una causa importante de sus altos y persistentes niveles de desempleo (Krugman, 1994; Clark y Summers, 1979). En el segundo, sobresalen los efectos adversos sobre el empleo de equilibrio, a causa de imposiciones legislativas al mercado laboral. Entre las rigideces más destacadas se encuentran las del salario mínimo, costos a la entrada y salida de trabajadores, costos laborales adicionales al salario, entre otros. (Peasaran y Smith, 1995; Bean 1994 y Tobin 1995).

Un último asunto que requiere algún tratamiento es el histórico debate entre tasa natural de desempleo y NAIRU (*Non Accelerating Rate of Unemployment*). La definición de Phelps, por ejemplo, puede acomodarse mejor a este último concepto que a la propia tasa natural. Sin embargo, algunos como Hahn (1995), Gordon (1997) y Mankiw (2000) se refieren a ambos conceptos como “gemelos”. En cambio, Tobin (1995) argumenta que la NAIRU se determina más por las características institucionales de una economía que por el comportamiento optimizador de sus agentes, por lo cual el término “natural” no procedería en este caso. Asimismo, Estrella y Mishkin (1998) sugieren que la NAIRU podría ser interpretada más como la tasa de desempleo consistente con una tasa de inflación estable a lo largo de los próximos doce meses. En cambio, la tasa natural, según estos autores sería

¹ Otro trabajo reciente sobre el caso colombiano inspirado en el modelo de Blanchard es Robbins (2007).

aquella a la cual convergería la economía en ausencia de choques estructurales en el mercado laboral. Aunque este debate es amplio, la diferenciación entre este par de conceptos parece estar estrechamente ligada a las formulaciones de curva de Phillips y curva de salarios. Por lo anterior, este trabajo se ciñe a la definición de tasa natural de desempleo propuesta en Blanchard y Katz (1997) e incluye en el modelo una ecuación de comportamiento independiente para los precios.

III. Mercado laboral y tasa natural de desempleo en Colombia.

a. Algunos Hechos estilizados del mercado laboral colombiano.²

Durante las dos últimas décadas el mercado laboral colombiano ha sufrido grandes transformaciones. Entre los cambios más importantes se encuentran las continuas modificaciones a la legislación laboral, las transformaciones demográficas y evolución de los salarios reales.

Durante la década de los noventa, Colombia introdujo una serie de modificaciones a la legislación laboral, ya que para inicios de esta década, se contaba con una de las legislaciones más rígidas de América Latina.³ La ley 50 de 1990 introdujo entre otros cambios, el desmonte de la doble retroactividad de las cesantías y los altos costos de despido, con el objetivo de disminuir los obstáculos más importantes a la creación de empleo formal⁴. Aunque los impuestos a la nómina no fueron modificados en 1990, en 1993 fueron elevados sustancialmente a raíz de la ley 100 de este mismo año, a pesar de que para los patrones latinoamericanos ya eran los más altos (Lora y Pagés, 1997).

Estos impuestos a la nómina, se han convertido en limitantes a la generación de empleo formal en Colombia: Lora (2001) menciona que los impuestos a la nómina son, por definición, un impuesto a la generación de empleo formal, ya que los efectos sobre la remuneración de los trabajadores son mínimos debido a la existencia del salario mínimo. Farné y Nupia (1998) evidencian como los costos de crear un puesto de trabajo tienen un impacto negativo directo en la generación de empleo. Por su parte, Cárdenas y Bernal

² Para una revisión detallada de los principales hechos estilizados del mercado laboral colombiano, véase Gracia y Urdinola (2000), Lora (2001) y López (2001)

³ Véanse Lora (2001) y Lora y Pagés (1997).

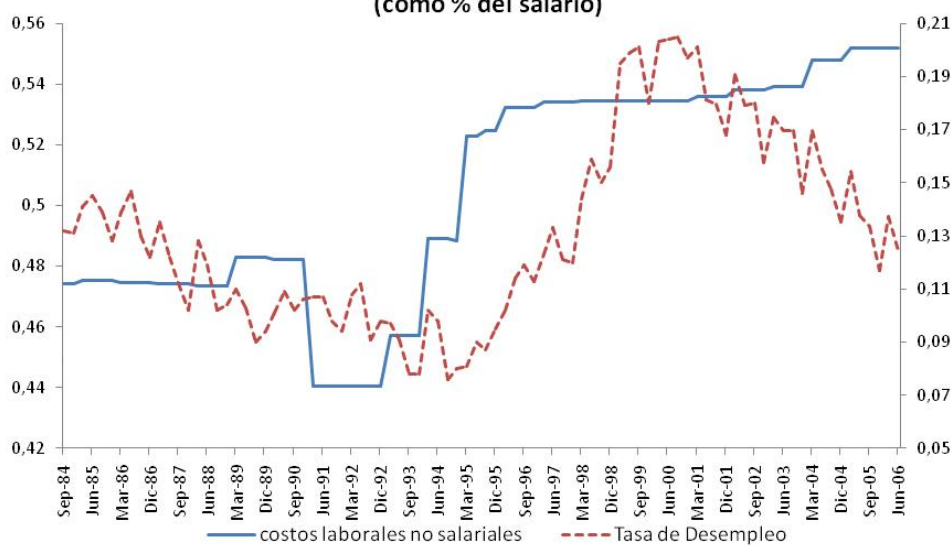
⁴ Véanse Lora (2001), Henao y Lora (1997) y Ocampo (1987)

(2003), argumentan que los costos laborales no salariales son un determinante importante de la demanda de trabajo. Gracia y Urdinola (2000) sostienen que la industria colombiana se clasifica como de las de menor competitividad cuando se tienen en cuenta el costo laboral unitario y se compara con Argentina, Brasil, Chile y los países de la OECD.

Adicionalmente, Clavijo y Lozano (2001) sugieren que, en el margen, estos impuestos sobre la nomina generan mas desempleo del empleo que están en capacidad de generar las Comfamiliares, el SENA y el ICBF aplicando estos recursos en sus diferentes actividades. Por tanto, los beneficios directos e indirectos de estos impuestos no tienen en cuenta las prioridades sociales establecidas a favor de los más necesitados, a la vez que generan cargas parafiscales afectando la generación de empleo formal. El gráfico 1 presenta la evolución de los impuestos a la nomina y de la tasa de desempleo en Colombia.

Gráfico 1

**Desempleo y costos laborales no salariales
(como % del salario)**



Fuente: Banco de la Republica - Division de Recursos Humanos y Dane

Un aspecto de particular importancia dentro de la legislación laboral colombiana, ha sido la continua ignorancia de criterios económicos en el proceso de determinación del salario mínimo. Arango y Posada (2007) muestran como en los años en que se han logrado acuerdos sobre el aumento del salario mínimo, en el seno de la Comisión Permanente de Concertación de Políticas Salariales y Laborales, se han omitido los aspectos tenidos en cuenta por los economistas para la determinación del salario. Gracia y Urdinola (2000) también argumentan que, a pesar de que la legislación ata el comportamiento del salario

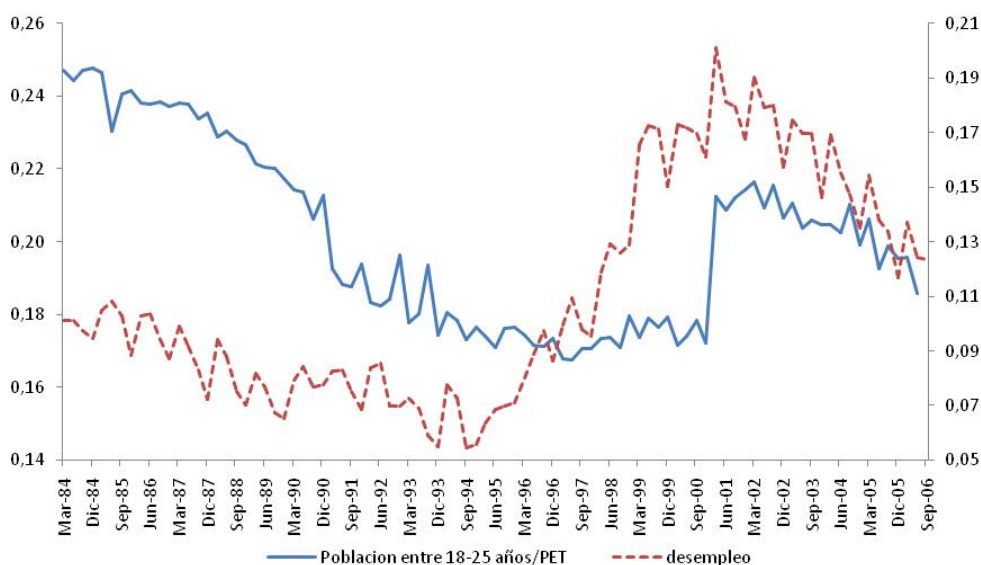
mínimo a variables como productividad, crecimiento del producto e inflación, las relaciones de causalidad entre estas variables no se han mantenido estables. Un aspecto notable es subrayado por Lora (2001), quien muestra que el salario mínimo real ha oscilado en direcciones opuestas al ciclo económico, contribuyendo posiblemente a agudizarlo en sus dos fases.

Todas estas características hacen del salario mínimo una fuente potencial de rigidez en el mercado laboral y un eventual promotor de la informalidad. A su turno, según Cárdenas y Mejía (2007), caer en la informalidad representa perder mas de la mitad del ingreso promedio devengado en el sector formal.

Otra característica particular del mercado laboral colombiano ha sido la desaceleración del crecimiento de la población en edad de trabajar, reduciendo la presión sobre el mercado laboral. Ribero y García (1996), señalan que la edad promedio de los trabajadores ha aumentado de manera paulatina, disminuyéndose la proporción de jóvenes trabajadores (ver gráfico 2). Lora (2001), resalta como la tasa de crecimiento de la población ha venido reduciéndose gradualmente, contribuyendo a bajar la presión de nuevos entrantes sobre el mercado laboral.

Gráfico 2

Poblacion entre 18-25 años/PET y tasa de desempleo

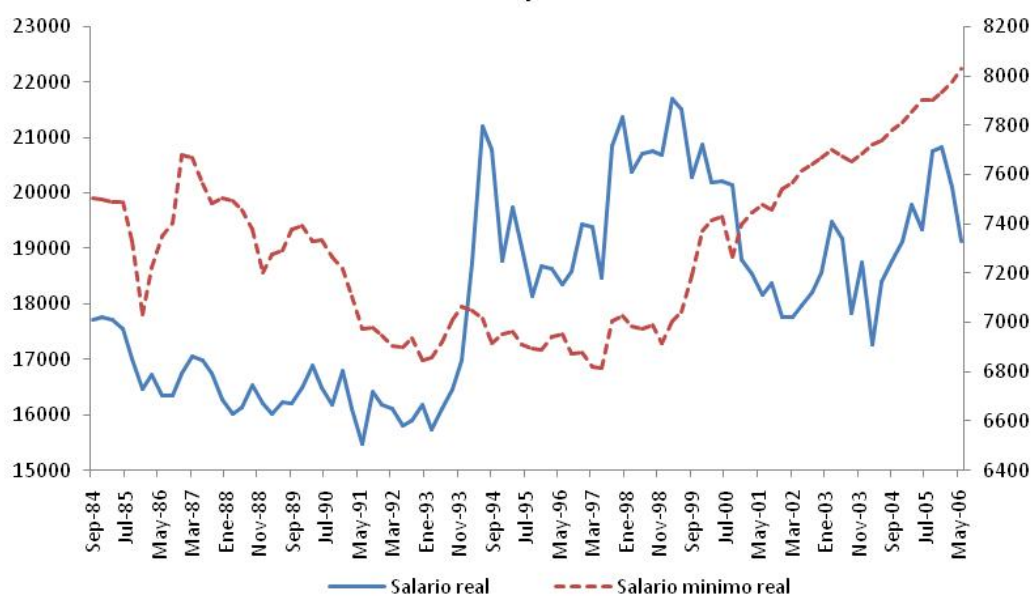


Fuente: ECH-GEIH, Dane

Un último elemento que merece ser mencionado, es la evolución del salario real. Una completa documentación sobre el comportamiento de esta variable durante el periodo de 1984 y 2000, la ofrecen Arango, Posada y Uribe (2006). En este trabajo se muestra como el salario relativo entre trabajadores calificados y no calificados se ha incrementado en el periodo 1992:3 a 1996:3 y 1996:4 a 1998:4. Los incrementos durante el primer periodo, se deben principalmente, al rápido crecimiento de la demanda por trabajo calificado y al lento crecimiento de la oferta de ésta. Para el segundo periodo, el incremento del salario relativo, se explica por el crecimiento de la demanda por trabajo calificado, a pesar del rápido crecimiento de la oferta. Finalmente, un fenómeno que suscita gran interés es la divergencia entre las tendencias recientes de los salarios reales y el salario mínimo (real). Sobre este asunto se elaborará detalladamente mas adelante (ver gráfico 3).

Gráfico 3

Salario mínimo real y salario real de la industria



Fuente: Banco de la Republica

b. La tasa natural de desempleo en Colombia

La vasta mayoría de los trabajos colombianos sobre desempleo asociado a ciertas condiciones equilibrio macroeconómico se han dedicado a estimar la NAIRU. Clavijo (1994), por ejemplo, es una contribución temprana que encuentra una NAIRU (asociada a una curva de Phillips) cercana a 8.2% para 1975-1989. Otros trabajos que pueden destacarse son los de Núñez y Bernal (1998) y Julio (2001), ambos siguiendo la metodología

propuesta por Staiger, Stock y Watson (1997). El primero de estos trabajos estima una NAIRU variable entre 10.4% y 11.1% mientras que el segundo encuentra una NAIRU de entre 7.3% y 12.4%. Un trabajo que difiere ligeramente de estas estimaciones es el de Arango, Posada y García (2007) el cual se concentra en estimar no sólo una NAIRU, sino también una “tasa consistente con el logro de las metas de inflación” (*tadecim*). Entre sus hallazgos se destaca una NAIRU estimada de 11.9% en promedio para el período 1984-2005 y una *tadecim* de 15%.⁵

El trabajo de Cárdenas y Gutiérrez (1998) puede acercarse más al concepto de tasa natural de desempleo, pues su “tasa de desempleo de largo plazo será aquella consistente con la ausencia de sorpresas de demanda que corresponda al estado estacionario”⁶. En el mismo espíritu puede describirse el ejercicio de Arango y Posada (2006), quienes estiman una tasa de desempleo de largo plazo, que según los autores reúne características tanto de NAIRU como de tasa natural. Entre sus resultados se encuentra un efecto negativo y significativo de incrementos en el salario y los costos laborales no salariales sobre el componente de largo plazo del desempleo. Adicionalmente, dicho trabajo reporta evidencia sobre la existencia de una curva de Phillips de corto plazo y sobre la variabilidad de la tasa de desempleo de largo plazo en Colombia. Esta última interpretación de sus resultados es un buen punto de partida para el ejercicio aquí presentado.

IV. El modelo.

Las ecuaciones que se estiman en este trabajo parten del modelo de negociación salarial propuesto inicialmente por Blanchard (1990, 1991), retomando las modificaciones propuestas por Salemi (1999).

El modelo de negociación salarial parte del supuesto central de que los salarios son determinado por el resultado de las negociaciones que se dan entre firmas y trabajadores empleados. Para que realmente exista esta negociación, ambas partes deben poder influir sobre los resultados finales de la negociación: para los trabajadores debe ser costoso buscar un empleo alternativo, así como para las empresas debe resultar costoso conseguir un reemplazo para este trabajador. Bajo esta condición, tanto trabajadores como empleados

⁵ Otros trabajos que han estimado la NAIRU para el caso colombiano son Ferné, Vivas y Yepes (1995), Henao y Rojas (1998),

⁶ Cárdenas y Gutiérrez (1998; pp. 20)

podrán tener poder de negociación sobre los salarios. Adicionales a los costos de búsqueda para cada una de las partes, existen los costos de contratación y despido que dependen de factores institucionales y tecnológicos.

Bajo el esquema propuesto por Diamond y Blanchard (1990), la relación que existe entre el desempleo y la determinación de los salarios se evidencia de dos formas: el desempleo determina que tan difícil es para un trabajador empleado conseguir un trabajo adicional en caso de que renunciara a su trabajo actual. Altas tasas de desempleo, llevan entonces a un menor poder de negociación para el trabajador, ya que sus posibilidades de conseguir un empleo adicional son menores. Esto hará que el trabajador sea más cauto a la hora de negociar su salario (efecto miedo). El desempleo también determina que tan fácil puede ser para las firmas conseguir un reemplazo para los trabajadores. La credibilidad de la amenaza de conseguir un trabajador adicional, dependerá de la legislación laboral que facilite o dificulte este proceso, así, como de las condiciones del mercado laboral (efecto amenaza). Un mercado laboral deteriorado hará mas barato la consecución de un nuevo empleado. Es así como el desempleo afecta los resultados de la negociación entre las firmas y los trabajadores, y por tanto al salario

a. Un modelo sencillo de negociación salarial

Asumiendo que las empresas determinan cuantos empleados se contratan, una vez se determine el salario, la ecuación de demanda por trabajo va estar dada por:

$$n = -w + \varepsilon \tag{1}$$

Donde n es el logaritmo de la tasa de empleo y w el logaritmo del salario real y ε son choques estocásticos a la demanda laboral. Por tanto, la cantidad de trabajo dependerá negativamente del salario y de efectos inesperados sobre la demanda laboral (choque de precios o de productividad inesperados).

Sea w^* el salario que se esperaría que prevaleciera en caso de que los trabajadores en un momento anterior continuarán empleados. De esta forma se tendría que el número de empleados dado este nivel salarial, sería:

$$w^* = -n(-1) \tag{2}$$

Sea w^r el salario en caso de que las firmas decidieran el salario unilateralmente, éste sería igual al salario mínimo por el cual un trabajador le es indiferente trabajar o estar en casa. Ningún empleado trabajaría por debajo de este valor. A este salario, el número de empleados será:

$$n_r = -w_r \quad (3)$$

Por tanto, el desempleo u podría definirse como la diferencia entre n^r el empleo que prevalecería en caso de que las empresas contrataran a un salario de reserva y n el empleo que finalmente las empresas contratan al salario negociado.

Tomando como base lo expuesto anteriormente Blanchard (1990) propone lo siguiente:

$$w = aw^* + (1 + a)w_r - b(n_r - En) \quad (4)$$

Asumiendo que el desempleo es una *proxy* adecuada de cómo perciben los trabajadores y empleados el estado del mercado laboral, el salario va estar determinado por el salario de reserva, el salario que se esperaría que prevaleciera en caso de que los trabajadores en un momento anterior continuarán empleados y un último componente que determina el desempleo esperado.

Ahora bien, un asunto importante es entender los determinantes del salario de reserva. Blanchard y Katz (1999), señalan varios factores que podrían influenciar el salario de reserva, entre los que se encuentran: los beneficios o subsidios al desempleo y cualquier otra forma de ingreso que pudiera recibir una persona desempleada; la utilidad que le reporta a una persona estar desempleada, la utilidad del ocio, otras oportunidades que puede ofrecer tanto el sector informal como actividades caseras y los demás ingresos no laborales.

Una cuestión significativa que reseñan Blanchard y Katz (1997), es si los cambios en la productividad generan cambios en el salario de reserva. Esto dependerá de si el salario de reserva refleja las aspiraciones o la realidad de los trabajadores. *“Bajo esta interpretación, todo lo que se requiere para que los cambios en la productividad no afecten la tasa natural en el largo plazo es que*

las aspiraciones eventualmente se ajusten a la realidad” (Blanchard y Katz, 1999). Por tanto, los ajustes del mercado laboral, obedecerán a la naturaleza del salario de reserva

Reemplazando entonces las ecuaciones 1, 2 y 3 en la ecuación cuatro se tiene que:

$$u = \frac{a}{1+b}(n_r - n(-1)) - \varepsilon \quad (5)$$

La ecuación (5) permite identificar que tan alta es la persistencia del desempleo por medio de los parámetros a y $(1+b)$, los cuales cuantifican el efecto del poder de negociación por parte del trabajador y la influencia del desempleo sobre los salarios respectivamente.

b. La propuesta de Salemi (1999)

Salemi (1999) realiza dos modificaciones al modelo de Blanchard para llevarlo a una representación estado-espacio. En primer lugar, permite que w , w^r y n^r varíen a través del tiempo. En segundo lugar, introduce dos periodos de negociación de los salarios. Tomando estas modificaciones el modelo propuesto por Blanchard quedaría de la siguiente forma:

$$n_t = -w_t + \phi_t \quad (6)$$

$$\phi_t = \varepsilon_t + e_1 \varepsilon_{t-1} + e_2 \varepsilon_{t-2} \quad (7)$$

$$w_t = \alpha [aw_{t,1}^* + (1-a)w_{t,1}^r] + (1-\alpha) [aw_{t,2}^* + (1-a)w_{t,2}^r] - \alpha b [n_{t,1}^r - E_{t-1}(n_t)] - (1-\alpha)b [n_{t,2}^r - E_{t-2}(n_t)] \quad (8)$$

Donde:

$$w_{t,1}^* \equiv E_{t-1}(\phi_t) - n_{t-1}$$

$$w_{t,2}^* \equiv E_{t-2}(\phi_t) - n_{t-2}$$

$$w_{t,1}^r \equiv e_1 \varepsilon_{t-1} + e_2 \varepsilon_{t-2} - n_{t,1}^r$$

$$w_{t,2}^r \equiv e_2 \varepsilon_{t-2} - n_{t,2}^r$$

La ecuación (6) corresponde a la función de demanda propuesta por Blanchard, donde los choques de demanda se modelan como un proceso de media móvil (MA) de orden 2 con el

fin de facilitar la derivación. La ecuación **(8)**, corresponde a la función de salarios propuesta por Blanchard inicialmente (ecuación 4), incorporándole el supuesto de dos periodos de negociación, en donde α es la fracción de empleados que negocian el salario un periodo adelante y $(1-\alpha)$ la fracción que negocia dos periodos adelante.

Aplicando el método de coeficientes indeterminados, Salemi (1999) muestra que este modelo tendrá solución por teorema de Pesaran cuando:

$$(1 - A_1L - A_2L^2)n_t = \varepsilon_t + B\varepsilon_{t-1} + C[\alpha n_{t,1}^r + (1-\alpha)n_{t,2}^r] \quad (9)$$

$$A_1 = \frac{\alpha a}{1+b}$$

$$A_2 = \frac{(1-\alpha)l}{1+b}$$

$$B = \frac{(1-\alpha)[(1+b)e_1 + ba\alpha]}{(1+\alpha b)(1+b)}$$

$$C = \left(\frac{1+b-a}{1-b} \right)$$

Es decir, cuando las raíces del polinomio característico $(1 - A_1L - A_2L^2)$ sean estables. Para que esto se cumpla, se debe satisfacer que: $0 < \alpha < 1$, $0 < a < 1$ y $b \geq 0$. La ecuación **(9)** puede reescribirse definiendo l_t como la fuerza laboral, $U_t = l_t - n_t$ como la tasa de desempleo y $N_t = l_t - n^r$ como la tasa natural de desempleo, de la siguiente forma:

$$U_t - N_t = A_1[U_{t-1} - N_{t-1}] + A_2[U_{t-2} - N_{t-2}] + \psi_t - \varepsilon_t - B\varepsilon_{t-1} \quad (10)$$

$$\psi_t \equiv n_t^r - (1-\alpha)n_{t,2}^r - \alpha n_{t,1}^r$$

La ecuación **(10)** merece varios comentarios sugeridos por Phelps (1995): el primero, es que muestra como las variaciones del desempleo sobre su tasa natural dependen de choques inesperados de la demanda laboral y de cambios en el salario de reserva. Un punto importante, es que estas variaciones son temporales. Un segundo aspecto, se refiere a que, bajo este esquema la tasa de desempleo es atraída por la tasa natural de desempleo.

Sustituyendo la ecuación **(9)** en **(6)** puede encontrarse una expresión para los salarios:

$$w_t = (e_1 - B)\varepsilon_{t-1} + e_2\varepsilon_{t-2} - A_1(U_{t-1} - N_{t-1}) - A_2(U_{t-2} - N_{t-2}) - [\alpha n_{t,1}^r + (1-\alpha)n_{t,2}^r] \quad (11)$$

En esta última ecuación, se aprecia como el salario real depende de las variaciones de la tasa de desempleo de su tasa natural. Estos efectos se transmiten por medio de los dos canales mencionados en el modelo de Blanchard: el “efecto miedo” y el “efecto amenaza”. Las variaciones del salario real también dependerán de choques inesperados de demanda laboral y de las revisiones al salario de reserva.

Las ecuaciones que son determinadas por este modelo para la economía colombiana, bajo la estrategia propuesta por Salemi (1999) son:

$$N_{t+1} = \beta_1 N_t + \beta_2 CL_t + \beta_3 SM_t + \beta_4 PET + \mu_{nt} \quad (12)$$

$$U_t - N_t = \phi_1 (U_{t-1} - N_{t-1}) + \phi_2 (U_{t-2} - N_{t-2}) + \phi_1 \xi_{pt} + \phi_2 ti_t + \xi_{ut} \quad (13)$$

$$W_t = \psi + \theta_1 (U_{t-1} - N_{t-1}) + \theta_2 (U_{t-2} - N_{t-2}) + \eta_1 \xi_{pt} + \eta_2 ti_{t-1} + \xi_{wt} \quad (14)$$

$$P_t = \delta P^e + \xi_{pt} \quad (15)$$

La ecuación (12) asume que la tasa natural de desempleo sigue un proceso markoviano de orden uno y que va a estar determinada por tres factores exógenos: los costos laborales no salariales (CL_t), el ratio del salario mínimo real sobre los salarios reales (SM_t) y la razón entre la población en edad de trabajar (PET) entre los 18 y 25 años, sobre la PET total. Al mismo tiempo, se asume que μ_{nt} es una variable con media cero y varianza constante y que no está correlacionada con ella misma, ni con los errores de las demás ecuaciones.

Las dos primeras variables pueden clasificarse como factores institucionales que le imprimen rigidez al mercado laboral, en línea con los argumentos propuestos por Bean (1994), Phelps (1994), Krugman (1994) y Peasaran y Smith (1995). La última variable puede clasificarse como un factor demográfico, del tipo argumentado por Phelps (1994), Stiglitz (1997) y Layard et al. (1991).

La ecuación (13), similar a la ecuación (10), explica las desviaciones del desempleo de su tasa natural, las cuales son causadas por choques de demanda laboral. En este trabajo se asumen dos choques de demanda laboral. El primero, se refiere a los cambios en los términos de intercambio (ti_t). Esto con el fin de capturar la injerencia de un choque del sector externo sobre el mercado laboral. El segundo, son choques inesperados de precios

(ξ_{pt}), haciendo alusión al clásico desajuste por oferta, propuesto por Lucas (1973) en sus modelos de ciclos económicos. Este efecto sorpresa se incorpora definiendo la covarianza entre los residuos de la ecuación de precios (15) y de la ecuación de desajustes del mercado laboral (13).

La ecuación (14) es la función de la tasa de crecimiento de los salarios (W_t), la cual depende de los desajustes del mercado laboral ($U_{t-i} - N_{t-i}$, $i = 1, 2$), de las variaciones de los términos de intercambio rezagados un periodo (\hat{t}_{t-1}) y de choques inesperados de los precios (ξ_{pt}). Los desajustes del mercado laboral generan cambios en los salarios reales por medio del “efecto amenaza” y el “efecto miedo”. Con el fin de capturar la influencia de choques externo sobre los salarios, se propone como variable, los cambios en los términos de intercambio rezagados un periodo. La explicación del porque están rezagados un periodo, yace en la dinámica de ajuste del mercado laboral y los salarios propuesta por Blanchard (1991; 1996; 1999). Un choque externo que tenga consecuencias sobre el mercado laboral, generará desviaciones positivas o negativas de la tasa de desempleo de su tasa natural. Esto en un segundo período, tendrá consecuencias a la hora de negociar el salario, por lo tanto, el efecto sobre los salarios se incorpora con un periodo de rezago. Un último factor que se incluye dentro de los determinantes de los salarios reales, son los choques inesperados de precios, pues estos resultan en un mayor (menor) salario real ex post.

Por último, la ecuación de precios (15), muestra como la inflación (P_t) va a estar determinada por la inflación esperada (P^e), y un efecto sorpresa (ξ_{pt}).

V. Estimación de la tasa natural de desempleo y ecuación de salarios.

a. Datos

En esta sección se precisan las variables incluidas en el sistema de ecuaciones 12-15, y la procedencia de sus series.

El sistema de ecuaciones esta conformado por nueve variables observadas: costos laborales no salariales, salario mínimo real, tasa de crecimiento del salario real, población en edad de trabajar (PET) ente los 18 y 25 anos, PET total, tasa de crecimiento de los términos de intercambio, inflación, inflación esperada y tasa de desempleo.

Los costos laborales no salariales provienen de la División de Recursos Humanos del Banco de la República. Estos costos incluyen las contribuciones de pensión, salud y cesantías, ente otros. El salario mínimo real diario, se construye deflactando el salario mínimo legal diario con el IPC desestacionalizado por medio de Census X-12. El salario mínimo legal proviene del Banco de la República (Decretos del Gobierno Nacional) y el IPC del DANE. La población en edad de trabajar entre los 18 y 25 años, así como, la población en edad de trabajar total se obtienen del DANE⁷. Las tasa de crecimiento del salario real diario y de los términos de intercambio, se construyen mediante la diferencia del logaritmo de cada una de las series en niveles. Ambas series son provenientes del Banco de la República. La inflación se define como la variación trimestral anualizada del logaritmo natural del índice de precios al consumidor desestacionalizado. La inflación esperada se construye por medio de un promedio móvil de orden cuatro de la inflación. Debido a la alta persistencia que tiene la inflación colombiana, este parece ser un supuesto razonable⁸. La diferencia entre la inflación y la inflación esperada, proporcionan una medida adecuada para la aproximación a los choques de precios. Por último, la tasa de desempleo proviene del DANE.

El análisis empírico que se lleva a cabo en este trabajo, incorpora información de frecuencia trimestral para el periodo comprendido entre septiembre de 1984 y Septiembre de 2006.

b. Proceso de estimación.

Para estimar el sistema de ecuaciones planteado anteriormente, se adopta la estrategia seguida por Salemi (1999), la cual consiste en llevar este sistema a una representación estado-espacio y estimarla a través del trabajo conjunto entre un algoritmo de optimización y el filtro de Kalman. Los beneficios de esta metodología son, entre otros, que permite estimar simultáneamente parámetros, hiper-parámetros y la variable no observada del

⁷ ENH y ECH realizadas por el DANE.

⁸ En el futuro una alternativa a este procedimiento, sería emplear directamente las expectativas de inflación capturadas por la encuesta mensual del Banco de la República. Sin embargo, estas solo se encuentran disponibles a partir de 2001.

sistema, la tasa natural de desempleo en este caso. Siguiendo el esquema propuesto por Harvey (1989) la representación estado-espacio puede escribirse de forma compacta así:

Ecuación de Medida:

$$y_t = Z\alpha_t + d + \xi_t \quad (16)$$

Ecuación de Transición

$$\alpha_t = T\alpha_{t-1} + c + R\eta_t \quad (17)$$

La representación estado-espacio requiere de varios supuestos:

1. ξ_t y η_t tiene media cero y varianza constante.

$$E[\xi_t] = 0, \quad \text{Var}(\xi_t) = H_t \quad E[\eta_t] = 0, \quad \text{Var}(\eta_t) = Q_t$$

2. Sea α_0 el vector de estado inicial con las siguientes propiedades:

$$E[\alpha_0] = a_0, \quad \text{Var}(\alpha_0) = P_0$$

Donde se asume que a_0 es un estimador óptimo de α_0 basado en la información considerada τ_{t-1}

3. Las perturbaciones ξ_t y η_t no están correlacionadas entre si ni con el estado inicial;

$$\begin{aligned} E[\xi_t \eta_t] &= 0 \quad \forall s, t = 1, 2, \dots, T \\ E[\xi_t \alpha_0] &= 0, \quad E[\eta_t \alpha_0] = 0 \quad \forall t = 1, 2, \dots, T \end{aligned}$$

La representación estado-espacio es entonces:

- Ecuación de medida:

$$\begin{bmatrix} u_t \\ w_t \\ P_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & -\varphi_1 & -\varphi_2 \\ 0 & -\theta_1 & -\theta_2 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} N_t \\ N_{t-1} \\ N_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varphi_1 & \varphi_2 & \phi_2 & 0 & 0 & 0 \\ \theta_1 & \theta_2 & 0 & \eta_2 & \psi & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \delta \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{t-1} \\ u_{t-2} \\ ti_t \\ ti_{t-1} \\ 1 \\ p^e \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 & \phi_1 \\ 0 & 1 & \eta_1 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \xi_{ut} \\ \xi_{wt} \\ \xi_{pt} \end{bmatrix}$$

La matriz de varianza covarianza correspondiente a esta ecuación es:

$$Var - Cov = \begin{bmatrix} \sigma_u^2 + \phi_1^2 \sigma_p^2 & \phi_1^2 \sigma_p^2 \eta_1 & \phi_1 \sigma_p^2 \\ \eta_1 \sigma_p^2 \phi_1 & \sigma_w^2 + \eta_1^2 \sigma_p^2 & \eta_1 \sigma_p^2 \\ \phi_1 \sigma_p^2 & \sigma_p^2 \eta_1 & \sigma_p^2 \end{bmatrix}$$

- Por otro lado la ecuación de transición es:

$$\begin{bmatrix} N_{t+1} \\ N_t \\ N_{t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} N_t \\ N_{t-1} \\ N_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_2 & \beta_3 & \beta_4 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} CL_t \\ SM_t \\ PET_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mu_n \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

La matriz de varianza-covarianza de esta ecuación es:

$$Var - Cov = \begin{bmatrix} \sigma_{u^*}^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

Dado lo anterior, la matriz de varianza-covarianza del sistema será:

$$\begin{bmatrix} H \\ Q \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_{u^*}^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_u^2 + \phi_1^2 \sigma_p^2 & \phi_1^2 \sigma_p^2 \eta_1 & \phi_1 \sigma_p^2 \\ 0 & 0 & 0 & \eta_1 \sigma_p^2 \phi_1 & \sigma_w^2 + \eta_1^2 \sigma_p^2 & \eta_1 \sigma_p^2 \\ 0 & 0 & 0 & \phi_1 \sigma_p^2 & \sigma_p^2 \eta_1 & \sigma_p^2 \end{bmatrix}$$

Donde H corresponde a la matriz de varianza-covarianza de la ecuación de medida y Q a la matriz de varianza-covarianza de la ecuación de transición.

La forma como se estima esta representación estado-espacio consiste en un trabajo conjunto de dos partes. La primera, el filtro de Kalman, el cual se encarga de estimar el vector de estado que es no conocido, por medio de un procedimiento recursivo que calcula el estimador óptimo del vector de estado en cada momento del tiempo basado en la

información disponible. La derivación del filtro de Kalman descansa en el supuesto de normalidad del vector de estado inicial y de las perturbaciones. Esto hace posible calcular la función de verosimilitud sobre el error de predicción, y de esta forma, por medio de un algoritmo de optimización maximizar esta función y poder encontrar las estimaciones de los parámetros e hiperparámetros no conocidos del sistema.

c. Resultados.

Para la estimación conjunta del filtro de Kalman y la función de verosimilitud se emplea el modulo IML de SAS. Con el fin de lograr la maximización de la función de verosimilitud se utiliza el procedimiento de optimización no lineal “*Newton-Raphson*”⁹. En el método de Newton-Raphson con un proceso lineal de búsqueda se llevan a cabo dos operaciones: se calcula la dirección del “*step*” bajo un esquema Newton en cada iteración, cada vez que se reduzca el valor de la función objetivo y se cumpla con que la hessiana sea definida positiva. En caso de que esto no se cumpla, se realiza una combinación del método lineal de búsqueda y de “*crestas*” para calcular un nuevo “*step*” adecuado.¹⁰

Para la estimación recursiva del filtro de Kalman, es necesario encontrar los parámetros e hiperparámetros iniciales del modelo. Para esto, es necesaria la construcción de la tasa natural de desempleo mediante el filtro de Hodrick y Prescott, con el fin de encontrar alguna aproximación a la variable no observada del modelo. Posteriormente se estiman por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) cada una de las ecuaciones planteadas en el numeral b de la sección V (regresiones uniecuacionales), considerando las componentes no observadas obtenidas en el paso anterior¹¹. La matriz de varianza-covarianza del vector de estado es inicializada en $0.5 I_1$.

Los resultados obtenidos se resumen en el cuadro 1. La primera columna muestra los valores de los parámetros estimados del modelo. Siguiendo la metodología propuesta por Misas en Arango et al. (2005), se construyen intervalos de confianza para los parámetros del modelo, obtenidos a través de *Kernel Density Estimation* sobre los resultados de un procedimiento de *bootstrapping* considerando 1200 replicaciones.

⁹ De forma alternativa, se utilizó el método no lineal “*Quasi-Newton*”, cuyos resultados en cuanto al proceso de optimización fueron siempre menos satisfactorios (mayores gradientes).

¹⁰ Para mas detalles sobre este procedimiento ver Hendry (1995), Judge et al. (1985) y Judd (1998).

¹¹ Se sigue la estrategia sugerida por Wintr et al (2005) y Echavarría et al. (2005) para el cálculo de los valores iniciales, propuesta en trabajos similares para la estimación de la tasa natural de interés.

La estimación de los parámetros de la ecuación de “atracción” (13), revela que los términos de intercambio (ϕ_1) no tienen el signo esperado, y que, en cualquier caso, su efecto en los desajustes del mercado laboral no es estadísticamente significativo. Esto sugiere que los choques de la demanda externa no tienen influencia sobre el mercado laboral. Dicho resultado va en línea con lo encontrado por López y Misas (2006), quienes señalan que los choques externos no tienen efectos significativos de largo ni corto plazo sobre el desempleo.

Cuadro 1.

Parámetro	Estimación	Gradiente	"Kernel Density Estimation"	
			Percentil	
			5	95
β_1	0.9442400000	-0.0000070510	0.9391537219	0.9718730785
β_2	0.0448600000	-0.0000043350	0.0324844115	0.0485973970
β_3	-0.0552670000	-0.0000002260	0.0009136788	-0.0504629810
β_4^*	0.0351990000	0.0000017270	0.0053414620	0.0574376099
$\sigma_{\mu^*}^2$	0.0000491220	-0.0143650000	0.0000329218	0.0000491220
φ_1	0.1543000000	0.0000051180	0.0014345067	0.1894812711
φ_2	-0.0013320000	0.0000040480	-0.1428396250	0.0651207785
θ_1	-2.8706460000	-0.0000011400	-2.8706460000	-2.8473270840
θ_2	0.1914060000	0.0000000300	0.1825450273	0.2080084544
ϕ_2	0.0461900000	0.0000053400	-0.0114406600	0.0213968721
η_2	0.0549880000	-0.0000002260	0.0111213538	0.1288469154
ψ	0.0011750000	0.0000001190	-0.0171901210	0.0011750000
δ	0.9753900000	0.0000000603	0.9753900000	1.5274665169
σ_{μ}^2	0.0000544230	-0.0789360000	0.0000179351	0.0000544230
σ_{ω}^2	0.0017390000	-0.0009040000	0.0012782211	0.0019647703
σ_p^2	0.0001430000	-0.0000022650	0.0001430000	0.0003301570
ϕ_1	0.0263290000	0.0000016260	-0.0848063620	0.0970106195
η_1	-0.3483790000	0.0000000889	-0.3599084910	-0.3258772700

* Percentil 10 y 90 respectivamente

Los parámetros encontrados en la ecuación de salarios muestran que, a diferencia del argumento tradicional, los desajustes en el mercado laboral (θ_1) si tienen un impacto significativo sobre los salarios con un periodo de rezago, evidenciando de cierta forma la

influencia de los efectos “miedo” y “amenaza” sobre el mercado laboral. Por otro lado, se encuentra que los efectos sorpresa de precios (η_1) tienen un efecto negativo sobre el salario real *ex post*, reflejando algún grado de rigidez en el salario nominal.

Por último, los resultados encontrados para la ecuación (12), ponen en evidencia que la tasa natural de desempleo es altamente persistente, pero no genera histéresis ya que $\beta_1 < 1$. Este resultado permite al mismo tiempo comprobar la estabilidad del filtro de Kalman. La condición necesaria y suficiente para estabilidad, es que las raíces características de la matriz T de transición, deben tener un modulo menor que uno ($|\lambda_i(T)| < 1, \quad i = 1, \dots, m$) donde m es el numero de componentes del vector de estado (Harvey, 1994). Esta condición se satisface en la estimación realizada, cuando se cumple que $\beta_1 < 1$.

En cuanto a los resultados encontrados sobre los determinantes de la tasa natural de desempleo se aprecia en primer lugar que los costos laborales no salariales (β_2) influyen positivamente sobre la tasa natural de desempleo. Este resultado coincide con lo encontrado por Arango y Posada (2006) quienes estiman que, cuanto más alto sean los costos laborales no salariales mas alta es la tasa de desempleo de largo plazo. En segundo lugar, se observa cómo la evolución de la edad de la población, reflejada en el ratio de población en edad de trabajar entre los 18 y 25 años sobre la población en edad de trabajar total, tiene un efecto positivo y significativo sobre la tasa natural de desempleo. En línea con Stiglitz (1997), los efectos del “baby boom¹²” de los años sesenta-setenta, generaron cambios en las participaciones de los diferentes grupos por edades, teniendo consecuencias sobre la tasa natural de desempleo debido a la mayor presión de jóvenes entrantes al mercado laboral.

Por último pero no menos importante se tiene el efecto del salario mínimo sobre la tasa natural de desempleo. El coeficiente estimado que acompaña a la variable que captura su efecto, no solo presenta signo contrario al esperado, sino que además, resulta estadísticamente no significativo.

¹² A comienzos de la década de los sesenta las mujeres colombianas tenían en promedio siete hijos por mujer. Ya para 1973 esta tasa había caído a poco más de cuatro hijos por mujer. Actualmente ésta se ubica alrededor de 2,6 hijos por mujer. (Uridinola, 2005)

Una interpretación de este resultado, es que el salario mínimo ha dejado de reflejar el salario de reserva de los trabajadores (si es que en algún momento lo hizo). A continuación se discuten al menos dos hechos estilizados del mercado laboral colombiano que brindan sustento a esta hipótesis.

El primero tiene que ver con la divergencia en la evolución del salario real y el salario mínimo real (ver gráfico 4). La discrepancia que se presenta entre estos dos salarios, refleja un comportamiento sub-óptimo en la fijación del salario mínimo, ya que los salarios reales no padecen de ninguna legislación que los determine y es el resultado de decisiones de agentes optimizadores.

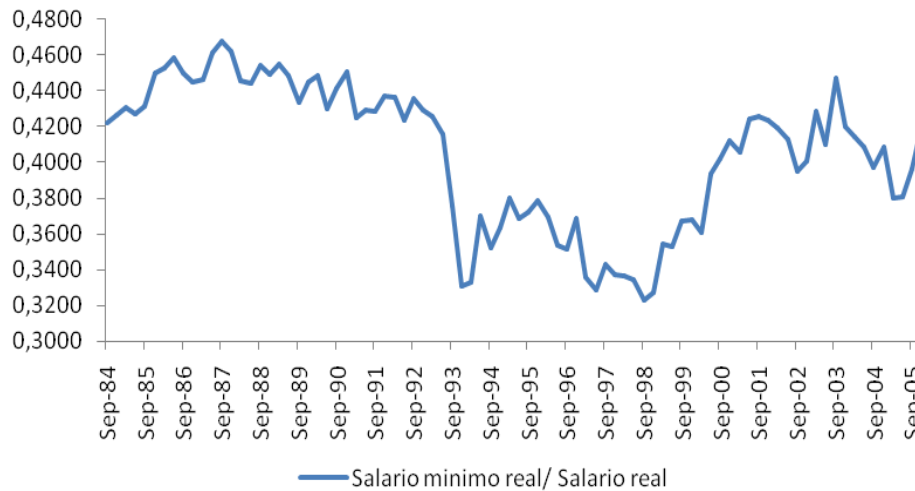
En este caso resulta importante estudiar la influencia del salario mínimo sobre el salario real (i.e. los demás salarios de la economía), ya que de ser fuerte, el argumento anterior carecería de validez. Sin embargo hay evidencia que muestra, a diferencia de lo que tradicionalmente se ha creído, que la influencia de salario mínimo sobre los salarios reales es débil. López (2007) argumenta: *“No es cierto que el mínimo determine el salario de la mayoría de los trabajadores colombianos. En principio (datos 2006) cubre a los obreros y empleados, privados y del Gobierno, y a los servidores domésticos, es decir, al 46 por ciento de los trabajadores remunerados en todo el país. Pero, de ellos, no puede incidir sobre los salarios inferiores a 0,9 SMM, ya afectados por la evasión, ni tampoco sobre los salarios superiores a 1,1 SMM, que pueden permanecer estables o aún bajar. Podría incidir apenas sobre los salarios situados entre 0,9 y 1,1 SMM, es decir, suponiendo que la evasión no suba más, afectar unos 1'057.000 trabajadores, que representan apenas el 6,1 por ciento del empleo remunerado nacional”*.¹³ Un simple coeficiente de correlación entre los dos salarios para el periodo de 1984 a 2006 arroja el valor de 0,092. Esto nos da una clara y sencilla evidencia de la validez del argumento expuesto por López y Lasso.

Un segundo aspecto se refiere a lo sugestivo de las estimaciones recientes de informalidad laboral. Un salario mínimo que este por encima del salario de reserva de los trabajadores, generará incrementos en la informalidad. Esto se debe a que, muchos trabajadores que no encuentren posibilidad de ser empleados en el sector formal, a un salario mínimo dado, tengan que recurrir al sector informal donde pueden obtener salarios por debajo del mínimo. Por tanto, incrementos sistemáticos del salario mínimo, reducen la posibilidad de que un trabajador sea empleado en el sector formal, y en consecuencia tenga que recurrir al

¹³ “¿Subir más el mínimo real o hacer cumplir las normas?” Portafolio, jueves 22 de noviembre de 2007.

Gráfico 4

Salario mínimo real/ Salario real

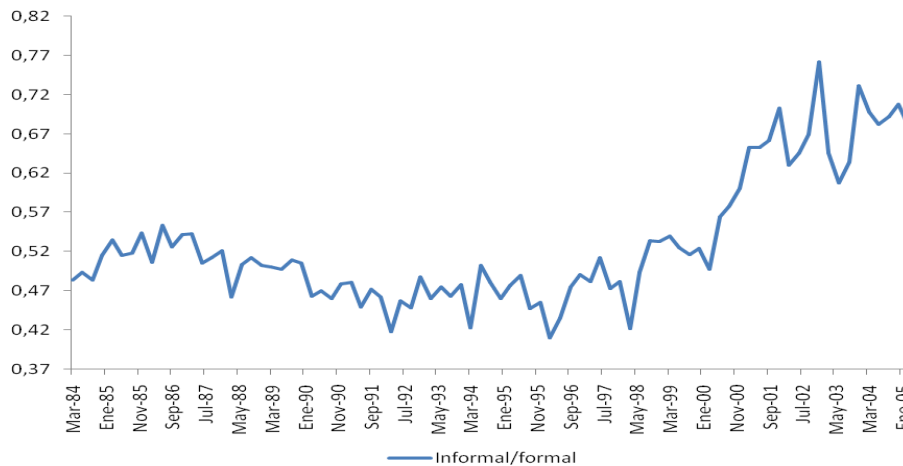


Fuente: Banco de la Republica y Dane

sector informal¹⁴. La evolución del salario mínimo real /salario real (ver grafico 4), y la evolución de la informalidad (ver gráfico 5) invitan a reflexionar sobre este argumento.¹⁵ Por tanto, tanto la evidencia como los hechos estilizados del mercado laboral, sugieren que incrementos en el salario mínimo como incrementos en los impuestos a la nómina, generan incrementos en la informalidad.

Gráfico 5

Informal/formal



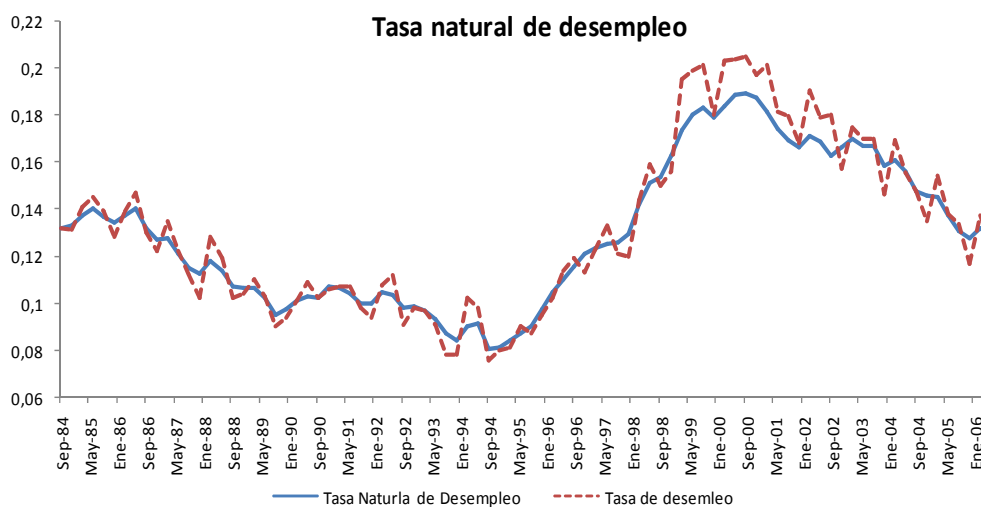
Fuente: Cárdenas y Mejía (2007)

¹⁴ Véanse Hernández y Pinzón (2006) y Maloney y Núñez (2003)

¹⁵ López y Lasso (2007) estiman que en 1998 el 17.6% de los trabajadores remunerados (en las 7 principales ciudades) percibían ingresos mensuales menores que 0.95 salarios mínimos mensuales y para 2006, esa cifra se había elevado a 29.9%.

Finalmente el gráfico 6 muestra la tasa natural de desempleo estimada y la tasa de desempleo observada. En este gráfico se evidencia, como la crisis de finales de los noventa, genero periodos de desajuste de la tasa de desempleo de su tasa natural. Al mismo tiempo se aprecia, la tendencia decreciente que sea venido registrando desde los inicios de la presente década, tanto en la tasa desempleo como en la natural. Los datos correspondientes al tercer trimestre de 2006 son 12.35 % para a tasa de desempleo y 11.85 % para la tasa natural.

Gráfico 6



Fuente: Calculos propios y Dane

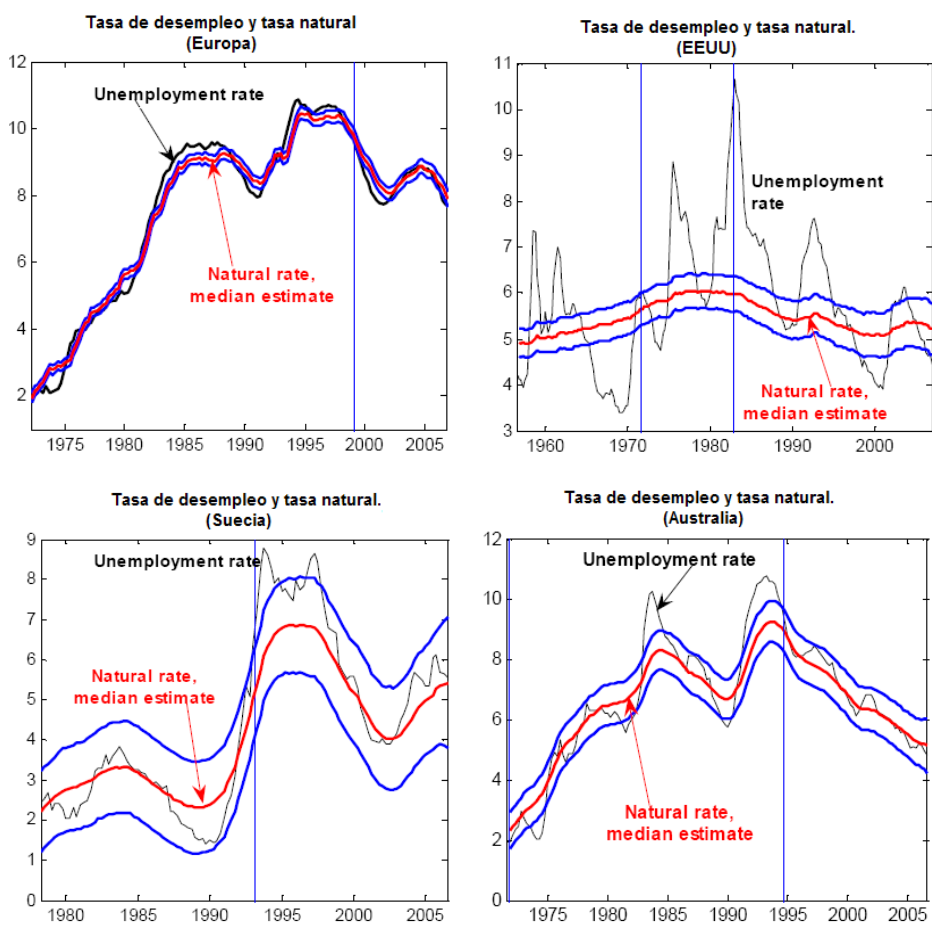
La estimación realizada de la tasa natural de desempleo, sigue la misma tendencia estimada por Arango y Posada (2006), aunque con menor volatilidad. Otra diferencia que se encuentra con respecto a éste trabajo, es que, para los años de 1998 a 2001 la tasa de desempleo se observa por encima de la natural, contrario a lo que se observa en el trabajo de Posada y Arango. La tasa natural de desempleo estimada en este trabajo coincide con los rangos estimados por Julio (2001), los cuales se encuentran entre 7,3% y 12,4%.

Una cuestión importante que plantea el Gráfico 6, es el hecho de que el resultado de la estimación de la tasa natural de desempleo esté siempre tan cercano a la tasa de desempleo observada, limitando el análisis de política económica. Una explicación a este fenómeno, es que en países en donde el mercado laboral presenta una alta rigidez, como es el caso

colombiano, la tasa de desempleo es por lo general persistente y poco volátil. Por consiguiente, los desajustes de la tasa de desempleo demoran en volver a su punto inicial¹⁶.

Una ilustración de esta idea se encuentra en los resultados de Benati y Vitale (2007), quienes usan la metodología propuesta por Stock y Watson (1998) para calcular la tasa natural de interés y desempleo, así como la inflación esperada y el PIB potencial para Europa, Estados Unidos, Suecia y Australia. El Gráfico 7 reproduce sus gráficos 3, 5, 7 y 9, donde se aprecia que las economías que cuentan con una estructura de mercado laboral rígida (Suecia y Europa), presentan una alta persistencia en la tasa de desempleo. Asimismo, se observa que la estimación de la tasa natural en estos países es siempre cercana al desempleo observado. El caso contrario lo presenta Estados Unidos, en donde se aprecia una alta volatilidad de la tasa de desempleo, reflejando un mayor grado de flexibilidad que resulta en rápidos ajustes de su mercado laboral.

Gráfico 7

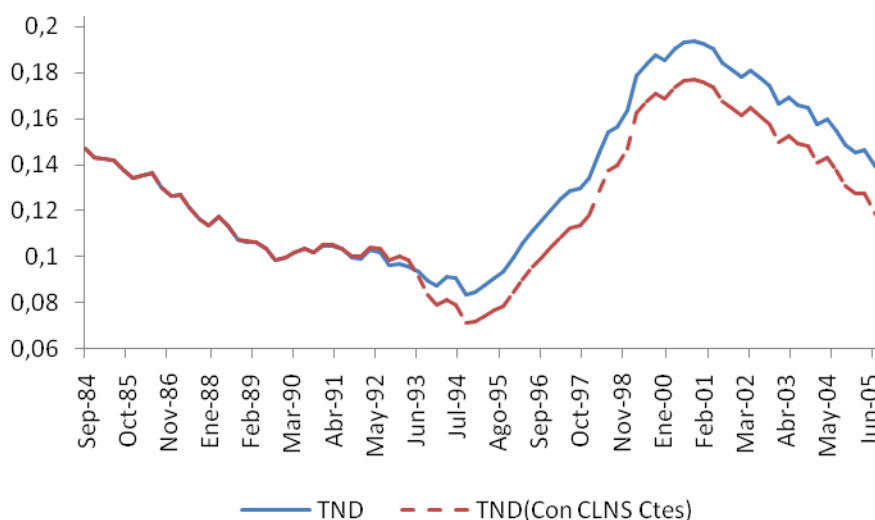


Fuente: Benati y Vitale (2007)

¹⁶Acá se tiene presente que el mercado laboral no sufre de histéresis, ya que, si este fuera el caso la tasa de desempleo no retornaría a su punto inicial.

Adicional a la estimación de la tasa natural de desempleo, se lleva a cabo una simulación de ésta, suponiendo constantes los costos laborales no salariales antes de entrar en vigencia la ley 100 de 1993. El gráfico 8, muestra que en caso de que los costos laborales no salariales no se hubiesen incrementado con las sucesivas reformas a la legislación laboral, la tasa natural de desempleo estaría entre 1.2 y 2.1 puntos porcentuales por debajo de la actual. Este resultado ilustra los efectos adversos de los costos laborales no salariales (CLNS) sobre la tasa natural de desempleo (TND).

Gráfico 8
Efecto de los CLNS sobre la TND



VI. Conclusiones

En este trabajo se estima una tasa natural de desempleo variable para Colombia en el período 1984-2006. La metodología empleada para éste propósito sigue de cerca la adaptación de Salemi (1999) al modelo negociación de salarios de Blanchard (1991) y Blanchard y Katz (1997) e incluyen algunas características particulares del caso colombiano. El uso del filtro de Kalman permite estimar un sistema de ecuaciones para la tasa natural de desempleo, el desajuste del mercado labora, los salarios y los precios.

La TND estimada exhibe una tendencia decreciente durante el decenio 1984-1994 para elevarse significativamente desde entonces hasta comienzos de la presente década. Sólo a partir del año 2001 la tasa natural retomó la tendencia que traía a comienzos de los años ochenta, aunque se mantiene en niveles de dos dígitos. Esta evolución es similar a la

presentada por Arango y Posada (2006) aunque presenta al menos dos diferencias importantes: 1) Experimenta una volatilidad mucho menor y 2) Sugiere (en contraste con lo encontrado por estos autores) que la tasa de desempleo se mantuvo por encima de la natural entre junio de 1999 y marzo de 2002, siendo éste el lapso de mayor desajuste en el mercado laboral en los 22 años que comprende este trabajo.

Según los resultados de este ejercicio, entre los principales determinantes de dicho comportamiento se encuentran la evolución de la población joven dentro del total de la PET y los considerables incrementos en los costos laborales no salariales. Este último resultado tiene importantes implicaciones de política, pues, según el ejercicio que aquí se presenta, al reducir dichos costos, no solo se pueden generar descensos transitorios del desempleo, sino que puede contribuirse a reducir su componente de largo plazo. En efecto, como se muestra en la sección anterior, de no haberse incrementado estos llamados “impuestos a la nómina”, la TND podría ser hoy cerca de 1.2 a 2.1 puntos porcentuales por debajo.

De forma interesante se encuentra que, una vez que se tienen en cuenta dichos costos no salariales, el salario mínimo parece no ejercer presión alguna sobre la tasa natural de desempleo. Este resultado arroja más interrogantes de los que resuelve. La hipótesis que aquí se presenta sugiere que el salario mínimo ha dejado de reflejar el salario de reserva, lo que habría acelerado la generación de empleo informal (con menores salarios), resultando en un bajo cubrimiento del salario mínimo sobre el empleo¹⁷. Sin embargo, hace falta investigar dicho asunto en mayor profundidad para que este planteamiento pase de ser una simple especulación. Por ejemplo, avances en la estimación de la evolución del salario de reserva – otra variable no observable – podrían ayudar a este respecto.

Finalmente en este ejercicio también se encuentra que los desajustes en el mercado laboral sí ayudan a determinar los salarios. Esto último constituye un aporte adicional al reciente debate sobre si el mercado laboral se ajusta “vía cantidades” o “vía precios”.

Todas estas conclusiones, sin embargo, deben ser interpretadas con prudencia, dado el alto grado de incertidumbre presente en el procedimiento estadístico y los supuestos del modelo económico.

¹⁷ López y Lasso (2007) estiman que los remunerados con el salario mínimo mensual en los grupos de empresas privadas, gobierno y servidores domésticos, representan sólo el 5.9% del total de remunerados.

Referencias

- Arango, C. A., M. Misas y E. López, 2005.** “Economía subterránea en Colombia 1976-2003: Una nueva estimación a partir de la demanda de efectivo”. *Borradores de Economía*, No 335. Banco de la República, Bogotá.
- Arango, L. E. y C.E Posada, 2006.** “La tasa de desempleo d largo plazo en Colombia”. *Borradores de Economía*, No 388. Banco de la República, Bogotá.
- Arango, L. E., C.E Posada y J.D. Uribe, 2006.** “Cambios en la Estructura de los Salarios Urbanos en Colombia (1984-2000)”, *Lecturas de Economía*, No. 63, 9-42.
- Arango, L. E., P. Herrera y C.E Posada, 2007.** “El salario mínimo: aspectos generales sobre los casos de Colombia y otros países”. *Borradores de Economía*, No 436. Banco de la República, Bogotá.
- Arango, L. E., C.E Posada y A. F. García, 2007.** “Inflación y desempleo en Colombia: Nairu y tasa de desempleo compatible con alcanzar la meta de inflación (1984-2005)”. *Borradores de Economía*, No. 453, Banco de la República, Bogotá.
- Bean, C., 1994.** “European unemployment: a survey”. *Journal of Economic Literature*. Vol 32, No. 2. pp. 573-619
- Benati L. y G. Vitale, 2007.** “Joint estimation of the natural rate of interest, the natural rate of unemployment, expected inflation and potential output”. *Working paper series*, No 797, European Central Bank.
- Bewley T., 1999.** Why wages don't fall in a recesion. Cambridge, M.A.: Harvard University Press.
- Blanchard, O. J., 1991,** “Wage bargaining and unemployment persistence”, *Journal of Money Credit and Banking*, **23**, 277-92.
- Blanchard, O. J. y L. F. Katz, 1997.** “What we know and do not know about the natural rate of unemployment”, *Journal of Economic Perspectives*, **11**, 11-32.
- Blanchard, O. J. y L. F. Katz, 1999.** “Wage dynamics: reconciling theory and evidence”. *NBER Working Paper*, No 6924.
- Blanchard, O. y P. Diamond, 1990.** “The cyclical behavior of the gross flows of US workers”. *Brookings papers on Economic Activity* pp. 85-155.
- Cárdenas, M. y C. Gutierrez, 1998.** “Determinantes del desempleo en Colombia”, *Debates de Coyuntura Social*, No.9. Fedesarrollo.
- Cárdenas, M. y C. Mejía, 2007.** “Informalidad en Colombia: una nueva evidencia”. *Documentos de trabajo*, No35. Fedesarrollo.
- Carlin, W. y D. Soskice, 1990.** Macroeconomics and the Wage Bargain, Oxford University Press.
- Clark K. B. y L. H Summers, 1979.** “Unemployment insurance and labor market transactions”. *Brooking Papers on Economic Activity*, 13-72.
- Clavijo, S., 1994.** “Inflación o desempleo: ¿acaso hay escogencia en Colombia?”, *Archivos de Macroeconomía*, No. 31, DNP.
- Clavijo, S. y L. I. Lozano, 2001.** “Generación de empleo y parafiscalidad: Soluciones estructurales en tiempos de crisis.”, *Borradores de Economía*, No. 189, Banco de la República, Bogotá.
- Echavarría J.J., E. López, M. Misas, J. Téllez y J.C. Parra, 2005.** “La tasa natural de interés en Colombia”. *Borradores de Economía*, No 412. Banco de la República, Bogotá
- Estrella, A. y F. Mishkin, 1998.** “Rethinking the Role of NAIRU in Monetary Policy: Implications of Model Formulation and Uncertainty”, *NBER Working Paper*, No.6518.
- Farné S. y O. Nupia, 1998.** “Costos laborales, productividad y empleo”. En: Empleo un desafío, documento preliminar. OIT.
- Farné, S., A. Vivas, y T. Yepes, 1995.** “Estimación de la tasa natural de desempleo en Colombia”, *Cuadernos de Empleo*, No. 1, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.

- Friedman, M., 1968.** “The Role of Monetary Policy”. *American Economic Review*, 56, 1, 1-7.
- Gracia O. y P. Urdinola, 2000.** “Una mirada al mercado laboral Colombiano”. *Unidad de Análisis Macroeconómico*, DNP.
- Gordon, R. J., 1997,** “The time-varying NAIRU and its implications for economic policy”, *Journal of Economic Perspectives*, 11, 11-32.
- Guataquí, J.C., 2000.** “Estimaciones de la tasa natural de desempleo en Colombia”, *Borradores de Investigación*, Universidad del Rosario. No. 2.
- Hahn F., 1995.** “Theoretical reflections on the natural rate of unemployment”. En The natural Rate of unemployment. Ed Red Cross. Cambridge University Press. Cambridge, 43-56.
- Harvey, A., 1994;** Forecasting, structural time series models and the Kalman Filter. Cambridge University Press.
- Henao M. L. y E. Lora, 1997.** “Colombia: The evolution and reform of the labor market”. En Labor Market in Latin America: Combining Social Protection with Markets Flexibility. Editado por Sebastian Edwards y Nora Lusting. Brooking Institute Press. Washington D.C.
- Henao, M.L. y N. Rojas, 1998.** “La Tasa natural de desempleo en Colombia”, *Archivos de Economía*, No. 89, DNP.
- Hendry, D., 1995.** Dynamic Econometrics, Oxford University Press.
- Hernández G. y E. Pinzón, 2006.** “El efecto del salario mínimo sobre el empleo y los ingresos”. *Archivos de Economía*, No. 316, DNP.
- Johnson G. E. y P.R. Layard, 1986.** “The natural rate of unemployment: explanation and policy”, en: Handbook of Labor Economics, 2. O. Ashenfelter y R Layard Editores. Elsevier Science Publishers, Amsterdam.
- Judd K.J., 1998.** Numerical Methods in Economics. The MIT Press. Cambridge, Massachusetts.
- Judge, G.; W. Griffiths; R. Carter Hill; H. Lütkepohl y T. Lee, 1985.** The Theory and Practice of Econometrics. Wiley Series in Probability and Mathematical Statistic.
- Julio, J.M., 2001.** “How uncertain are NAIRU estimates in Colombia”. *Borradores de Economía*, No. 184, Banco de la República.
- Krugman. P., 1994,** “Past and prospective causes of high unemployment”, *Economic Review of the Federal Reserve Bank of Kansas City*, 79, 23-43.
- Layard. R., S. Nickell, and R. Jackman, 1991.** Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labor Market, Oxford University Press, Oxford.
- López E. y M. Misas, 2006.** “Las fuentes del desempleo en Colombia: un examen a partir de un modelo SVEC”. *Borradores de Economía*, No 411. Banco de la República, Bogotá.
- López, H. 2001.** “Características determinantes de la oferta laboral colombiana y su relación con la dinámica del desempleo” en *Seminario Empleo y Economía*, Banco de la República, Bogota, marzo 30.
- López, H. y Lasso, 2007.** “Salario mínimo, salario medio y empleo asalariado privado en Colombia”. *Seminarios GAMMA Banco de la República*, Medellín, octubre.
- Lora E. y C. Pagés, 1997.** “La legislación laboral en el proceso de reformas estructurales de América Latina y el Caribe”. *Banco Interamericano de Desarrollo*, mimeo.
- Lora, E., 2001.** “¿Por que tanto desempleo? ¿Que se puede hacer?” en *Seminario Empleo y Economía*, Banco de la República, Bogota, marzo 30.
- Lucas, R.E., 1973.** “Some international evidence on output-inflation tradeoffs. *The American Economic Review*, Vol. 63, No. 3, pp. 326-334.
- Maloney W. y J. Núñez, 2003.** “Measuring the impact of minimum wages: evidence from Latin America”. *NBER Working Paper*, No 9800.

- Mankiw, G., 2000.** “The inexorable and mysterious tradeoff between inflation and unemployment”. *NBER Working Paper*, No 7884.
- Núñez 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”. *El Problema Laboral Colombiano*, vol. 2, editado por Ocampo J. A. y M. Ramírez, 239-48. Bogotá: Contraloría General de la República, Departamento Nacional de Planeación y Servicio Nacional de Aprendizaje.
- Okun, A.M., 1981.** *Prices and quantities: a macroeconomic analysis*. Brookings Institute Press.
- Pesaran M. y R Smith, 1995.** “The natural rate hypothesis and its testable implications”, en R Cross. *The Natural Rate of Unemployment*, Cambridge University Press.
- Phelps, E.S., 1968.** “Money-Wage Dynamics and Labor-Market Equilibrium”, *Journal of Political Economy*, July/August, Part 2, 678-711.
- Phelps, E. S y G. Zoega, 2000.** “The Rise and Downward Trend of the Natural Rate”. *The American Economic Review*, Vol. 87, No 2, pp. 283-289.
- Ribero R. y C. J. García, 1996.** “Estadísticas descriptivas del mercado laboral masculino y femenino en Colombia: 1976-1995”. *Archivos de Macroeconomía*, No 48. DNP, Bogotá.
- Romer D., 2006.** *Macroeconomía Avanzada*. McGraw-Hill/Interamericana de España, S. A. U. Madrid, España.
- Salemi, M.K., 1999.** “Estimating the Natural Rate of Unemployment and Testing the Natural Rate Hypothesis”. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 14, No. 1. (Jan. - Feb., 1999), pp. 1-25
- Shapiro, C. y Stiglitz J, 1984.** “Equilibrium unemployment as a worker discipline device”. *The American Economic Review*, Vol 74, No 3, pp 433-444.
- Staiger, D., J.H. Stock y M.W. Watson, 1997.** “How Precise are Estimates of the Natural Rate of Unemployment?”, en C.D. Romer and D.H. Romer (eds.), *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, Chicago, University of Chicago Press, 195-246.
- Stiglitz, J., 1997.** “Reflections on the natural rate of unemployment”, *Journal of Economic Perspectives*, 11, 3-10.
- Stock, J. and M. Watson, 1998.** “Median-Unbiased Estimation of Coefficient Variance in a Time-Varying Parameter Model,” *Journal of the American Statistical Association*, 93(441), 349—358.
- Tobin J., 1995.** “The natural rate as a new classical macroeconomics”. En Red Cross, *The Natural Rate of Unemployment..* Cambridge University Press. Cambridge, 32-42.
- Winttr T., 2005.** “Estimating the neutral interest rate in real time”. *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Letter*.
- Yellen J. L., 1984.** “Efficiency wage model of unemployment”. *American Economic Review*, Vol 74, No 2.