

Sensibilidad de los salarios al desempleo regional en Colombia: nuevas estimaciones de la *curva de salarios*

Por:  
Luis Eduardo Arango  
Nataly Obando  
Carlos Esteban Posada

Núm. 590

2010

# Borradores de ECONOMÍA



tá - Colombia - Bogotá - Col

# Sensibilidad de los salarios al desempleo regional en Colombia: nuevas estimaciones de la *curva de salarios*

*(Nueva versión 09/06/2010)*

Luis Eduardo Arango\*  
Banco de la República

Nataly Obando  
Universidad Nacional

Carlos Esteban Posada  
Banco de la República

## Resumen

*Se utiliza información de la Encuesta nacional de hogares (1984-2000), la Encuesta continua de hogares (2001-2006) y la Gran encuesta integrada de hogares (2006-2009) para estimar la curva de salarios (Blanchflower y Oswald, 1994). Se encuentra que los salarios responden a la tasa de desempleo en magnitudes que varían entre -0,083 y -0,149 lo cual se ajusta a la evidencia internacional. Por tanto, los salarios son sensibles a la tasa de desempleo. La curva se estima con diversas modificaciones y en todos los casos se encuentra evidencia de flexibilidad de los salarios.*

**Clasificación JEL:** E24, J30, J40, J60

**Palabras clave:** curva de salarios, flexibilidad de salarios, tasa de desempleo.

---

\* Las opiniones de los autores no son, necesariamente, las del Banco de la República ni las de su Junta Directiva. Los errores y opiniones son responsabilidad exclusiva de los autores. Nataly Obando es asistente de investigación. Se agradecen los comentarios y sugerencias de Ana María Iregui y María Teresa Ramírez y de los asistentes a los seminarios del Banco de la República, Universidad ICESI y Universidad de Bogotá Jorge Tadeo Lozano.

## 1. Introducción

Tradicionalmente se ha entendido por salario (plenamente) flexible aquel que varía instantáneamente ante excesos o defectos de demanda de trabajo de manera que dicha variación conduce a eliminar tales desequilibrios. La flexibilidad de los salarios, bien sea plena o imperfecta, es uno de los aspectos más controversiales de los análisis del mercado de trabajo y es una propiedad que permitiría su mejor funcionamiento ya que ante la presencia de choques adversos de demanda la destrucción de empleo se evitaría o sería menor que cuando el mercado laboral presenta rigideces.

Una de las características de la teoría neoclásica es la flexibilidad de salarios ante choques de oferta o demanda de trabajo, mientras que otras teorías, como la de contratos escalonados (Taylor 1980), suponen la existencia de negociaciones que fijan el salario por un tiempo de manera no contingente al estado de la naturaleza.

La evidencia sobre la flexibilidad de salarios no es contundente, llegando a lo sumo a registrarse alguna prociclicidad en el nivel agregado. Por ejemplo, Kydland (1995, Tabla 5.1) muestra que en Estados Unidos, entre 1954:I y 1991:II, la compensación real por hora fue procíclica (véanse también Barsky y Solon, 1989; Solon, Barsky y Parker, 1992; Shin y Solon, 2006; De Gregorio, 2007, p. 492).

Una manera de verificar una eventual flexibilidad de salarios es invocando la curva de salarios, cuya existencia fue documentada por Blanchflower y Oswald (1994, 1995, 2005, 2006), quienes la identificaron con una curva de pendiente negativa en el espacio salario-tasa de desempleo. La curva indica que los salarios reales tienden a ser altos en las regiones donde la tasa de desempleo es baja y bajos en las regiones donde la tasa de desempleo es alta<sup>1</sup>.

Según Blanchflower y Oswald (1995), la relación que surge de la curva de salarios es similar en diferentes países y en diferentes periodos de tiempo, por lo que se ha identificado con una “ley empírica” que adopta la forma funcional:  $\ln w = -0,1 \ln u + \text{controles}$ , siendo  $\ln w$  el logaritmo del salario real y  $\ln u$  el logaritmo de la tasa de desempleo en el área del trabajador. La expresión anterior implica que la elasticidad del salario respecto a la tasa de desempleo es -0,1; es decir, el

---

<sup>1</sup> Aparece inmediatamente la segmentación del mercado de trabajo, característica usual del modelo de salarios de eficiencia que sustenta la curva de salarios.

salario real (en logaritmos) es una función convexa y monótonamente decreciente del logaritmo del desempleo local<sup>2</sup>.

Explicar la curva de salarios mediante el modelo neoclásico de oferta y demanda no es sencillo (Borjas, 2000, p. 496). Este modelo implica que el desempleo se presenta solamente cuando el salario se ubica de manera artificial por encima del de equilibrio como cuando existen rigideces reales al estilo del salario mínimo, lo cual sugiere una curva de pendiente positiva en el espacio salario-tasa de desempleo<sup>3</sup>.

La teoría de salarios de eficiencia provee un fundamento a la concepción tradicional de la curva de salarios. Las empresas ('firmas') localizadas en una región donde la tasa de desempleo es alta no se ven precisadas a ofrecer un salario alto a sus trabajadores para evitar su desidia, ya que será la alta tasa de desempleo (y, por ende, la alta probabilidad de que el holgazán permanezca desempleado un buen rato) la que la evitará. Por otro lado, las firmas localizadas en regiones en las que la tasa de desempleo es baja deben ofrecer salarios altos para evitar la holgazanería. En consecuencia, un trabajador que está empleado en un área de alto desempleo obtiene un menor salario que un individuo idéntico que trabaja en un área con poco desempleo (Blanchflower y Oswald, 1994, 1995).

Bratsberg y Turunen<sup>4</sup> (1996) registraron la existencia de una curva de salarios en Estados Unidos, con una elasticidad de -0,1, construyendo un panel para los trabajadores entre 14 y 22 años que no son 'cuenta propia', ni empleados del gobierno, ni tampoco trabajadores agrícolas. Janssens y Konings (1998) construyeron un panel para estimar la curva de salarios en Bélgica; entre las distintas especificaciones encontraron una curva de salarios con coeficientes entre -0,043 y -0,054, pero al incluir sólo hombres en la muestra encontraron una elasticidad de -0,09, cercana a la evidencia internacional, y de -0,07 para las mujeres, pero sin significancia estadística. Los autores argumentaron que la no existencia de curva de salarios para mujeres podría indicar que el

---

<sup>2</sup> Blanchflower y Oswald (1995) no modificaron esta conclusión al incluir polinomios de mayor grado de la tasa de desempleo local y variables *dummies* para diferentes rangos de desempleo. Los autores añaden: "Esta uniformidad va contra la enseñanza ortodoxa (basada en análisis de series de tiempo), la cual sugiere que los países tienen diferentes grados de flexibilidad de salarios" (página 165).

<sup>3</sup> Borjas (2000, p. 496) plantea una causalidad de signo positivo que, dada la existencia de rigideces reales, va de los salarios a la tasa de desempleo, en cuyo caso la expresión sería  $\ln u = \beta \ln w + \text{controles}$  en lugar de  $\ln w = -\psi \ln u + \text{controles}$ , como en la curva de salarios. En un modelo competitivo se reconoce que empleo y salarios son endógenos. Si la participación en el mercado laboral y los salarios también lo son, entonces se podrá concluir, por transitividad, que desempleo (voluntario) y salarios se determinan simultáneamente, pero en este caso, en el que se antepone la existencia de una rigidez, el salario se puede considerar exógeno.

<sup>4</sup> Estos autores encuentran que el salario por hora responde menos a la tasa de desempleo que los ingresos anuales.

mercado laboral femenino es más competitivo y menos influenciado por el mecanismo de negociación que el masculino. Para el caso del Reino Unido, Johnes (2007) concluyó que la elasticidad se ubica entre -0,048 y -0,052, por debajo del rango encontrado en otros países. Para Chile, García y Granados (2005) estimaron elasticidades de -0,04 y -0,13 dependiendo de la tasa de desempleo utilizada: la local o la sectorial. Blanchflower y Oswald (2006) señalan que la existencia de la curva de salarios se ha verificado para Argentina, Australia, Austria, y 37 países más entre los que se cuentan Estados Unidos, España y el Reino Unido.

Este trabajo se inscribe en la corriente de las estimaciones de la curva de salarios y su propósito es contrastar la hipótesis nula de que los salarios reales son rígidos y, por tanto, no responden a los elementos que recoge la tasa de desempleo regional o la correspondiente a cada grupo particular de la población. En ese sentido, complementa las contribuciones de Sánchez y Núñez (1998) y la más reciente de Ramos, Duque y Surinach (2009), quienes hicieron estimaciones de la curva de salarios para Colombia.

Para estimar los ingresos laborales mensuales, Sánchez y Núñez (1998) utilizaron la información de la Encuesta nacional de hogares (siete ciudades) de junio entre 1984 y 1996 y a cada individuo le asignaron la tasa de desempleo su ciudad en el período correspondiente. Cuando dividieron la muestra para estimar la curva de salarios de grupos particulares de población, le asignaron a cada individuo la tasa de desempleo del grupo particular. La evidencia que presentan estos autores sugiere la existencia de una curva de salarios para Colombia y su interpretación se ajusta a la teoría de salarios de eficiencia.

Aparte del hecho de haber estimado el ingreso laboral mensual en lugar del salario por hora, del trabajo de Sánchez y Núñez (1998) quedan algunas inquietudes con respecto a las posiciones ocupacionales utilizadas ya que, al parecer, en algunos casos, la estimación de la curva de salarios se hizo para toda la fuerza laboral compuesta por ‘obreros y empleados particulares’, ‘obreros y empleados del gobierno’, ‘cuenta-propia’, ‘servicio doméstico’, ‘patrones o empleadores’ y ‘trabajadores familiares no remunerados’. De ser así, sería difícil sacar conclusiones sobre la flexibilidad de salarios ya que se habrían incluido posiciones ocupacionales heterogéneas. Por ejemplo, se supone que los ‘empleados particulares’ trabajan en un mercado más formal y sometido a más rigideces que los trabajadores ‘por cuenta-propia’, cuyo ingreso parece ser más flexible.

Ramos, Duque y Surinach (2009) estimaron una curva de salarios para Colombia utilizando información de los segundos trimestres de la Encuesta continua de hogares entre 2002 y 2006 para trece ciudades. La elasticidad de los salarios individuales por hora a la tasa de desempleo fue estimada en  $-0,07$ . Sin embargo, para el caso de las mujeres dicha estimación no resultó significativa y la pregunta que surge es si la teoría de salarios de eficiencia no aplica en este caso.

La presente investigación tiene como referencia las contribuciones de Sánchez y Núñez (1998) y Ramos, Duque y Surinach (2009) y hace estimaciones de la curva de salarios tanto para el período de vigencia de la Encuesta nacional de hogares (1984-2000) como para los de la Encuesta continua de hogares (2001-2006) y, más recientemente, de la Gran encuesta integrada de hogares (2006-2009). La curva se estima para siete y trece ciudades. Los resultados sugieren la existencia de una curva de salarios con una elasticidad que varía entre  $-0,083$  y  $-0,149$ , lo cual verifica la flexibilidad (imperfecta) de los salarios de los trabajadores del sector privado (“obreros y empleados particulares”) que trabajan 40 horas o más a la semana.

Este artículo se desarrolla en cinco secciones de las cuáles esta Introducción es la primera. En la sección 2 se discuten algunos aspectos teóricos de la curva de salarios. En la sección 3 se presentan un par de hechos relacionados con la curva de salarios. Las especificaciones empíricas de la curva así como los resultados se desarrollan en la sección 4. Finalmente, en la sección 5 se discuten algunos puntos relacionados con las implicaciones del estudio.

## **2. Aspectos teóricos de la curva de salarios**

El análisis de la formación, determinación y flexibilidad de los salarios se ha abordado de distintas maneras. El punto de partida suele ser el modelo neoclásico del mercado de trabajo según el cual, en un ambiente de maximización del beneficio de las empresas y de la utilidad de los hogares, el salario se determina por la interacción de la oferta y demanda. Los parámetros asociados a la tecnología y las preferencias son centrales en la determinación de la productividad marginal del trabajo y el salario de reserva.

Por su parte, la teoría del capital humano predice que los ingresos laborales de un individuo dependen de su capital humano. Empíricamente, esta relación se ha capturado por medio de la llamada ecuación de Mincer (1974) según la cual el perfil edad-ingresos laborales de una persona se puede expresar por medio de una relación entre el logaritmo del salario y el número de años de

escolaridad, la experiencia y la experiencia al cuadrado<sup>5</sup>; esta última variable recoge la concavidad de la curva edad-ingresos laborales.

Para explicar la determinación de los niveles y tendencias de los salarios (y su imperfecta flexibilidad) también se ha utilizado la teoría de salarios de eficiencia. Esta se basa en un esquema de incentivos y supone que, dados los altos costos de monitorear el esfuerzo de los trabajadores, cada firma paga un salario superior al de mercado para contar con la cooperación de estos, combatir su desidia e incrementar su productividad (esfuerzo). En tal caso, la firma podrá constatar que los empleados no requieren una supervisión tan intensa para impedir la holgazanería. Debido a que el salario de eficiencia es compatible con la maximización de beneficios, las firmas no tienen incentivos para reducir el salario más allá de un cierto nivel. En efecto, si la firma redujese excesivamente los salarios, la disminución en el valor de la nómina se vería más que compensada por la pérdida de productividad causada por la desidia del trabajador<sup>6</sup>.

En este sentido, una menor tasa de desempleo es compatible con un mayor salario que las firmas están dispuestas a pagar para aumentar el esfuerzo de los trabajadores y reducir el riesgo moral; así, cuanto más alto sea el salario, mayor será el costo de ser despedido para un trabajador (Rebitzer y Taylor, 1995). La curva de salarios de Blanchflower y Oswald (1994, 1995), cuya racionalización parece estar más estrechamente asociada con la teoría de salarios de eficiencia y el modelo de negociación<sup>7</sup>, se representa por una relación de pendiente negativa como la del Diagrama 1.

### **Un modelo de salarios de eficiencia**

La hipótesis que se presenta acá plantea que la productividad de los trabajadores (neta de posibles costos de monitoreo) es función de la tasa de salarios. Ante excesos de oferta, los empleadores no reducen la tasa de salarios, más allá de cierto nivel, puesto que perciben que los efectos adversos en la productividad del trabajo podrían superar el eventual efecto positivo en los beneficios de la disminución del salario, lo cual aumentaría el costo total del trabajo (Heijdra y van der Ploeg, 2002, p. 178; véase también, Layard, Nickell y Jackman, 1991, capítulo 3).

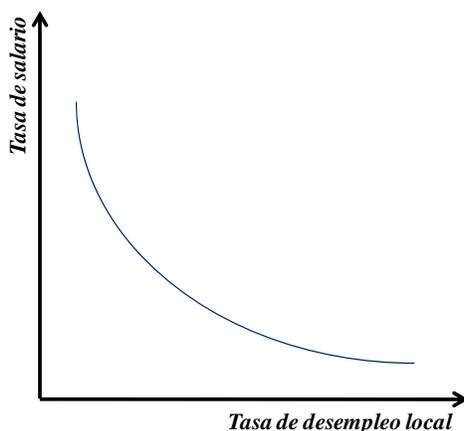
---

<sup>5</sup> Usualmente, se incluyen otros controles como género, grupo étnico, sector económico, etc.

<sup>6</sup> Rodríguez (2009) presenta un *survey* sobre modelos de salarios de eficiencia.

<sup>7</sup> Este enfoque supone la existencia de una negociación entre los trabajadores (sindicalizados) y los empleadores, quienes, en lugar de determinar un salario de manera unilateral, lo negocian con aquellos. Ambas partes se distribuyen un ingreso que bien puede identificarse con una renta. Si el desempleo debilita el poder de negociación de los trabajadores, la participación de éstos en los beneficios se ve reducida (Krueger y Summers, 1988; Layard, Nickell y Jackman, 1991).

Diagrama 1. Curva de salarios



Sean  $E_i$  el esfuerzo del trabajador,  $w_i$  el salario pagado por la firma y  $w_R$  el salario pagado en otras empresas. De esta manera:

$$E_i \equiv e(w_i, w_R) \quad e_{w_i} > 0 \quad e_{w_R} < 0 \quad (1)$$

La magnitud total de unidades de eficiencia de la firma  $i$ ,  $L_i$ , se obtiene multiplicando el número de empleados de la firma,  $N_i$ , por el esfuerzo de los trabajadores,  $E_i$ ; esto es:

$$L_i \equiv E_i N_i$$

El beneficio de la firma está dado por:

$$\pi_i = p_i A F(E_i N_i) - w_i N_i, \quad (2)$$

siendo  $p_i$  el precio del bien  $i$  y  $A$  la tecnología. Así, la firma escoge  $N_i$  y  $w_i$  para maximizar el beneficio:

$$\frac{\partial \pi_i}{\partial N_i} = p_i A E_i F_L(E_i N_i) - w_i = 0 \quad (3)$$

$$\frac{\partial \pi_i}{\partial w_i} = p_i A N_i F_L(E_i N_i) \frac{\partial E_i}{\partial w_i}(w_i, w_R) - N_i = 0 = p_i A N_i F_L(E_i N_i) e_{w_i}(w_i, w_R) - N_i \quad (4)$$

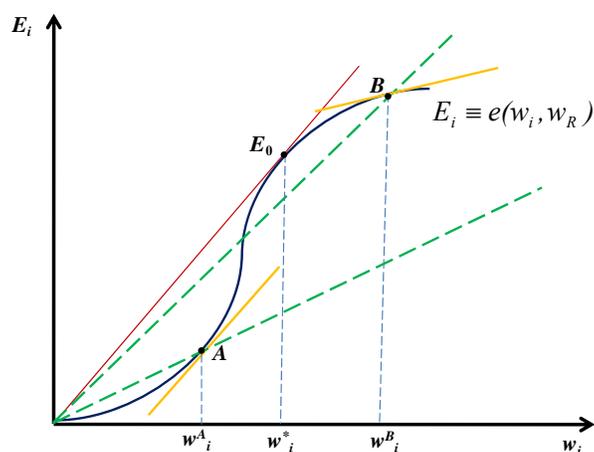
De dividir las dos condiciones de primer orden y utilizar el hecho que  $E_i \equiv e(w_i, w_R)$  se llega a:

$$\frac{w_i e_{w_i}(w_i, w_R)}{e(w_i, w_R)} = 1, \quad (5)$$

lo cual significa que la firma debería encontrar el salario para el cual la elasticidad de la función de esfuerzo es igual a 1. La firma debe incrementar su salario en la medida en que el esfuerzo

aumenta más rápido que aquel y, por lo tanto, el salario por unidad de esfuerzo esté cayendo. En el Diagrama 2 se observa que el óptimo se encuentra en el punto  $E_0$ , donde el rayo que parte del origen es tangente a la curva de esfuerzo, lo que satisface la condición de elasticidad unitaria.

**Diagrama 2. Determinación del salario de eficiencia**



Para obtener  $N_i$  se utiliza la condición de primer orden (3) y luego se agregan las demandas de trabajo; sin embargo, debido a la estructura del modelo no hay razones para esperar pleno empleo. Adicionalmente, los choques de productividad no tienen efectos en el salario de eficiencia escogido por las firmas y, por lo tanto, sólo afectan el empleo.

Para establecer una curva de pendiente negativa en el espacio tasa de salario-desempleo se hacen varios supuestos<sup>8</sup>. En primer lugar, se supone que la economía consta de dos regiones, 1 y 2, y que los agentes son neutrales al riesgo; estos obtienen utilidad del ingreso que, para el caso de la región 1, se denota por  $w_1$ , y desutilidad por el esfuerzo,  $e$ . La función de utilidad es:

$$V = w_1 - e \quad (6)$$

Se supone que el rendimiento máximo o normal de los individuos es un número fijo determinado por la tecnología, pero estos pueden no realizar esfuerzo alguno en el proceso de producción. Cuando esto sucede, los individuos que no son sorprendidos por la firma actuando con desidia obtienen el salario con un esfuerzo igual a cero y su utilidad es, desde luego, mayor que la de los empleados que sí realizan un esfuerzo.

<sup>8</sup> Esta presentación sigue de cerca el modelo desarrollado por Blanchflower y Oswald (1994, p. 64-68) basado, a su vez, en Shapiro y Stiglitz (1984).

Sea  $\alpha$  la probabilidad de que los individuos que actúan con desidia no sean detectados. Existe, por tanto, una probabilidad  $(1-\alpha)$  de que un individuo que no realiza ningún esfuerzo sea detectado, en cuyo caso será despedido y tendrá que realizar un esfuerzo  $e$  para encontrar otro trabajo. La utilidad esperada de un trabajador despedido,  $\bar{V}$ , es:

$$\bar{V} = (w_1 - e)\gamma(u_1) + \lambda_1[1 - \gamma(u_1)], \quad \gamma'(u_1) < 0, \quad (7)$$

siendo  $\gamma(u_1)$  la probabilidad de encontrar trabajo, que depende inversamente de la tasa de desempleo  $u_1$  prevaleciente en el mercado local. La ecuación (7) es una combinación convexa de la utilidad de trabajar realizando esfuerzo,  $w_1 - e$ , y el valor conjunto del seguro de desempleo y del ocio,  $\lambda_1$ . La tasa de desempleo en la región 2 es  $u_2$ . Esta región, al igual que la 1, es afectada por choques a la demanda de trabajo.

Suponga que los trabajadores se separan de las firmas a una tasa constante  $k$ , la tasa de destrucción de empleo, y que los nuevos enganches son iguales a  $\gamma(l_1 - n_1)$ , siendo  $l_1$  la población económicamente activa y  $n_1$  la población ocupada. En un equilibrio de estado estacionario se debe cumplir que  $kn_1 = \gamma(l_1 - n_1)$ . De esta manera, definiendo la tasa de desempleo como  $u_1 = 1 - n_1/l_1$ , se llega a  $\gamma = kn_1/u_1 l_1$ , lo cual muestra que la probabilidad de encontrar un trabajo depende inversamente de la tasa de desempleo de la región.

Los supuestos anteriores son el fundamento de un modelo de salarios de eficiencia en el que los empleadores pagan un salario que es lo suficientemente alto como para inducir a los empleados a no comportarse como holgazanes. En equilibrio, los trabajadores se comportan óptimamente en cuanto a sus decisiones de esfuerzo y las firmas lo hacen en cuanto al salario que establecen. Si tenemos en cuenta que cada región debe ofrecer a los individuos el mismo nivel de utilidad esperada, se puede obtener un equilibrio en el que no hay migración entre las regiones.

El modelo anterior sugiere la existencia de una curva de salarios convexa de pendiente negativa. Si ambas regiones tienen el mismo beneficio de desempleo ( $\lambda_1 = \lambda_2$ ) tendrán la misma curva de salarios. Esta se puede obtener igualando la utilidad esperada de realizar esfuerzo o de actuar con desidia. Esto es:

$$w_1 - e = \alpha w_1 + (1 - \alpha)\{(w_1 - e)\gamma(u_1) + \lambda_1[1 - \gamma(u_1)]\} \quad (8)$$

$$w_1 = e + \lambda_1 + \frac{\alpha e}{(1 - \alpha)[1 - \gamma(u_1)]} \quad (9)$$

estableciendo, por tanto, una relación negativa entre la tasa de salario y la tasa de desempleo.

### **3. Regularidades empíricas en Colombia**

Los hechos empíricos que se presentan a continuación se refieren a la relación entre el promedio anual de la tasa de salario real de ‘obreros y empleados particulares’ que trabajan cuarenta horas o más a la semana y el promedio anual de la tasa de desempleo desde 1988 hasta 2006. Cada panel del Gráfico 1 presenta, en cada año, la tasa de salario real de cada ciudad y la tasa de desempleo respectiva. Las relaciones que aparecen en el Gráfico 1 muestran que, con excepción del año 2000, la tasa de desempleo de una ciudad y la tasa de salario de la misma varían negativamente.

Esto es, en las regiones donde la tasa de desempleo es alta, la tasa de salarios es baja, tal como lo supone la curva de salarios. Por lo tanto, la relación negativa que se evidencia entre la tasa de salarios por hora y la tasa de desempleo de las ciudades sugiere que en Colombia existe una curva de salarios.

La evidencia expuesta en el Gráfico 1 podría indicar, así mismo, la existencia de una relación positiva entre la tasa de desempleo y la tasa de subempleo objetivo por ingresos tal como lo presenta el Gráfico 2 en el que se registran las tasas de desempleo y subempleo entre 2001:1 y 2009:9 ambas correspondientes a trece áreas en frecuencia mensual. Urrutia (2002) ya había planteado una asociación entre las tasas de desempleo y subempleo.

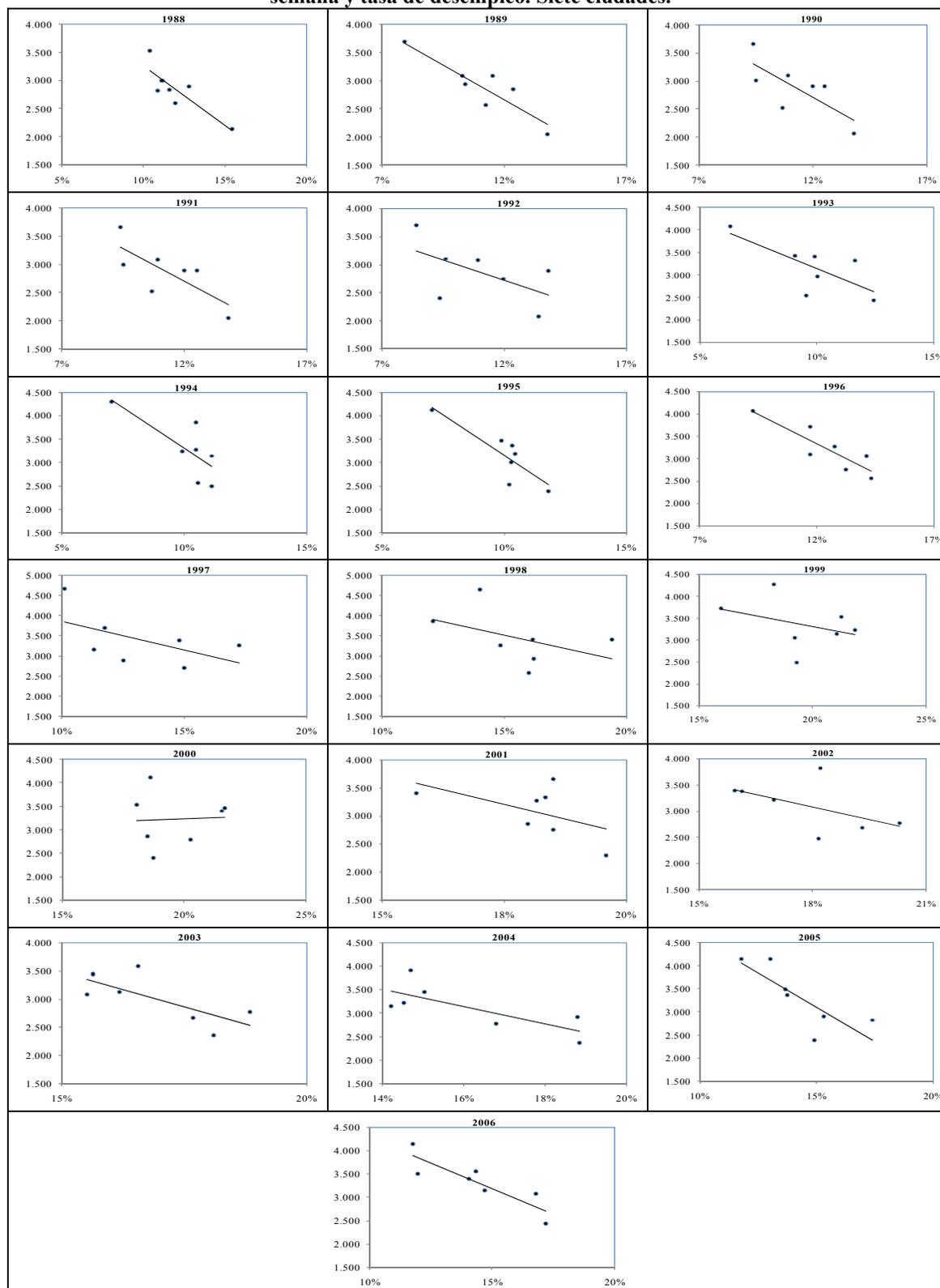
El sentido de la relación entre las tasas de subempleo y desempleo, según la teoría de salarios de eficiencia y la curva de salarios, puede ser como sigue. Si hay una relación negativa entre la tasa de desempleo y la tasa de salarios, siempre que hay alto desempleo, entre los ocupados prevalecerá una sensación que los llevará a identificarse, a sí mismos, como subempleados por ingresos aunque reciban como pago algo superior a lo que sugiere la ecuación de Mincer.

### **4. Especificación de la curva de salarios y resultados de la estimación**

Antes de describir nuestra especificación de la curva de salarios, se debe recordar que la teoría del capital humano modela los ingresos laborales de un individuo en función de ciertas características como su educación, experiencia y habilidades.

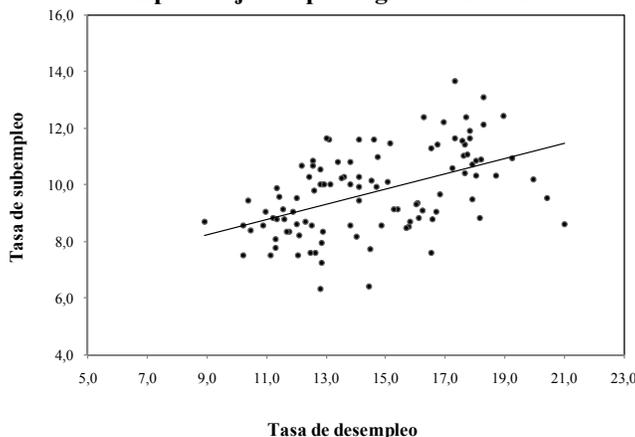
Empíricamente, esta función se ha capturado por medio de la llamada ecuación de Mincer (1974) según la cual, como anotamos antes, el perfil edad-ingresos laborales de un individuo se puede representar por medio de una relación entre el logaritmo del salario y los años de escolaridad, la experiencia, la experiencia al cuadrado, el género, el grupo étnico, el sector económico al cual se encuentra vinculado, etc.

**Gráfico 1. Relación entre tasa de salario real de empleados particulares que trabajan 40 horas o más a la semana y tasa de desempleo. Siete ciudades.**



Nota: Se utiliza una muestra trimestral entre los años 1988:1 y 2006:2 basada en la ENH y la ECH. La razón para utilizar dicha muestra se encuentra en que el IPC de cada ciudad está disponible sólo a partir de 1988. Las ciudades son Bucaramanga, Barranquilla, Bogotá, Cali, Medellín, Manizales y Pasto. Aunque se puede obtener información para 13 ciudades a partir de 2001, el análisis gráfico se mantiene con las siete ciudades que se tienen desde la ENH. Fuente: ENH y ECH del DANE; cálculos propios.

**Gráfico 2. Relación entre tasas de desempleo y sub-empleo objetivo por ingresos. 2001-2009.**



Fuente: ECH y GEIH del DANE; cálculos propios.

La curva de salarios es similar a la ecuación de Mincer con la excepción de que, además de las variables convencionales, se incluye el logaritmo de la tasa de desempleo de la ciudad en la que está ubicado el individuo. Debido a que la curva de salarios se puede estimar en un solo momento del tiempo, ésta se especifica como:

$$\ln(w_{i,j}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(td_j) + \beta_2 \text{Género}_i + \beta_3 \text{Edad}_i + \beta_4 \text{Edad}_i^2 + \beta_5 \text{Educ}_i + \sum_{m=1}^{10} \eta_m R_{i,m} + \beta_6 \lambda_i(\cdot) + e_{i,j} \quad (10)$$

siendo  $w_{i,j}$  la tasa de salario (o salario real por hora) del empleado<sup>9</sup>  $i$ , ubicado en la ciudad  $j$ ,  $td$  la tasa de desempleo de la ciudad en la cual se encuentra ubicado el individuo; *Género* una variable *dummy* que identifica su género: es igual a 1 si el individuo es hombre y 0 si es mujer; *Edad* la edad del individuo, como *proxy* de la experiencia; *Educ* los años de educación; *R* la rama de actividad económica en la que trabaja el individuo;  $\lambda(\cdot)$  la razón del inverso de Mills la cual corrige eventuales sesgos de selección<sup>10</sup>; y, finalmente,  $e_{i,j}$  es una variable aleatoria que incluye información no capturada por todas las variables anteriores.

<sup>9</sup> Recordemos que cada individuo pertenece a la categoría: “obreros y empleados particulares” que trabajan 40 horas o más a la semana.

<sup>10</sup> A pesar de que en el contexto de la curva de salarios este sesgo de selección no parece ser de importancia, todas nuestras especificaciones incluyen la corrección ya que es usual en el marco de la ecuación de Mincer. Esto ha implicado entonces hacer una estimación en dos etapas: en la primera, se estima, por máxima verosimilitud, un modelo *probit* de participación el cual representa la ecuación de selección y permite obtener el inverso de la razón de Mills para cada persona ocupada de la muestra; en la segunda, se estima, por mínimos cuadrados ordinarios, la

Puesto que contamos con la información de las encuestas de hogares del DANE (entre 1988 y 2009 en frecuencia trimestral y mensual<sup>11</sup>), nuestra especificación incluirá, además de las variables de la ecuación (10), efectos particulares de la ciudad, una interacción entre la ciudad y la tasa de desempleo de la ciudad la cual tiene el propósito de capturar valores diferentes, para cada región, de la probabilidad de no ser detectado al actuar con desidia ( $\alpha$ ) y de la función  $\gamma(u_1)$ , es decir de la probabilidad de encontrar trabajo ya que de ellos depende, en esencia, la respuesta del salario a la tasa de desempleo, y *dummies* para controlar la estacionalidad. Así las cosas, la especificación propuesta es:

$$\begin{aligned} \ln(w_{i,j}) = & \beta_0 + \beta_1 \ln(td_j) + \beta_2 \text{Género}_i + \beta_3 \text{Edad}_i + \beta_4 \text{Edad}_i^2 + \beta_5 \text{Educ}_i + \sum_{m=1}^{10} \eta_m R_{i,m} \\ & + \beta_6 \lambda_i(\cdot) + \sum_{j=1}^6 \delta_j \text{Ciudad}_j + \sum_{j=1}^6 \gamma_j \text{Ciudad}_j \times \ln(td_j) + \sum_{p=1}^3 \lambda_p \text{Trimestre}_p + e_{i,j} \end{aligned} \quad (11)$$

siendo *Ciudad* una variable *dummy* que toma el valor de 1 cuando se refiere a una ciudad específica y 0 en otro caso; *Ciudad* $\times$ *ln(td)*, una interacción que captura efectos específicos de la tasa de desempleo en cada ciudad particular; y *Trimestre* una variable *dummy* que captura la estacionalidad.

Con la información de la ENH, la ECH y la GEIH se estimaron, por el método de mínimos cuadrados ordinarios, las ecuaciones (10) y (11) y, además, una versión de esta última con dos adelantos de la tasa de desempleo de la ciudad, buscando incorporar algún efecto rezagado de ésta en la tasa de salarios. La frecuencia de la información es trimestral en el caso de la ENH y mensual en los de la ECH y la GEIH<sup>12</sup>.

Los resultados de las estimaciones aparecen en el Cuadro 1 en el que las columnas impares corresponden a la ecuación (10) y las pares a la ecuación (11). El panel superior incorpora únicamente la tasa de desempleo contemporánea mientras que el inferior incorpora, además, la tasa de desempleo adelantada dos períodos.

---

ecuación de Mincer, incluyendo el inverso de la razón de Mills  $\lambda_i(\cdot)$  para considerar la probabilidad de que el individuo a quien corresponde la estimación sea un asalariado.

<sup>11</sup> El hecho de trabajar con el salario real hace innecesaria la dimensión de tiempo en la especificación. De esta manera, se amplía la muestra proporcionando mayor heterogeneidad a la relación entre la tasa de salarios y la tasa de desempleo.

<sup>12</sup> Estas encuestas tienen diferencias metodológicas entre sí lo que hace que la información no sea comparable en estricto sentido.

**Cuadro 1. Curva de salarios para empleados particulares que trabajan al menos 40 horas a la semana. Estimada con tasa de desempleo de la ciudad. Ecuaciones (10) y (11)**

| Variable  | ENH<br>Siete ciudades<br>1988:1-2000:4 |         | ECH<br>Siete ciudades<br>2001:1-2006:6 |         | ECH<br>Trece ciudades<br>2001:1-2006:6 |         | GEIH<br>Siete ciudades<br>2006:8-2009:6 |         | GEIH<br>Trece ciudades<br>2006:8-2009:6 |         |
|---|--|---------|--|---------|--|---------|---|---------|---|---------|
|   | (1)                                    | (2)     | (3)                                    | (4)     | (5)                                    | (6)     | (7)                                     | (8)     | (9)                                     | (10)    |
| <b>Modelos con la tasa de desempleo contemporánea</b>                                 |  |         |  |         |  |         |   |         |   |         |
| $\ln(td_i)$   | -0,159*                                | -0,064* | -0,167*                                | -0,053* | -0,009*                                | -0,056* | -0,166*                                 | -0,068° | -0,130*                                 | -0,061† |
| $B/quilla \times \ln(td_{Ba})$  |  | -0,032* |  | -0,010  |  | -0,014  |   | -0,043  |   | -0,045  |
| $B/manga \times \ln(td_{Bu})$   |  | -0,071* |  | 0,090*  |  | 0,093*  |   | -0,000  |   | -0,004  |
| $M/zales \times \ln(td_{Me})$   |  | 0,027*  |  | -0,116* |  | -0,109* |   | -0,031  |   | 0,037   |
| $Medellin \times \ln(td_{Me})$  |  | -0,031* |  | 0,053°  |  | 0,054°  |   | -0,012  |   | -0,007  |
| $Cali \times \ln(td_{Ca})$  |  | -0,000  |  | 0,080*  |  | 0,082*  |   | -0,035  |   | -0,033  |
| $Pasto \times \ln(td_{Pa})$   |  | -0,075* |  | 0,024   |  | 0,027   |   | -0,094  |   | -0,085  |
| $C/gena \times \ln(td_{Ca})$  |  |         |  |         |  | 0,043   |   |         |   | 0,045   |
| $Monteria \times \ln(td_{Mo})$  |  |         |  |         |  | 0,125*  |   |         |   | 0,206*  |
| $V/cencio \times \ln(td_{Vi})$  |  |         |  |         |  | -0,005  |   |         |   | 0,101†  |
| $Cúcuta \times \ln(td_{Cu})$  |  |         |  |         |  | 0,040   |   |         |   | 0,020   |
| $Pereira \times \ln(td_{Pe})$   |  |         |  |         |  | -0,038  |   |         |   | 0,080†  |
| $Ibagué \times \ln(td_{Ib})$  |  |         |  |         |  | 0,108*  |   |         |   | 0,023   |
| $R^2$   | 0,359                                  | 0,3811  | 0,419                                  | 0,437   | 0,410                                  | 0,428   | 0,358                                   | 0,376   | 0,348                                   | 0,366   |
| <b>Modelos con la tasa de desempleo contemporánea y efectos rezagados de la misma</b> |  |         |  |         |  |         |   |         |   |         |
| $\ln(td_i)$   | 0,014*                                 | -0,023* | -0,171*                                | -0,049* | -0,008*                                | -0,056* | -0,103*                                 | -0,068° | -0,064*                                 | -0,062* |
| $\ln(td_{i-1})$   | -0,050*                                | -0,029* | -0,009*                                | -0,008* | -0,007*                                | -0,006* | -0,017                                  | 0,016   | -0,011                                  | 0,016†  |
| $\ln(td_{i-2})$   | -0,174*                                | -0,036* | 0,009*                                 | 0,004*  | 0,007*                                 | 0,005*  | -0,097*                                 | -0,035* | -0,094*                                 | -0,050  |
| $B/quilla \times \ln(td_{Ba})$  |  | -0,042* |  | -0,003  |  | -0,005  |   | -0,046  |   | -0,042  |
| $B/manga \times \ln(td_{Bu})$   |  | -0,081* |  | 0,090*  |  | 0,093*  |   | 0,013   |   | 0,015   |
| $M/zales \times \ln(td_{Ma})$   |  | 0,029*  |  | -0,114* |  | -0,107* |   | 0,027   |   | 0,032   |
| $Medellin \times \ln(td_{Me})$  |  | -0,030* |  | 0,052*  |  | 0,052°  |   | --0,009 |   | -0,001  |
| $Cali \times \ln(td_{Ca})$  |  | 0,002   |  | 0,079*  |  | 0,079*  |   | -0,033  |   | -0,031  |
| $Pasto \times \ln(td_{Pa})$   |  | -0,079* |  | 0,019   |  | 0,025   |   | -0,086  |   | -0,077  |
| $C/gena \times \ln(td_{Ca})$  |  |         |  |         |  | 0,043†  |   |         |   | 0,075   |
| $Monteria \times \ln(td_{Mo})$  |  |         |  |         |  | 0,126*  |   |         |   | 0,214*  |
| $V/cencio \times \ln(td_{Vi})$  |  |         |  |         |  | -0,004  |   |         |   | 0,113°  |
| $Cúcuta \times \ln(td_{Cu})$  |  |         |  |         |  | 0,043   |   |         |   | 0,025   |
| $Pereira \times \ln(td_{Pe})$   |  |         |  |         |  | -0,037  |   |         |   | 0,090°  |
| $Ibagué \times \ln(td_{Ib})$  |  |         |  |         |  | 0,111*  |   |         |   | 0,020   |
| $R^2$   | 0,362                                  | 0,382   | 0,419                                  | 0,437   | 0,410                                  | 0,428   | 0,358                                   |         | 0,348                                   | 0,365   |
| <b>Tamaño de la muestra</b>   | 571.252                                |         | 184.937                                |         | 303.331                                |         | 111.057                                 |         | 175.024                                 |         |

Nota: las columnas impares corresponden a la ecuación (10) y las pares a la ecuación (11). Fuente: ENH, ECH y GEIH, cálculos propios. \*, ° y † indican estimaciones significativas al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

En la columna (1) del panel superior del Cuadro 1, correspondiente a la ecuación (10), aparece  $\hat{\beta}_1$  con un valor de -0,159, bastante superior a los estimados para otras economías (Blanchflower y Oswald, 2005). Según dicho coeficiente, la respuesta del salario por hora a las condiciones del mercado de trabajo fue relativamente alta en las siete ciudades de la ENH, un resultado bastante controversial, por decir lo menos. Cuando pasamos de la frecuencia trimestral a la mensual de las ECH y GEIH los valores estimados, para siete ciudades, están entre -0,167 y -0,166. Sin embargo,

cuando la curva es estimada para 13 ciudades<sup>13</sup>, los resultados son bastante diferentes: -0,009 y -0,130, aunque ambos tienen el signo negativo que predice el esquema teórico.

Con el propósito de estimar algún efecto diferencial de la tasa de desempleo por ciudad en los salarios de los individuos, presumiblemente causado por diferencias a nivel de ciudad en el esfuerzo de los trabajadores ( $e$ ), en la probabilidad de no ser detectado ( $\alpha$ ) o en la probabilidad de encontrar trabajo  $\gamma(u_1)$ , se estimó la ecuación (11), cuyos resultados aparecen igualmente en el panel superior del Cuadro 1, en las columnas pares<sup>14</sup>. En la columna (2), la elasticidad de la tasa de salarios a la tasa de desempleo es -0,064, la cual corresponde a las ciudades de Bogotá y Cali<sup>15</sup>. En las demás ciudades, con excepción de Manizales, las respuestas fueron mucho mayores que en Bogotá.

Cuando la muestra corresponde a siete ciudades durante las vigencias de la ECH y la GEIH las respuestas de los salarios a la tasa de desempleo son, respectivamente, -0,053 y -0,068. Si tenemos en cuenta que la elasticidad de la tasa de salario del individuo  $i$  a la tasa de desempleo de su ciudad es la suma de dos coeficientes ( $\beta_1$  y  $\gamma_j$ ), ésta, en el caso de la ECH, es menor para Bucaramanga, Medellín y Cali que para Bogotá, Barranquilla y Pasto ya que los coeficientes de la interacción de la tasa de desempleo con la *dummy* de ciudad son no significativo y positivo, para las dos últimas, respectivamente. En Manizales, la elasticidad es mayor. Cuando la muestra se amplía a 13 ciudades, los coeficientes son -0,056 y -0,061, conservando los órdenes de magnitud señalados para siete ciudades.

En el panel inferior se aprecian las estimaciones que incluyen, además de la tasa de desempleo contemporánea de la ciudad, dos efectos rezagados de esta última en las especificaciones tanto de la ecuación (10) como de la (11). Los resultados no varían de manera importante en relación con el panel superior al sumar los coeficientes que resultan estadísticamente significativos de forma que la existencia de la curva de salarios para Colombia se sigue verificando. Un hecho que llama

<sup>13</sup> Las trece áreas tuvieron, en promedio, entre 2008 y 2009: 45% de la población total (*PT*); 46,1% de la población en edad de trabajar (*PET*); 49,1% de la población económicamente activa (*PEA*); 48,8% de los ocupados (*O*); y 51,5% de los desocupados (*D*). Por su parte, las siete áreas tuvieron en promedio para el mismo período: 37,2% de la *PT*; 38,3% de la *PET*; 41% de la *PEA*; 40,9% de los *O*; y 42% de los *D*.

<sup>14</sup> En este caso debe tenerse en cuenta que la elasticidad de la tasa de salario del individuo  $i$  a la tasa de desempleo de su ciudad ( $\partial \ln(w_{i,j}) / \partial \ln(td_j) = \beta_1 + \gamma_j$ ) es diferente del caso normal ( $\partial \ln(w_{i,j}) / \partial \ln(td_j) = \beta_1$ ) en el que no hay interacción.

<sup>15</sup> Bogotá es la ciudad base utilizada en las estimaciones. En el caso de Cali la interacción resultó no significativa.

la atención es que los coeficientes de la curva de salarios en la vigencia de la ECH, trece ciudades, son bastante pequeños.

Se puede dar el caso, sin embargo, que el mayor efecto del desempleo sobre el salario de un individuo no lo ejerza la tasa de desempleo de la ciudad sino la de un grupo particular al cual pertenece el individuo. Por ejemplo, el salario de un joven con bajo nivel educativo se puede ver más influenciado por la tasa de desempleo de personas como él que por la tasa de desempleo de la ciudad.

En este sentido, es posible que la firma que hace un ofrecimiento salarial a un individuo, procurando evitar su holgazanería en el trabajo, observe la tasa de desempleo del grupo particular al cual él pertenece. Por ello, se estimaron sendas variantes de las ecuaciones (10) y (11) que, en lugar de la tasa de desempleo de la ciudad, utilizan la tasa de desempleo del grupo particular al cual pertenece el individuo analizado. Los grupos se obtienen clasificando a las personas por edad-escolaridad<sup>16</sup>. En consecuencia, las especificaciones empíricas estarán dadas por:

$$\ln(w_{i,k,j}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(td_{k,j}) + \beta_2 \text{Género}_i + \beta_3 \text{Edad}_i + \beta_4 \text{Edad}_i^2 + \beta_5 \text{Educ}_i + \sum_{m=1}^{10} \eta_m R_{i,m} + \beta_6 \lambda_i(\cdot) + e_{i,j} \quad (12)$$

y,

$$\ln(w_{i,k,j}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(td_{k,j}) + \beta_2 \text{Género}_i + \beta_3 \text{Edad}_i + \beta_4 \text{Edad}_i^2 + \beta_5 \text{Educ}_i + \sum_{m=1}^{10} \eta_m R_{i,m} + \beta_6 \lambda_i(\cdot) + \sum_{j=1}^6 \delta_j \text{Ciudad}_j + \sum_{j=1}^6 \gamma_j \text{Ciudad}_j \times \ln(td_{k,j}) + \sum_{p=1}^3 \lambda_p \text{Trimestre}_p + e_{i,k,j} \quad (13)$$

siendo  $w_{i,k,j}$  la tasa de salario del individuo  $i$ , que pertenece al grupo de población  $k$ , ubicado en la ciudad  $j$ , y  $td_{k,j}$ , la tasa de desempleo del grupo  $k$ , en la ciudad  $j$ .

Los resultados de las estimaciones de las ecuaciones (12) y (13) aparecen en el Cuadro 2, el cual también contiene dos paneles; en el superior, aparecen los coeficientes estimados correspondientes a las tasas de desempleo, del grupo particular, contemporáneas y en el inferior los correspondientes a las tasas de desempleo contemporáneas y dos efectos rezagados de la misma.

Los coeficientes estimados en las columnas (1), (3), (5), (7) y (9), correspondientes a la ecuación (12), toman valores entre -0,086 y -0,149. Particularmente, durante la vigencia de la

<sup>16</sup> La dimensión de edad clasifica a las personas en cuatro grupos, así: de 12 a 20 años, de 21 a 30, de 31 a 40 y de 41 años o más. La dimensión de escolaridad considera tres grupos: de once años de educación o menos, de 12 a 14 y de 15 o más años de educación. Esto significa que, dependiendo de la edad y los años de escolaridad, una persona de la muestra pertenecerá a uno de los 12 grupos.

ECH y la GEIH las respuestas han estado más cerca de lo obtenido para otros países. Cuando se controlan la estacionalidad y los factores particulares de la curva de salarios asociados a las ciudades [columnas (2), (4), (6), (8) y (10)] los coeficientes para Bogotá (ciudad referente) varían entre -0,083 y -0,137.

**Cuadro 2. Curva de salarios para empleados particulares que trabajan al menos 40 horas a la semana. Estimada con tasa de desempleo del grupo particular. Ecuaciones (12) y (13)**

| Variable  | ENH<br>Siete ciudades<br>1988:1-2000:4 |         | ECH<br>Siete ciudades<br>2001:1-2006:6 |         | ECH<br>Trece ciudades<br>2001:1-2006:6 |         | GEIH<br>Siete ciudades<br>2006:8-2009:6 |         | GEIH<br>Trece ciudades<br>2006:8-2009:6 |         |
|---|--|---------|--|---------|--|---------|---|---------|---|---------|
|   | (1)                                    | (2)     | (3)                                    | (4)     | (5)                                    | (6)     | (7)                                     | (8)     | (9)                                     | (10)    |
| <b>Modelos con la tasa de desempleo contemporánea</b>                                 |  |         |  |         |  |         |   |         |   |         |
| $\ln(td_k)$   | -0,149*                                | -0,119* | -0,096*                                | -0,131* | -0,086*                                | -0,137* | -0,108*                                 | -0,084* | -0,093*                                 | -0,083* |
| $B/quilla \times \ln(td_{k,Ba})$  |  | 0,000   |  | 0,101*  |  | 0,104   |   | 0,030*  |   | 0,032*  |
| $B/manga \times \ln(td_{k,Bu})$   |  | -0,007° |  | 0,066*  |  | 0,071*  |   | 0,043*  |   | 0,048*  |
| $M/zales \times \ln(td_{k,Me})$   |  | 0,027*  |  | 0,051*  |  | 0,051*  |   | 0,034*  |   | 0,032*  |
| $Medellin \times \ln(td_{k,Me})$  |  | 0,010°  |  | 0,040*  |  | 0,039*  |   | -0,037* |   | -0,042* |
| $Cali \times \ln(td_{k,Ca})$  |  | 0,004   |  | 0,029*  |  | 0,027*  |   | -0,014  |   | -0,017† |
| $Pasto \times \ln(td_{k,Pa})$   |  | -0,054* |  | 0,022°  |  | 0,024*  |   | -0,020  |   | -0,018  |
| $C/gena \times \ln(td_{k,Ca})$  |  |         |  |         |  | 0,112*  |   |         |   | 0,012   |
| $Montería \times \ln(td_{k,Mo})$  |  |         |  |         |  | -0,005  |   |         |   | -0,011  |
| $V/cencio \times \ln(td_{k,Vi})$  |  |         |  |         |  | 0,098*  |   |         |   | 0,078*  |
| $Cúcuta \times \ln(td_{k,Cu})$  |  |         |  |         |  | 0,062*  |   |         |   | 0,046*  |
| $Pereira \times \ln(td_{k,Pe})$   |  |         |  |         |  | 0,079*  |   |         |   | 0,054*  |
| $Ibagué \times \ln(td_{k,Ib})$  |  |         |  |         |  | 0,048*  |   |         |   | 0,035*  |
| $R^2$   | 0,361                                  | 0,384   | 0,419                                  | 0,439   | 0,410                                  | 0,429   | 0,317                                   | 0,379   | 0,347                                   | 0,366   |
| <b>Modelos con la tasa de desempleo contemporánea y efectos rezagados de la misma</b> |  |         |  |         |  |         |   |         |   |         |
| $\ln(td_{k,t})$   | -0,017*                                | -0,047* | -0,050*                                | -0,100* | -0,045*                                | -0,109* | -0,061*                                 | -0,062* | -0,050*                                 | -0,061* |
| $\ln(td_{k,t-1})$   | -0,060*                                | -0,040* | -0,041*                                | -0,037* | -0,031*                                | -0,031* | -0,060*                                 | -0,050* | -0,048*                                 | -0,039* |
| $\ln(td_{k,t-2})$   | -0,113*                                | 0,056*  | -0,057*                                | -0,049* | -0,053*                                | -0,048* | -0,062*                                 | 0,045*  | -0,054*                                 | -0,040* |
| $B/quilla \times \ln(td_{k,Ba})$  |  | 0,002   |  | 0,123*  |  | 0,125*  |   | 0,054*  |   | 0,051*  |
| $B/manga \times \ln(td_{k,Bu})$   |  | -0,008° |  | 0,069*  |  | 0,072*  |   | 0,041*  |   | 0,046*  |
| $M/zales \times \ln(td_{k,Me})$   |  | 0,032*  |  | 0,049*  |  | 0,049*  |   | 0,034*  |   | 0,030°  |
| $Medellin \times \ln(td_{k,Me})$  |  | 0,012*  |  | 0,043*  |  | 0,042*  |   | -0,025* |   | -0,032* |
| $Cali \times \ln(td_{k,Ca})$  |  | 0,008*  |  | 0,031*  |  | 0,031*  |   | -0,017  |   | -0,020† |
| $Pasto \times \ln(td_{k,Pa})$   |  | -0,054* |  | 0,028*  |  | 0,030*  |   | -0,024† |   | -0,022  |
| $C/gena \times \ln(td_{k,Ca})$  |  |         |  |         |  | 0,131*  |   |         |   | 0,034*  |
| $Montería \times \ln(td_{k,Mo})$  |  |         |  |         |  | -0,003  |   |         |   | -0,008  |
| $V/cencio \times \ln(td_{k,Vi})$  |  |         |  |         |  | 0,102*  |   |         |   | 0,076*  |
| $Cúcuta \times \ln(td_{k,Cu})$  |  |         |  |         |  | 0,055*  |   |         |   | 0,046*  |
| $Pereira \times \ln(td_{k,Pe})$   |  |         |  |         |  | 0,084*  |   |         |   | 0,070*  |
| $Ibagué \times \ln(td_{k,Ib})$  |  |         |  |         |  | 0,040*  |   |         |   | 0,034*  |
| $R^2$   | 0,362                                  | 0,381   | 0,420                                  |         | 0,409                                  | 0,428   | 0,360                                   | 0,378   | 0,347                                   | 0,346   |
| <b>Tamaño de la muestra</b>   | 569.380                                |         | 183.266                                |         | 300.192                                |         | 110.452                                 |         | 173.701                                 |         |

Nota: las columnas impares corresponden a la ecuación (12) y las pares a la ecuación (13). Fuente: ENH, ECH y GEIH, cálculos propios. \*, ° y † indican estimaciones significativas al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Sin embargo, para cada ciudad la respuesta a la tasa de desempleo del grupo particular es diferente, como ya lo habíamos anotado, lo cual constituye una diferencia con respecto a los trabajos previos en esta área para Colombia. Por ejemplo, observando la última columna del

Cuadro 2 se deduce que la elasticidad estimada del salario a la tasa de desempleo del grupo particular en Bogotá es -0,083 al igual que en Pasto, Cartagena y Montería, ciudades en las que las interacciones con la tasa de desempleo del grupo particular resultaron no significativas. En Medellín, Cali y Pasto la elasticidad es superior y en las demás ciudades la respuesta es inferior. En general, las respuestas consignadas en el panel superior del Cuadro 2 constituyen los valores de referencia de este estudio, como lo resaltaremos en el apartado final.

En el panel inferior se observa una relación negativa entre las tasas de desempleo y de salarios. En estos casos, la suma de los efectos contemporáneos y rezagados de la tasa de desempleo del grupo particular es superior a la respuesta reportada en el panel superior, donde solamente se considera la tasa de desempleo contemporánea. Con todo, los resultados registrados hasta ahora sugieren la existencia de una curva de salarios, lo cual va en línea con los hallazgos previos de Sánchez y Núñez (1998) y Ramos, Duque y Surinach (2009).

Una de las verificaciones que suelen hacerse en el marco de la curva de salarios es su significancia estadística para hombres y mujeres. Motivados por el resultado de Ramos, Duque y Surinach (2009), según el cual la elasticidad de los salarios a la tasa de desempleo para el caso de las mujeres es cero, estimamos la curva de salarios para hombres y para mujeres por aparte. Los resultados aparecen en el Cuadro 3. Como bien señalan estos autores, durante la vigencia de la ECH, cuando se controlan los efectos fijos de las distintas ciudades, no se puede rechazar la hipótesis de que la elasticidad es cero. Sin embargo, en todos los demás casos, sí se puede rechazar, aunque numéricamente hablando las elasticidades de las curvas de salarios de los hombres son superiores a las de las mujeres. Esto sugiere que sus salarios son menos flexibles que los de los hombres.

Como lo advierte Card (1995, pp.788-9) la utilización de la misma tasa de desempleo para los individuos de una ciudad supone varias dificultades. La primera es que los grados de libertad no están determinados realmente por el número de salarios individuales sino que son iguales al producto del número de mercados de trabajo regionales por el número de períodos. La segunda dificultad es que las observaciones de los individuos en el mismo mercado de trabajo tienen un componente común de la varianza que no se explica por sus características individuales ni por la tasa de desempleo local (Blanchflower y Oswald, 1994, p.167). En este caso, el error  $e_{i,j}$  estará correlacionado transversalmente entre los individuos de un mismo mercado y, como resultado, el

error estándar de la respuesta del salario al desempleo estará sesgada hacia abajo en manera importante o, lo que es igual, las pruebas  $t$  estarán sesgadas hacia arriba (Moulton, 1986).

**Cuadro 3. Curva de salarios para empleadas particulares que trabajan al menos 40 horas a la semana. Ecuaciones (10) a (13) por género**

| Variable                                     | ENH<br>Siete ciudades<br>1988:1-2000:4 | ECH<br>Siete ciudades<br>2001:1-2006:6 | ECH<br>Trece ciudades<br>2001:1-2006:6 | GEIH<br>Siete ciudades<br>2006:8-2009:6 | GEIH<br>Trece ciudades<br>2006:8-2009:6 |
|--|--|--|--|---|---|
| <b>Tasa de desempleo de ciudad</b>           |  |  |  |   |   |
| <b>Ecuación (10)</b>                         |  |  |  |   |   |
| <i>Hombres</i>                               | 0,196*                                 | -0,191*                                | -0,010*                                | 0,197*                                  | -0,151*                                 |
| <i>Mujeres</i>                               | -0,109*                                | -0,125*                                | -0,010*                                | -0,127*                                 | -0,101*                                 |
| <b>Ecuación (11)</b>                         |  |  |  |   |   |
| <i>Hombres</i>                               | -0,099*                                | -0,087*                                | -0,091*                                | -0,099*                                 | -0,096*                                 |
| <i>Mujeres</i>                               | -0,053*                                | -0,019                                 | -0,022                                 | -0,021                                  | -0,007                                  |
| <b>Tasa de desempleo de grupo particular</b> |  |  |  |   |   |
| <b>Ecuación (12)</b>                         |  |  |  |   |   |
| <i>Hombres</i>                               | -0,183*                                | -0,119*                                | -0,116*                                | -0,129*                                 | -0,114*                                 |
| <i>Mujeres</i>                               | -0,108*                                | -0,072*                                | -0,056*                                | -0,082*                                 | -0,070*                                 |
| <b>Ecuación (13)</b>                         |  |  |  |   |   |
| <i>Hombres</i>                               | -0,159                                 | -0,168*                                | -0,178                                 | -0,095*                                 | -0,097*                                 |
| <i>Mujeres</i>                               | -0,082*                                | -0,106*                                | -0,111*                                | -0,078*                                 | -0,077*                                 |

Fuente: ENH, ECH y GEIH, cálculos propios. \*, ° y † indican estimaciones significativas al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Para remediar este punto, Blanchflower y Oswald (1994) toman promedios sobre todos los individuos en el mercado  $j$  durante el período  $t$ . Por esta razón, la regresión correspondiente se denomina *cell-mean*. Así, suponiendo que no hay correlación en los determinantes no observados de los salarios entre los mercados, los residuales resultantes no estarán correlacionados entre observaciones y las fórmulas de los errores estándar serán válidas.

En el Cuadro 4 aparecen las estimaciones *cell-mean*, comparables con las especificaciones que incorporan la tasa de desempleo de ciudad [ecuaciones (10) y (11)] y con las que utilizan la tasa de desempleo por grupo [ecuaciones (12) y (13)]. De nuevo, las regresiones que se basan en la tasa de desempleo por grupo reportan las estimaciones más sensatas y comparables con las del Cuadro 2. Como se observa, las elasticidades estimadas varían entre -0,044 y -0,097 en el panel superior y entre -0,08 y -0,11 en el panel inferior.

Sin embargo, en términos prácticos, las estimaciones *cell-mean* pueden adolecer de un sesgo de endogenidad debido a que la tasa de desempleo en un período cualquiera puede también depender de la tasa de salario de la ciudad o del grupo particular. Esa es la principal crítica que surge a este enfoque. Por eso, nosotros retenemos los resultados del Cuadro 2 como los más representativos de esta investigación.

**Cuadro 4. Curva de salarios para empleados particulares que trabajan al menos 40 horas a la semana: regresión *cell-mean*.**

| Variable  | ENH<br>Siete ciudades<br>1988:1-2000:4 |                                    | ECH<br>Siete ciudades<br>2001:1-2006:2 |                                    | ECH<br>Trece ciudades<br>2001:1-2006:2 |                                    | GEIH<br>Siete ciudades<br>2006:8-2009:6 |                                    | GEIH<br>Trece ciudades<br>2006:8-2009:6 |                                    |
|---|--|------------------------------------|--|------------------------------------|--|------------------------------------|---|------------------------------------|---|------------------------------------|
|   | <i>td ciudad</i>                       | <i>td grupo particular -ciudad</i> | <i>td ciudad</i>                       | <i>td grupo particular -ciudad</i> | <i>td ciudad</i>                       | <i>td grupo particular -ciudad</i> | <i>td ciudad</i>                        | <i>td grupo particular -ciudad</i> | <i>td ciudad</i>                        | <i>td grupo particular -ciudad</i> |
| <b>Comparables con las especificaciones de las ecuaciones (10) y (12)</b> |  |                                    |  |                                    |  |                                    |   |                                    |   |                                    |
| <i>ln (td<sub>i</sub>)</i>  | -0,105*                                | <b>-0,096*</b>                     | -0,017                                 | <b>-0,044*</b>                     | 0,010*                                 | <b>-0,059*</b>                     | -0,071                                  | <b>-0,097*</b>                     | -0,103°                                 | <b>-0,092*</b>                     |
| <i>R</i> <sup>2</sup>   | 0,793                                  | 0,867                              | 0,790                                  | 0,843                              | 0,748                                  | 0,820                              | 0,435                                   | 0,667                              | 0,301                                   | 0,559                              |
| <b>Tamaño de la muestra</b>   | 364                                    | 3.795                              | 462                                    | 4.845                              | 858                                    | 8.822                              | 245                                     | 2.648                              | 455                                     | 4.830                              |
| <b>Comparables con las especificaciones de las ecuaciones (11) y (13)</b> |  |                                    |  |                                    |  |                                    |   |                                    |   |                                    |
| <i>ln (td<sub>i</sub>)</i>  | -0,089*                                | <b>-0,087*</b>                     | -0,063                                 | <b>-0,093*</b>                     | -0,074†                                | <b>-0,110*</b>                     | -0,450°                                 | <b>-0,064°</b>                     | -0,461°                                 | <b>-0,080*</b>                     |
| <i>R</i> <sup>2</sup>   | 0,935                                  | 0,899                              | 0,867                                  | 0,870                              | 0,879                                  | 0,845                              | 0,598                                   | 0,018                              | 0,550                                   | 0,601                              |
| <b>Tamaño de la muestra</b>   | 364                                    | 3.795                              | 462                                    | 4.845                              | 858                                    | 8.822                              | 245                                     | 2.647                              | 455                                     | 4.830                              |

Fuente: ENH, ECH y GEIH, cálculos propios. \*, ° y † indican estimaciones significativas al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

## 5. Discusión

Como se planteó en la introducción, el propósito de este estudio contrastar la hipótesis nula de que los salarios reales individuales de los trabajadores del sector privado ('obreros y empleados particulares' que trabajan al menos 40 horas a la semana), son rígidos. La evidencia que se deriva de esta investigación indica que no lo son: los salarios reales en Colombia son tan flexibles como en muchos otros países y, por ello, dicha hipótesis no puede ser aceptada.

Teniendo como piso el salario real que predice la ecuación de Mincer, la cual incorpora elementos asociados a la productividad marginal del trabajador y su costo de oportunidad (como la educación, la experiencia, etc.), se encuentra que el salario real depende de manera inversa de la tasa de desempleo de la región o del grupo poblacional al cual pertenece el individuo.

La relación negativa que se evidencia entre la tasa de salarios por hora y la tasa de desempleo de la región sugiere que en Colombia sí existe una curva de salarios que podría ajustarse al modelo de salarios de eficiencia. Los resultados más sensatos, a nuestro juicio, son los que se estiman utilizando la tasa de desempleo del grupo particular (Cuadro 2). De acuerdo con ellos, la elasticidad de la tasa de salarios a la tasa de desempleo que se estimó en este trabajo se ubica entre -0,086 y -0,093, valores cercanos a los que se obtienen en otros países y a las estimaciones previas en particular las de Ramos, Duque y Surinach (2009).

La existencia de una curva de salarios explicada mediante un modelo de salarios de eficiencia tiene varias implicaciones. La primera es que siempre existirá desempleo para disuadir a los trabajadores de comportarse como holgazanes; este es un resultado del modelo de salarios de eficiencia. La segunda, es que los salarios son flexibles, pero en menor medida que con un

mecanismo de ajuste neoclásico en el que el empleo sufre poco ante choques adversos de demanda. La tercera, que habrá segmentación de los mercados de trabajo desde el punto de vista geográfico ya que los salarios de la ciudad A serán independientes de la tasa de desempleo de la ciudad B. La cuarta implicación es que los salarios reales reaccionarán a la tasa de desempleo regional independientemente de que ésta cambie debido a choques por el lado de la oferta o la demanda de trabajo.

De acuerdo con lo anterior, las regularidades del mercado de trabajo en Colombia deberían reflejar movimientos procíclicos de los salarios regionales ya que a mayor dinamismo de la actividad económica en algunas ciudades, menores tasas de desempleo y mayores salarios<sup>17</sup>. Sin embargo, dado que los salarios son imperfectamente flexibles<sup>18</sup>, los ajustes en los mercados de trabajo locales han impactado con más fuerza el empleo, lo cual es preocupante sobre todo en la fase descendente del ciclo económico.

Las autoridades económicas deberían tener en cuenta las implicaciones de la curva de salarios a la hora de fijar el salario mínimo. En efecto, si ante un aumento de las tasas regionales de desempleo los salarios reales de mercado de las diferentes regiones tienden a caer, cualquier aumento del salario mínimo real hará más difícil la generación de empleo formal de baja calificación, acrecentará la frecuencia con la cual se viola la legislación laboral y aumentará la oferta laboral en el sector informal.

## Referencias

Barsky, R; Solon G. “Real wages over the business cycle”, *NBER Working Paper Series, WP No. 2888*, 1989.

Blanchflower, D.G.; Oswald, A.J. “The Wage Curve”. *The New Palgrave*, 2006.

Blanchflower, D.G.; Oswald, A.J. “The Wage Curve Reloaded”, *NBER Working Paper 11338*, 2005.

Blanchflower, D.G.; Oswald, A.J. “An introduction to the Wage Curve”, *Journal of Economic Perspectives*. Vol. 9, núm. 3, pp.153-167, 1995.

Blanchflower, D.G.; Oswald, A.J. *The wage curve*, MIT Press, Cambridge, MA, 1994.

---

<sup>17</sup> En particular, la covarianza entre los salarios y la tasa de desempleo, una vez tomados en cuenta todos los controles, es igual a la varianza de los salarios reales dividida por el valor estimado de la elasticidad.

<sup>18</sup> A esta falta de flexibilidad ha contribuido, sin duda alguna, la existencia del salario mínimo, cuya incidencia está fuera de cualquier duda.

Borjas, G. *Labor Economics*. McGraw Hill. Harvard University, Boston, MA, 2000.

Bratsberg, B.; Turunen, J. "Wage Curve Evidence from Panel Data", *Economic Letters*, vol. 51, pp. 345-362, 1996.

Card, D., 1995, The Wage Curve: a Review, *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXIII, pp. 785-799.

De Gregorio, J. *Macroeconomía: Teoría y Políticas*, Pearson-Prentice Hall, 2007.

García, P.; Granados, P. "La Curva de Salarios en Chile", Banco Central de Chile, *Working Paper*, 2005.

Heijdra, B. J.; van der Ploeg, F. *Foundations of Modern Macroeconomics*, Oxford University Press, 2002.

Janssens, S.; Konings, J. "One More Wage Curve: The Case of Belgium", *Economic Letters*, vol. 60, pp. 223-227, 1998.

Johnes, G. "The Wage Curve Revisited: Estimates from UK Panel", *Economics Letters*, 94, pp. 414-420, 2007.

Krueger, A.B.; Summers, L.H. "Efficiency wages and the Inter-industry wage structure", *Econometrica*, vol. 56, 2, pp.259-293, 1988.

Kydland, F.E. "Business Cycles and Aggregate Labor Market Fluctuations", en Cooley, T.F. (ed.) *Frontiers of Business Cycle Research*, Princeton University press, New Jersey, pp. 126-156, 1995.

Layard, R.; Nickell, S.; y Jackman, R. "Unemployment: Macroeconomic performance and the labour market", Oxford University Press, New York, 1991.

Mincer, J. *Schooling, Experience, and Earnings*, New York, Columbia University Press, 1974.

Moulton, B.R., 1986, Random group effects and the precision of regression estimates, *Journal of Econometrics*, 32, 385-397.

Shapiro C., y J.E. Stiglitz, 1984, Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device, *American Economic Review*, 74, 3, 433-444.

Shin, D.; Solon, G. New Evidence on Real Wage Cyclicity within Employer-Employer Matches, *NBER Workin Papers series*, No. 12262, 2006.

Solon, B.; Parker, J. Measuring the Cyclicity of Real Wages: How important in composition bias?, *NBER Workin Papers series*, No. 4202, 1992.

Ramos, R.; Duque, J.C.; Surinach, J. "Is The Wage Curve Formal Or Informal? Evidence For Colombia", IREA Working Papers 200918, University of Barcelona, *Research Institute of Applied Economics*, 2009.

Rebitzer, J. B.; Taylor, J. L. "The Consequences of Minimum Wage Laws: Some New Theoretical Ideas", *Journal of Public Economics*, vol. 56, núm. 2, febrero, núm. 56, pp. 245-255, 1995.

Rodríguez, M., "Salarios de eficiencia en un modelo de crecimiento económico", Serie Documentos de Trabajo No 62, Universidad del Rosario, Marzo, 2009.

Sánchez, F.; Nuñez, J. La curva de salarios para Colombia. Estimaciones de las relaciones entre desempleo, la inflación y los ingresos laborales 1984-1996, *Archivos de Macroeconomía*, Documento 80, DNP, Mar, 1998.

Taylor, J. B. "Aggregate Dynamics and Staggered Contracts", *Journal of Political Economy*, vol. 88, nº 1, febrero, pp. 1-23, 1980.

Urrutia, M., "El subempleo en Colombia". *Revista del Banco de la República*, vol. LXXV, 898, pp. 5-23, 2002.