

13 LOS SALARIOS REALES A LO LARGO DEL CICLO ECONÓMICO EN COLOMBIA

Luis Eduardo Arango
Nataly Obando
Carlos Esteban Posada*

La flexibilidad de los salarios y, por ende, su comportamiento a lo largo del ciclo económico han sido objeto de una de las más agudas controversias en economía¹. Así, por ejemplo, Keynes (1939) afirmó: "... La pregunta sobre la influencia de períodos de expansión y depresión en los salarios reales tiene una larga historia". Tal vez, buena parte de las dificultades está en que la verificación de la hipótesis de flexibilidad de los salarios ha sido sensible al método de estimación, especificación, nivel de agregación, longitud del período muestral, frecuencia de los datos, deflactor utilizado [índice de precios al consumidor (IPC), índice de precios del productor (IPP)], pago de horas extras, entre otros. En resumen, la evidencia no ha sido contundente y, por lo mismo, la hipótesis no ha sido generalmente aceptada.

En este trabajo retomamos la pregunta anterior con la motivación de acercarnos a un mayor conocimiento del mercado de trabajo en Colombia y verificar el cumplimiento de algunos planteamientos. En teoría, la mayor flexibilidad de los salarios reales a lo largo del ciclo económico sugiere menor vulnerabilidad de las cantidades demandadas y transadas de fuerza de trabajo tanto en el margen extensivo como en el intensivo.

La hipótesis de flexibilidad de salarios plantea varios interrogantes a los responsables de la política económica. Primero, si aquella no se rechaza, las autoridades podrán preguntarse sobre las características de la curva de Phillips de corto plazo

* Los autores agradecen las sugerencias de Franz Hamann y de un evaluador anónimo, así como las recomendaciones de Luis Eduardo Rojas, el apoyo de Emma Monsalve en materia de información y la asistencia de Iván Andrés Lozada. De igual modo, se agradece a los participantes en los seminarios del Banco de la República en Medellín y Bogotá y en el III Simposio de Investigaciones en Estudios del Trabajo de la Universidad de La Salle.

¹ Abraham y Haltiwanger (1995) dan cuenta del viejo debate sobre el movimiento de los salarios a lo largo del ciclo, y hacen una recolección de los resultados más importantes, las formas como se han hecho las verificaciones y las mayores dificultades en relación con el tema.

en Colombia o cuáles son las condiciones con las que es posible explotar un supuesto *trade-off* entre inflación y desempleo. Segundo, si no se rechaza, explicaciones de salarios rígidos como causantes del desempleo en Colombia tendrían que ser revaluadas e investigar otras causas de desempleo. Tercero, habría que pensar que el salario mínimo podría tener efectos sobre el tamaño de la informalidad laboral, pero poco o ninguno sobre los niveles agregados de ocupación².

Dunlop (1938) sugirió que después de un pico comenzaba una fase del ciclo donde los salarios reales aumentaban y, posteriormente, caían ante la presión de severas reducciones de los salarios nominales. De acuerdo con su evidencia, incrementos en las tasas de salario nominal estaban asociados con incrementos en los salarios reales, mientras que las disminuciones en las tasas de salario nominal estaban asociadas tanto con aumentos como con caídas en los salarios reales (véase, también, Tharshis, 1939). Esa evidencia (que los salarios se movían de forma procíclica³) contradecía la predicción de que los salarios reales eran contracíclicos expuesta, entre otros, por (Keynes, 1936), quien afirmó:

[...]con una determinada organización, equipo y técnica, los salarios reales y el volumen de producción (y por consiguiente del empleo) están relacionados en un sola forma, de tal manera que, en términos generales, un aumento de la ocupación sólo puede ocurrir acompañado de un descenso en la tasa de salarios reales. Así pues, no discuto este hecho vital que los economistas clásicos han considerado (con razón) como irrevocable.

Más adelante, Bodkin (1969), con datos de Canadá y los Estados Unidos, reportó resultados del comportamiento del salario real, durante el período de posguerra, en el sentido de Dunlop y Tarshis. Según él, en los Estados Unidos los salarios están positivamente relacionados con la utilización de la fuerza de trabajo; pero, para el caso de Canadá reportó que son acíclicos. Neftçi (1978), utilizando series de tiempo, encontró una relación entre salarios y empleo que es significativamente diferente de la hallada por Bodkin para los Estados Unidos; es decir, encontró una relación negativa altamente significativa de rezagos distribuidos entre empleo y salarios reales que Sargent (1978) asoció con una demanda de (fuerza de) trabajo dinámica. Neftçi sugirió que el resultado de Bodkin (1969) se debía, en parte, a que éste ignoró el problema de la dinámica.

Geary y Kennan (1982) verificaron la hipótesis de independencia entre empleo y salarios mediante las pruebas S de Haugh y F de Geweke para doce países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) y concluyeron que la relación significativa entre empleo y salario real encontrada

² En Colombia el salario mínimo es cercano a 55% del salario promedio de los asalariados que trabajan cuarenta horas o más a la semana (Arango, Herrera y Posada, 2008, p. 236).

³ Ruggles (1940, p. 149) puso en duda los resultados, además del concepto de salario real utilizado en el estudio de Dunlop (1938) basado en datos de Inglaterra, al señalar que “[...] los estudios realizados hasta ese momento no habían producido ninguna evidencia convincente sobre las interrelaciones entre tasas de salario nominales, costos salariales y bienestar”.

por Neftçi (1978) para los Estados Unidos no es característica regular de los ciclos de negocios en la mayoría de las economías⁴, ni en el caso particular de este país.

Bils (1985), basado en datos de panel⁵ del National Longitudinal Survey (NLS), encontró que los salarios son procíclicos: un aumento de 1 punto porcentual (pp) en la tasa de desempleo está asociado con una disminución en el salario real de entre 1,5% y 2%, y dedujo que la mayor flexibilidad se encuentra para quienes cambian de trabajo. Posteriormente, Barro (1990) y Christiano y Eichenbaum (1992) utilizaron la hipótesis de la elasticidad de sustitución intertemporal para generar salarios reales contracíclicos ante choques fiscales que producen respuestas transitorias en las tasas de interés.

Kydland y Prescott (1982) sustentaron la hipótesis de salarios reales procíclicos con un modelo de ciclos económicos reales. En general, la literatura apoyada en este tipo de modelos, en los que las fluctuaciones de la economía provienen de choques de tecnología, predice salarios altamente procíclicos. En cambio, los modelos nuevo-keynesianos, que incorporan rigideces de diferente índole, predicen salarios mucho menos procíclicos, o, incluso, acíclicos y hasta contracíclicos (más adelante volveremos a este punto).

En el caso de Colombia los salarios a lo largo del ciclo han sido poco estudiados. Prada (2005) presentó un modelo de ciclos reales que no reproduce los hechos del mercado laboral en Colombia “[...]por la falta de un mecanismo de ajuste en el número de personas ocupadas”⁶. Uno de los hechos resaltados por el autor es que las horas promedio trabajadas y el número de trabajadores fluctúan de manera similar⁷. El modelo de Prada sobreestima de manera importante la correlación contemporánea entre el producto y las horas, al igual que la correlación entre aquel y el salario. Bonaldi, González y Rodríguez (2011) argumentaron que las rigideces de salarios son la principal característica que debe incorporar un modelo de equilibrio general dinámico estocástico para poder replicar el comportamiento de las variables agregadas en Colombia.

Arango, Posada y Uribe (2005 y 2006), siguiendo el enfoque de Katz y Murphy (1992), Katz, Autor y Krueger (1998) y Katz y Autor (1999), presentaron evidencia del movimiento de los salarios en Colombia entre 1984 y 2000. Su análisis implicó la tesis de la flexibilidad del salario real relativo, puesto que explicó el

⁴ Los casos más notorios son los de Bélgica, Canadá y Alemania.

⁵ Entre quienes utilizan datos de panel principalmente del Panel Study of Income Dynamics [PSID] para verificar sus hipótesis están Barsky y Solon (1989); Barsky, Solon y Parker (1992); Shin y Solon (2006). Devereux (2001) encontró que los salarios son acíclicos, excepto para los trabajadores que reciben comisiones. Swanson (2007), utilizando información del PSID, encuentra evidencia de prociclicidad de los salarios reales entre 1967 y 1991.

⁶ Según el autor, el modelo no incorpora el margen extensivo. Sin embargo, la función de utilidad empleada no se corresponde con esta afirmación (véanse Hansen, 1985; McCandless, 2008).

⁷ No obstante, como se verá en el apartado 3.5, aquí se reporta que la mayor parte de la varianza del componente cíclico de las horas normalmente trabajadas por los asalariados particulares se explica en mayor medida por la volatilidad en el margen extensivo.

comportamiento del salario de la mano de obra calificada en relación con el de la no calificada con base en los desplazamientos de oferta y demanda relativas de mano de obra. Los autores concluyeron que el salario de los trabajadores más calificados se incrementó con respecto al de los menos calificados.

La curva de salarios suele ser un medio de verificación de la flexibilidad de salarios (véase Blanchflower y Oswald, 1994). En Colombia se han hecho tres aplicaciones recientes con las cuales se ha verificado la sensibilidad de los salarios individuales a la tasa de desempleo local: la elasticidad promedio de la tasa de salario a la tasa de desempleo oscila alrededor de $-0,1$ (véanse; Sánchez y J. Núñez, 1998; Ramos, Duque y Surinach, 2009; Arango, Obando y Posada, 2010). Los resultados de estas investigaciones no dejan duda sobre la flexibilidad de los salarios y su correlación con la tasa de desempleo. Pese a que el signo de los coeficientes es negativo y significativo, Blanchflower y Oswald (1994) no asocian los movimientos del salario únicamente con el ciclo económico; también lo hacen con el componente permanente de la misma (la tasa natural o la tasa de desempleo que no acelera la inflación, Nairu por su sigla en inglés)⁸.

Otra corriente de literatura ha verificado los determinantes del nivel y de las variaciones de los salarios nominales mediante encuestas a empresas. En Colombia investigaciones como estas han sido llevadas a cabo por Iregui, Melo y Ramírez (2010a y b), para quienes existe evidencia de rigidez a la baja de los salarios nominales. Según las autoras, una de las razones principales que la explica es la menor exposición al riesgo, por parte de las firmas, de perder mano de obra experimentada y muy productiva durante los períodos de contracción de la actividad económica. Los mecanismos mediante los cuales los salarios nominales se hacen rígidos a la baja son los contratos permanentes, las negociaciones colectivas y las estructuras salariales predefinidas (véase, también, Iregui, Melo y Ramírez, 2009). Una de las implicaciones de estos resultados es que los salarios reales son contracíclicos ante choques a la demanda de trabajo. Esta implicación no es refrendada por la evidencia que presentamos en este trabajo.

El objetivo de este artículo es presentar evidencia de la flexibilidad o rigidez de los salarios reales a lo largo del ciclo económico en Colombia y plantear posibles explicaciones a las regularidades observadas mediante la introducción de choques de tecnología, que se transmiten al mercado de trabajo por medio de la demanda de (fuerza de) trabajo, y choques al ingreso no laboral que afectan el salario de reserva y que se transmiten al mercado de trabajo mediante la oferta laboral. Para establecer dichas regularidades, además de la definición de ciclo derivada de Alfonso, Arango, Arias y Pulido (2011), también utilizamos una amplia variedad de metodologías entre las que se destacan Neftçi (1978), Geary y Kennan (1982), y Barsky y Solon (1989). La racionalización de las regularidades empíricas se hace mediante un modelo de equilibrio general, en extremo sencillo, que incorpora los choques mencionados.

⁸ Blanchard y Katz (1997) presentan variantes a las estimaciones de la curva de salarios modificando la variable correspondiente al salario. Su evidencia favorece la hipótesis de flexibilidad de los salarios reales.

Además de la presente introducción, este documento contiene tres secciones. La primera explica, desde el punto de vista teórico, los tipos de movimientos de salarios y empleo que se pueden presentar en el mercado de trabajo ante diferentes choques. La segunda sección presenta evidencia sobre los movimientos de los salarios a lo largo del ciclo utilizando diferentes enfoques empíricos. La tercera expone un modelo de equilibrio general que logra replicar y, por ende, interpretar la evidencia obtenida para Colombia. La sección final presenta las conclusiones.

1. MOVIMIENTOS DE LOS SALARIOS

Arango, Posada y Uribe (2005) presentaron evidencia sobre la ocurrencia simultánea de choques de oferta y demanda de mano de obra relativa, lo cual implica que determinar el carácter procíclico o contracíclico de los salarios reales puede ser una tarea difícil en Colombia. El Cuadro 13.1 reproduce uno de los resultados más importantes de ese trabajo y muestra como, para distintos subperíodos, entre 1984 y 2000 se presentaron cambios en los salarios relativos causados por movimientos de las curva de oferta y curva de demanda de mano de obra relativa para diferentes valores de la elasticidad de sustitución entre mano de obra calificada y no calificada. Los datos del Cuadro 13.1 implican que es usual que se muevan ambas curvas.

Cuadro 13.1: Cambios en el salario de calificados en relación con el de los no calificados

Período	Cambio en salario relativo	Cambio en oferta relativa	Cambios en la demanda relativa según distintos valores de la elasticidad de sustitución				
			1,0	1,1	1,2	1,5	2,0
1984:I-1988:I	-1,17	2,28	1,12	1,00	0,88	0,53	-0,05
1988:II-1992:II	-0,65	6,19	5,54	5,47	5,41	5,21	4,89
1992:III-1996:III	4,02	1,52	5,54	5,94	6,34	7,55	9,56
1996:IV-1998:IV	3,18	14,66	17,84	18,16	18,48	19,43	21,02
1999:I-2000:IV	-3,48	-0,50	-3,99	-4,33	-4,68	-5,73	-7,47
1984:I-1998:IV	1,26	5,23	6,49	6,62	6,74	7,12	7,75
1984:I-2000:IV	0,67	4,51	5,18	5,25	5,31	5,51	5,85

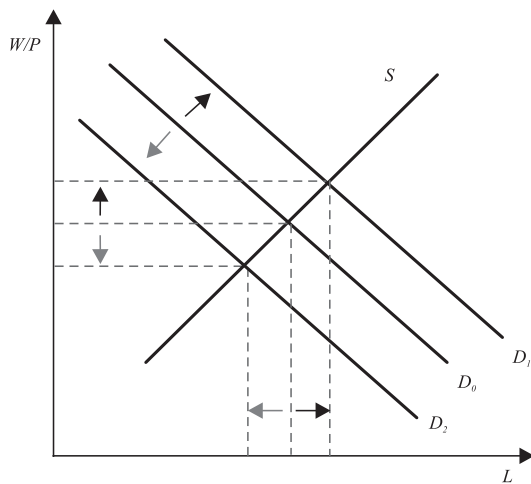
Fuente: Arango, Posada y Uribe (2005 y 2006).

Según lo anterior, encontrar asociación entre los movimientos de los salarios y el empleo o el producto puede conllevar ciertas dificultades. El Diagrama 13.1 ilustra algunas de ellas. En el panel A, ante choques que afectan la demanda de trabajo, dada una función de oferta de trabajo con pendiente positiva, los salarios y el empleo se moverán en el mismo sentido; es decir, serán procíclicos (como en los períodos: 1992:III-1996:III, 1996:IV-1998:IV, 1999:I-2000:IV, 1984:I-1998:IV, y 1984:I-2000:IV, del Cuadro 13.1). La magnitud de las correlaciones entre empleo y salarios dependerá de la elasticidad de la oferta de trabajo: en la medida en que esta sea más baja mayor será la respuesta del salario real y menor la del empleo.

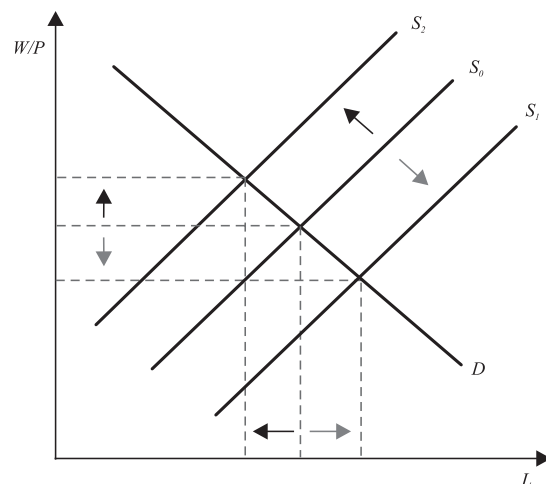
El panel B muestra que cuando los choques afectan la oferta laboral (por ejemplo, debido a movimientos en el salario de reserva), los salarios se muestran contracíclicos (como en los períodos: 1984:I-1988:I y 1988:II-1992:II del Cuadro 13.1). Ante un aumento de la oferta, los salarios se reducen, el empleo aumenta y, por ende, el producto. La magnitud de la respuesta de los salarios dependerá de la elasticidad de la demanda de trabajo: a mayor elasticidad, menor el cambio en los salarios y mayor el cambio en el empleo. Sin embargo, debe ser claro que los movimientos de la oferta de trabajo son importantes para determinar el carácter cíclico del salario real a lo largo del ciclo.

Diagrama 13.1: Movimiento en los salarios y el empleo

A. Cambios de la demanda de trabajo: salarios procíclicos



B. Cambios de la oferta de trabajo: salarios contracíclicos



El efecto de choques de productividad sobre el empleo ha sido objeto de debate reciente. Galí (1999) presentó evidencia de que los choques de productividad llevaban a una caída de corto plazo en el empleo medido por horas. Este resultado es evidencia, según el autor, de que los precios son pegajosos (*sticky*)⁹. Apoyados en dos modelos de precios flexibles, uno similar al de Jermann (1998) y otro con choques tecnológicos ahorradores de trabajo con tecnología tipo Leontief (Francis y Ramey, 2003), producen los mismos resultados ante choques tecnológicos. Por ello ponen en duda las predicciones de los modelos de ciclo económico real, según los cuales los choques tecnológicos generan comovimientos de producto, horas y productividad.

⁹ Por ejemplo, como explican Francis y Ramey (2003), después de un choque positivo de productividad, el *mark-up* de las firmas aumenta, hay una mayor *cuña* entre la productividad marginal y el salario real; debido a que se espera que con el paso del tiempo dicha *cuña* se reduzca, implícitamente se está esperando que los salarios reales aumenten en el futuro de manera que, por razones de sustitución intertemporal, la oferta de trabajo disminuye en el corto plazo.

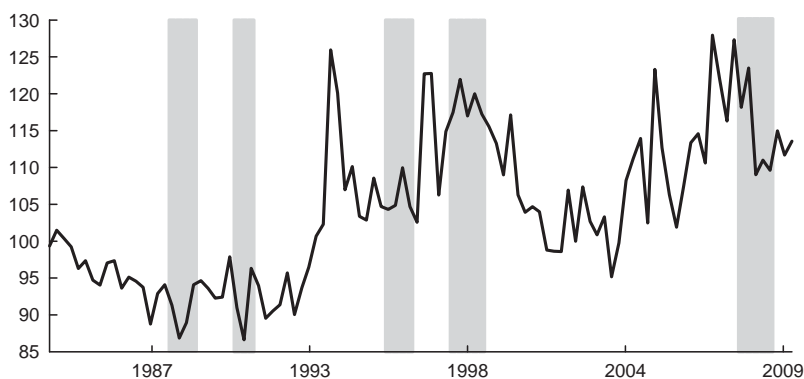
2. REGULARIDADES DEL SALARIO REAL EN COLOMBIA

En esta sección se presentan las regularidades del caso colombiano basadas, en primera instancia, en una definición explícita de ciclo económico y, en segunda instancia, en algunas de las pruebas más convencionales, como son las de Neftçi (1978), Geary y Kennan (1982), Barsky y Solon (1989) y la estimación de correlaciones simples entre los componentes transitorios del salario real y el empleo.

2.1. Salarios reales y ciclo económico

El Gráfico 13.1 muestra el comportamiento del salario real por hora de los asalariados que trabajan cuarenta horas o más a la semana entre 1984 y 2009; no se incluyen los salarios de los servidores públicos ni los del servicio doméstico; tampoco, los ingresos laborales de los patrones o empleadores ni los de los trabajadores auto-ocupados (“cuenta-propia”).

Gráfico 13.1: Comportamiento de los salarios reales por hora a lo largo del ciclo, 1984-2009



Nota: la serie de salarios corresponde al índice del logaritmo del salario real por hora.
Fuente: DANE (ENH, ECH y GEIH); la cronología fue tomada de Alfonso *et al.* (2011); cálculos de los autores.

El objetivo del Gráfico 13.1 es detectar la existencia de algún patrón de comportamiento de los salarios reales en las expansiones o recesiones de la economía colombiana, definidas, en el sentido clásico del National Bureau of Economic Research (*NBER*), por Alfonso, Arango, Arias y Pulido (2011); esto es, sin descomponer las series utilizadas para la cronología en sus componentes transitorio y permanente.

La inspección visual del Gráfico 13.1 no revela patrón alguno en ninguna de las fases del ciclo, ya que durante los cinco episodios de recesión registrados allí (zonas grises) los salarios reales tuvieron movimientos al alza y a la baja, al igual que en las fases de expansión (zonas blancas). En síntesis, el Gráfico 13.1 no sugiere que los salarios reales tengan un comportamiento sistemático o regular a lo largo del ciclo económico ni tampoco que sean rígidos. Sugiere, en cambio, que en el largo plazo los salarios tienen un comportamiento creciente.

2.2. Salarios reales, empleo y desempleo

La literatura reciente sobre salarios reales a lo largo del ciclo económico ha tenido como referentes, entre otros, los trabajos de Neftçi (1978), Geary y Kennan (1982), Bils (1985), Barsky y Solon (1989) y Swanson (2007). En este trabajo se construyen las regularidades colombianas mediante ejercicios similares a los realizados en algunos de estos trabajos. Utilizamos información de las encuestas de hogares del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) entre 1984-2009. Calculamos el salario real medio por hora (eliminando los valores ubicados en los extremos 0,1% superior e inferior de la distribución de salarios de cada etapa) y la ocupación de los asalariados privados que trabajan más de cuarenta horas a la semana, clasificándolos de tres maneras diferentes: i) por frecuencia de los datos, período muestral y cobertura: trimestral para siete ciudades desde 1984, y mensual para trece ciudades desde 2001; ii) por nivel educativo: cero a cinco años, seis a once, doce a catorce y más de quince años de educación, y iii) por sector de la producción (agricultura; comercio; construcción; electricidad, gas y agua; financiero e inmobiliario; industria; minería; servicios; y, transporte¹⁰). Las medias de los salarios por hora¹¹ fueron deflactadas utilizando tanto el IPP como el IPC (diciembre de 2008 = 100). Finalmente, las variaciones en los salarios, el empleo o la tasa de desempleo se calcularon en términos mensuales, trimestrales y anuales. Las estimaciones que se presentan a continuación también fueron realizadas utilizando el salario mediano y los resultados aparecen en el Anexo 1 en el mismo orden del texto principal.

Un primer enfoque para verificar el comportamiento de los salarios a lo largo del ciclo y establecer las posibles regularidades se basa en Neftçi (1978); este consiste en utilizar representaciones estocásticas como:

$$w(t) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} \beta_1(k)L(t-k) + \sum_{k=0}^{\infty} \beta_2(k)\varepsilon_1(t-k) \quad (13.1)$$

y,

$$L(t) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} \alpha_1(k)w(t-k) + \sum_{k=0}^{\infty} \alpha_2(k)\varepsilon_2(t-k) \quad (13.2)$$

siendo w la tasa de salario y L el empleo, medido en nuestro caso por las personas ocupadas en el sector privado (particulares) que trabajan cuarenta horas o más a

¹⁰ Las clasificaciones ii) y iii) se llevaron a cabo para reducir el “sesgo de composición” (véase Stockman, 1986; Barsky y Solon, 1989), según el cual los salarios bajos pueden tener una menor ponderación en la suma total de salarios durante una depresión, y más peso en expansión, lo que genera un sesgo a que el salario medio sea contracíclico. De igual manera, los salarios de algunos sectores más sensibles al ciclo económico (como el de la producción de bienes durables) pueden perder importancia en el agregado durante las fases de recesión.

¹¹ Nos referimos a *horas normalmente trabajadas*, aunque los resultados no cambian si se utilizan las *horas trabajadas durante la última semana*.

la semana. Las variables aleatorias ε_1 y ε_2 se suponen estacionarias, no correlacionadas serialmente, de varianza constante (finita) y valor esperado igual a cero. Las pruebas de Neftçi (1978) se limitan a verificar la significancia y el signo de la suma de los coeficientes $\beta_1(k)$ y $\alpha_1(k)$. Si los coeficientes, en general, son significativos, los salarios serán flexibles. Si la suma es positiva, en el caso de la ecuación 13.1, los salarios serán procíclicos; de lo contrario serán contracíclicos.

Sin embargo, si no se encuentra evidencia para rechazar la hipótesis nula $H_0 : \beta_1(k) = 0$, los salarios aún podrían ser flexibles, ya que es posible que movimientos simultáneos de oferta y demanda de trabajo generen un resultado que es observacionalmente equivalente a unos salarios rígidos, como ocurre en el Diagrama 13.2. El panel A presenta expansiones simultáneas de demanda y oferta de trabajo que generan un incremento en el empleo sin mayores cambios en el salario real. El panel B muestra contracciones de ambas curvas que producen una variación en el empleo con pequeños cambios en el salario real¹²; podría tratarse de un caso de *trabajador desanimado*. Los paneles C y D representan movimientos contrarios de oferta y demanda de trabajo, que bien podrían asociarse con *efectos de trabajador adicional*.

Para el caso de las trece ciudades, movimientos de las curvas de oferta y demanda de trabajo como los del panel A del Diagrama 13.2 se observan en el Gráfico 13.2, donde aparecen movimientos simultáneos de oferta y demanda de trabajo (cuyas *proxies* son, respectivamente, las tasas de participación y de ocupación).

Una prueba complementaria, siguiendo con Neftçi (1978), consistió en modificar la variable mediante la cual se captura el componente cíclico, incluyendo, en lugar del empleo, la tasa de desempleo. En este caso las regresiones asociadas son:

$$w(t) = \sum_{j=-\infty}^{\infty} \lambda_1(j)u(t-j) + \sum_{j=0}^{\infty} \lambda_2(j)\varepsilon_1(t-j) \quad (13.3)$$

y,

$$u(t) = \sum_{j=-\infty}^{\infty} \gamma_1(j)w(t-j) + \sum_{s=0}^{\infty} \gamma_2(j)\varepsilon_2(t-j) \quad (13.4)$$

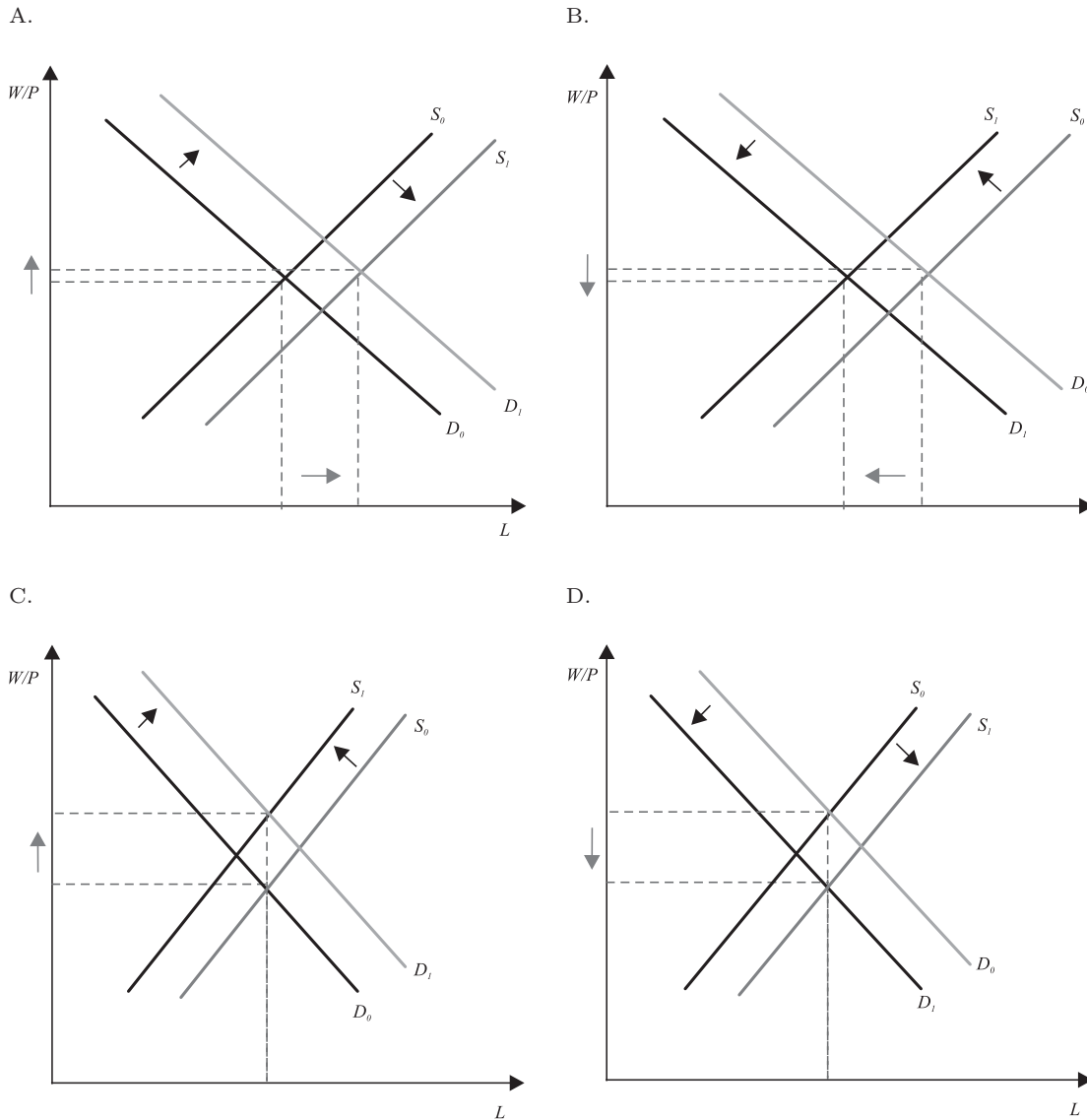
siendo u la tasa de desempleo. En estas circunstancias, la prociclicidad de los salarios implicará que la suma de los coeficientes $\lambda_1(k)$ y $\gamma_1(k)$ es de signo negativo, sugiriendo, en el primer caso, que a mayor desempleo menores serán los salarios.

Los resultados de las pruebas tipo Neftçi (1978) aparecen en el Cuadro 13.2; en la primera parte, para siete ciudades, y en la segunda parte, para trece ciudades. Las dos primeras columnas identifican la suma de coeficientes cuando los salarios se deflactan utilizando IPC e IPP. De acuerdo con los resultados, el salario real parece más flexible cuando se deflacta con el IPP que con el IPC tanto para el

¹² En sentido estricto, cuando estos son los casos, estamos hablando de problemas de identificación de las curvas de oferta y demanda de trabajo.

agregado como para los grupos de escolaridad y sector económico¹³. En cualquier caso, cuando hay evidencia de flexibilidad, los salarios parecen ser procíclicos.

Diagrama 13.2: Movimientos simultáneos de oferta y demanda de trabajo que producen baja correlación entre salarios y empleo, con salarios flexibles

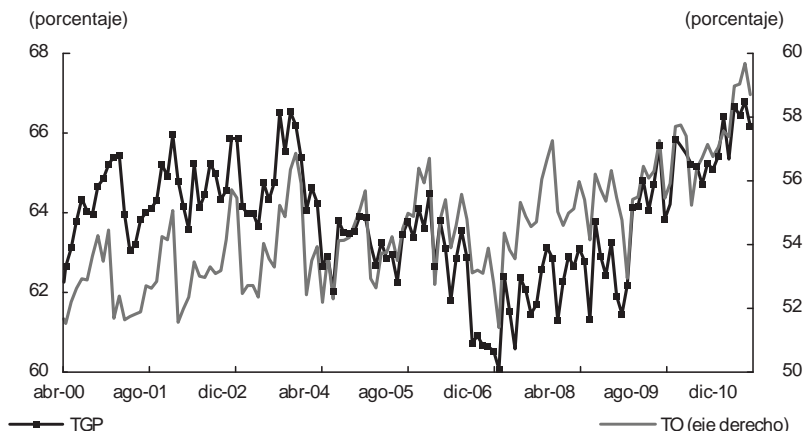


Los resultados de la columna (3) sobre flexibilidad de salarios no son contundentes. Son pocas las sumas de los coeficientes $\lambda_1(k)$ estadísticamente significativas.

¹³ Como se mencionó, cuando la suma de los coeficientes $\beta_1(k)$ [ecuación 13.1 y columna (1) del Cuadro 13.2] no es estadísticamente diferente de cero, los salarios reales pueden ser o bien rígidos o flexibles con choques de oferta y demanda de trabajo simultáneos, como los del Diagrama 13.2.

Sin embargo, la tasa de salarios sí afecta la tasa de desempleo [columna (4)]. La evidencia para trece ciudades, continuación del Cuadro 13.2, es similar a la de siete.

Gráfico 13.2: Tasa de participación y ocupación en trece ciudades.



Fuente: DANE (ECH y GEIH); cálculos de los autores.

La falta de significancia de la suma de coeficientes podría estar sugiriendo que los salarios son rígidos o que, por el contrario, son flexibles pero que los movimientos simultáneos de las funciones de oferta y demanda (Gráfico 13.2) los hacen parecer así.

Un segundo enfoque para establecer las regularidades en Colombia es la prueba de independencia de Haugh, utilizada por Geary y Kennan (1982). Dicha prueba plantea, en primera instancia, la estimación de las regresiones:

$$\Delta \ln(w) = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 D_1 + \beta_3 D_2 + \beta_4 D_3 + \mu_w \quad (13.5)$$

y,

$$\Delta \ln(L) = \beta_0' + \beta_1' t + \beta_2' D_1 + \beta_3' D_2 + \beta_4' D_3 + \mu_L \quad (13.6)$$

siendo t la tendencia temporal y $D_i, i = 1, 2, 3$, variables *dummies*. Amparados por el supuesto de estacionaridad de $\Delta \ln(w)$ y $\Delta \ln(L)$, se ajusta un modelo autorregresivo de orden 10 para estimar las innovaciones de cada serie. Esto es:

$$\hat{\mu}_{w_t} = \sum_{k=1}^{10} \rho_k \hat{\mu}_{w_{(t-k)}} \quad y \quad \hat{\mu}_{L_t} = \sum_{j=1}^{10} \rho_j \hat{\mu}_{L_{(t-j)}}$$

De las correlaciones cruzadas de las innovaciones estimadas se computa el estadístico:

$$S \equiv n \sum_{k=-10}^{10} \hat{r}(k)^2 \quad (13.7)$$

Cuadro 13.2: Prueba de Neftçi: suma de coeficientes $\hat{\beta}_1, \hat{\alpha}_1, \hat{\lambda}_1$ y $\hat{\gamma}_1$ en las regresiones (1) a (4), salario mediano, siete ciudades

Modelo	(1) $w = f(L)$		(2) $L = g(w)$		(3) $w = h(u)$		(4) $u = z(w)$	
	IPC	IPP	IPC	IPP	IPC	IPP	IPC	IPP
Mediana	0,071 (0,044)	0,146** (0,074)	0,875 (0,444)	-0,140 (0,182)	-0,001** (0,002)	0,003 (0,002)	0,972*** (0,091)	0,997*** (0,045)
Años de educación								
Cero a cinco	0,001 (0,048)	0,081 (0,056)	-0,002 (0,411)	-0,357 (0,230)	-0,002 (0,002)	0,003 (0,002)	0,971*** (0,073)	0,991*** (0,054)
Seis a once	-0,030 (0,040)	0,128* (0,070)	-0,385 (0,557)	-0,055 (0,196)	0,000 (0,002)	0,004** (0,002)	0,961*** (0,106)	0,999*** (0,046)
Doce a catorce	1,766*** (0,069)	1,784*** (0,086)	0,509*** (0,034)	0,542*** (0,036)	-0,002*** (0,004)	-0,002 (0,004)	0,987*** (0,030)	1,047*** (0,039)
Quince o más	0,054 (0,078)	0,213 (0,122)	-0,330 (0,246)	-0,128 (0,114)	0,009*** (0,002)	0,013*** (0,003)	0,914*** (0,135)	1,011*** (0,071)
Sector económico								
Agricultura	-0,241*** (0,065)	-0,480*** (0,064)	-0,881* (0,472)	-1,634*** (0,334)	-0,002 (0,003)	0,002 (0,003)	0,957*** (0,125)	0,959*** (0,116)
Comercio	0,122 (0,038)	0,110*** (0,070)	1,781*** (0,516)	-0,392** (0,196)	-0,003*** (0,001)	0,002 (0,002)	0,939*** (0,120)	0,998*** (0,050)
Construcción	0,141*** (0,019)	0,136*** (0,038)	2,998*** (0,504)	-0,066 (0,297)	-0,007*** (0,002)	-0,003 (0,003)	1,018*** (0,094)	1,003*** (0,050)
Electricidad, gas y agua	0,056 (0,096)	0,295*** (0,098)	0,325 (0,427)	1,235*** (0,271)	0,003 (0,009)	0,008 (0,010)	0,523* (0,284)	0,779*** (0,208)
Financiero e inmobiliario	0,351*** (0,062)	0,558*** (0,098)	1,238*** (0,238)	0,347** (0,136)	-0,001 (0,003)	0,004 (0,004)	0,916*** (0,100)	0,974*** (0,058)
Industria	-0,039 (0,042)	-0,063 (0,058)	-0,380 (0,464)	-0,788*** (0,191)	0,000 (0,002)	0,005** (0,002)	0,949*** (0,084)	0,986*** (0,043)
Minería	0,120 (0,321)	0,172 (0,328)	-0,448* (0,261)	-0,334* (0,183)	0,010 (0,019)	0,015 (0,019)	-0,145 (0,409)	0,449 (0,294)
Servicios	-0,007 (0,045)	0,215*** (0,070)	0,211 (0,526)	0,575** (0,263)	0,000 (0,002)	0,005 (0,003)	0,985*** (0,113)	0,994*** (0,061)
Transporte	0,238*** (0,049)	0,345*** (0,075)	2,236*** (0,321)	0,307*** (0,195)	-0,007 (0,002)	-0,003 (0,003)	0,885*** (0,119)	1,005*** (0,038)

Nota: *, ** y *** denota significancia a 10 %, 5 % y 1 %, respectivamente.
Fuente: DANE (ECH y GEIH); cálculos de los autores.

Cuadro 13.2: Prueba de Neftçi: suma de coeficientes $\hat{\beta}_1, \hat{\alpha}_1, \hat{\lambda}_1$ y $\hat{\gamma}_1$ en las regresiones (1) a (4), salario mediano, trece ciudades (continuación)

Modelo	(1) $w = f(L)$		(2) $L = g(w)$		(3) $w = h(u)$		(4) $u = z(w)$	
	IPC	IPP	IPC	IPP	IPC	IPP	IPC	IPP
Mediana	0,09 (0,063)	0,142*** (0,072)	4,260*** (0,794)	0,972** (0,394)	-0,002 (0,004)	0,001 (0,005)	-59,532*** (15,089)	-0,261 (7,435)
Años de educación								
Cero a cinco	0,180** (0,073)	0,209** (0,083)	0,731** (0,419)	0,276 (0,273)	-0,005 (0,005)	-0,002 (0,006)	-0,229 (4,804)	2,156 (3,247)
Seis a once	0,112 (0,085)	0,194*** (0,061)	1,435*** (0,321)	1,499*** (0,326)	-0,002 (0,005)	0 (0,004)	-8,042 (6,084)	2,354 (6,162)
Doce a catorce	0,006 (0,065)	0,069 (0,076)	-0,191 (0,665)	-0,141 (0,428)	0,003 (0,006)	0,006 (0,007)	9,635 (6,038)	7,432* (3,942)
Quince o más	-0,122 (0,11)	-0,132 (0,119)	-0,741** (0,37)	-0,554* (0,288)	0,015 (0,01)	0,018 (0,011)	14,640*** (3,42)	10,827*** (2,716)
Sector económico								
Agricultura	-0,036 (0,078)	-0,107 (0,08)	-1,601** (0,749)	-1,818*** (0,629)	-0,017 (0,011)	-0,014 (0,012)	-13,775*** (3,492)	-7,703** (3,089)
Comercio	0,144* (0,082)	0,316*** (0,087)	2,133*** (0,382)	1,869*** (0,309)	-0,007 (0,005)	-0,004 (0,005)	-23,286*** (7,116)	-7,392 (5,837)
Construcción	0,076 (0,073)	0,059 (0,044)	1,565*** (0,593)	0,651 (0,488)	-0,009 (0,007)	-0,007* (0,004)	-11,282** (4,893)	-3,723 (4,025)
Electricidad, gas y agua	0,162 (0,228)	0,284* (0,153)	0,479 (0,543)	0,324 (0,486)	0,001 (0,027)	0,006 (0,018)	0,544 (2,134)	2,176 (1,87)
Financiero e inmobiliario	0,351** (0,147)	0,512*** (0,157)	1,421*** (0,333)	0,990*** (0,253)	-0,013 (0,009)	-0,009 (0,009)	-9,902** (4,331)	-2,832 (3,29)
Industria	0,043 (0,06)	0,057 (0,064)	2,803** (1,097)	0,029 (0,663)	-0,001 (0,004)	0,002 (0,005)	-41,240*** (14,564)	1,179 (8,994)
Minería	-0,043 (0,433)	-0,093 (0,434)	0,002 (0,212)	-0,018 (0,206)	0,102 (0,067)	0,105 (0,067)	1,403** (0,609)	1,412** (0,594)
Servicios	-0,03 (0,086)	0,015 (0,093)	-0,029 (0,572)	-0,154 (0,445)	0 (0,007)	0,003 (0,008)	-9,957 (6,292)	-1,14 (5,019)
Transporte	0,119* (0,065)	0,155*** (0,045)	2,366*** (0,626)	2,341*** (0,591)	-0,007 (0,007)	-0,004 (0,005)	-33,231*** (4,777)	-17,999*** (5,341)

Nota: *, **, y *** denota significancia a 10 %, 5 % y 1 %, respectivamente.
Fuente: DANE (ECH y GEIH); cálculos de los autores.

Cuadro 13.3: Prueba de independencia de Haugh, salario mediano

Dimensión	Siete ciudades			Trece ciudades		
	Variación anual IPC	IPP	Variación trimestral IPC	Variación anual IPC	IPP	Variación mensual IPC
Mediana	18,09	18,89	13,62	34,68*	38,69**	19,87
Cero a cinco	16,26	16,15	16,8	20,89	25,26	14,23
Seis a once	110,36***	107,25***	99,66***	20,69	21,16	15,73
Doce a catorce	27,35	28,05	24,57	36,73**	36,72**	24,51
Quince o más	21,06	18,59	23,59	32,99**	46,95***	22,04
Años de educación						
Sector económico						
Agricultura	27,97	36,46**	22,09	27,14	25,42	16,58
Comercio	33,46**	30,17*	33,27**	36,42**	31,27*	27,09
Construcción	27,57	30,13*	27,18	22,22	34,82**	16,17
Electricidad, gas y agua	40,03***	41,11***	27,95	23,34	23,55	25,52
Financiero e inmobiliario	40,66***	42,60***	32,68**	40,17***	38,34**	30,31*
Industria	22,66	18,38	16,01	37,03**	41,65***	17,56
Minería	27,26	26,65	32,89**	33,15**	33,86**	24,27
Servicios	18,79	21,44	19,57	19,15	18,98	16,73
Transporte	26,06	29,37	26,58	32,57*	33,80**	28,37

Nota: *, ** y *** denota significancia a 10 %, 5 % y 1 %, respectivamente. Los valores críticos son: S = 90 %: 29, 6151; S = 95 %: 32,6706; S = 99 %: 38,9321.

Fuente: DANE (ECH y GEIH); cálculos de los autores.

Si las innovaciones estimadas están correlacionadas, entonces los salarios no son independientes del ciclo (aproximando el indicador del ciclo mediante el empleo), por lo que serán flexibles. Los resultados de esta prueba, que aparecen en el Cuadro 13.3, sugieren que los salarios de las personas de seis a once años de educación no son independientes de la intensidad de la actividad económica, al igual que el de las personas vinculadas a los sectores comercio y financiero e inmobiliario. De nuevo, la falta de significancia del estadístico s puede corresponder a un caso de salarios flexibles con movimientos simultáneos de las curvas de oferta y demanda de trabajo.

Un último enfoque para encontrar evidencia de flexibilidad o inflexibilidad se basa en Barsky y Solon (1989). En este trabajo los autores estimaron una regresión de la forma¹⁴:

$$\Delta \ln(w_t) = \beta_1 + \beta_2 t + \beta_3 \Delta u_t + v_t \quad (13.8)$$

en la que w es el salario real, t el tiempo, u la tasa de desempleo y v las perturbaciones. Desde esta perspectiva, el ciclo económico se captura mediante las variaciones en la tasa de desempleo; si el coeficiente estimado es distinto de 0 ($\hat{\beta}_3 \neq 0$, sin importar la magnitud) los salarios serán flexibles; si el coeficiente es negativo ($\hat{\beta}_3 < 0$) los salarios serán procíclicos; en caso contrario ($\hat{\beta}_3 > 0$) serán contracíclicos.

El Cuadro 13.4 presenta los resultados de ese ejercicio para Colombia, donde se reporta evidencia de que existen salarios reales flexibles, por ejemplo, en el caso de trece ciudades cuando se deflactan con el IPP. Los salarios de las personas que tienen once años o menos de educación son flexibles, así como los de quienes trabajan en los sectores de la construcción y el comercio. Obsérvese que cuando los coeficientes son significativos tienen signo negativo, lo que corresponde al caso de los salarios procíclicos.

La evidencia que se desprende de la prueba de Barsky y Solon (1989) no es contundente sobre la flexibilidad de los salarios reales entre 1984 y 2010. A juzgar por la baja significancia estadística de la gran mayoría de los coeficientes $\hat{\beta}_3$ estimados, estos no parecen sugerir una alta relación entre el salario y la tasa de desempleo, hecho que se puede interpretar como el caso de salarios rígidos, o bien, como el caso de salarios flexibles con movimientos simultáneos de demanda y oferta de trabajo.

¹⁴ Similar a una de la utilizadas por Swanson (2007).

Cuadro 13.4: Prueba de Barsky-solon: coeficiente $\hat{\beta}_3$ de la regresión (8), salario mediano

Variación del salario real mediano por hora	Siete ciudades			Trece ciudades			
	Variación anual IPC	Variación anual IPP	Variación trimestral IPC	Variación anual IPP	Variación trimestral IPC	Variación mensual IPP	
Mediano	-0,061 (0,063)	-0,031 (0,074)	-0,104 (0,112)	-0,11 (0,123)	-0,186 (0,118)	-0,274** (0,124)	-0,244 (0,194)
Cero a cinco	-0,083* (0,046)	-0,053 (0,058)	-0,119 (0,082)	-0,124 (0,081)	-0,215*** (0,076)	-0,312*** (0,085)	0,178 (0,13)
Seis a once	-0,052 (0,033)	-0,024 (0,053)	-0,046 (0,038)	-0,072 (0,071)	-0,133** (0,054)	-0,234*** (0,059)	0 (0,057)
Doce a catorce	-0,076 (0,075)	-0,046 (0,082)	-0,098 (0,147)	-0,098 (0,152)	-0,05 (0,12)	-0,151 (0,128)	0,043 (0,205)
Quince o más	-0,041 (0,091)	-0,011 (0,102)	-0,021 (0,187)	-0,027 (0,188)	-0,062 (0,182)	-0,15 (0,188)	-0,21 (0,325)
Años de educación							
Sector económico							
Agricultura	0,198 (0,223)	0,228 (0,228)	-0,19 (0,463)	-0,216 (0,471)	0,518 (0,45)	0,43 (0,449)	-0,223 (0,783)
Comercio	-0,144** (0,061)	-0,114 (0,072)	-0,17 (0,136)	-0,176 (0,128)	-0,360*** (0,138)	-0,447*** (0,14)	-0,07 (0,259)
Construcción	-0,202* (0,106)	-0,172 (0,113)	-0,463** (0,208)	-0,469** (0,211)	-0,640*** (0,205)	-0,728*** (0,203)	-0,196 (0,357)
Electricidad, gas y agua	-0,288 (0,272)	-0,265 (0,283)	-1,270** (0,577)	-1,521** (0,678)	-0,302 (0,583)	-0,165 (0,546)	-0,372 (1,115)
Financiero e inmobiliario	-0,162 (0,102)	-0,132 (0,108)	-0,032 (0,203)	-0,033 (0,208)	-0,286 (0,246)	-0,374 (0,251)	-0,589* (0,353)
Industria	0,015 (0,053)	0,048 (0,062)	-0,028 (0,069)	-0,012 (0,066)	-0,191 (0,144)	-0,288** (0,144)	0,109 (0,256)
Minería	-0,067 (0,356)	-0,054 (0,371)	-0,449 (0,511)	-0,394 (0,527)	-0,413 (0,965)	-0,5 (0,972)	-0,141 (1,661)
Servicios	0,042 (0,093)	0,042 (0,093)	-0,089 (0,172)	-0,078 (0,178)	0,097 (0,203)	0,009 (0,209)	-0,545 (0,359)
Transporte	-0,072 (0,123)	-0,042 (0,129)	0,194 (0,241)	0,186 (0,242)	-0,166 (0,256)	-0,254 (0,259)	-0,903** (0,406)

Nota: *, ** y *** denota significancia a 10 %, 5 % y 1 %, respectivamente.
Fuente: DANE (ECH y GEIH); cálculos de los autores.

Una última prueba de la asociación entre los salarios reales y el empleo es la estimación de la correlación entre sus componentes transitorios obtenidos mediante el filtro Hodrick-Prescott. Las correlaciones simples entre el empleo y el salario real (mediano y medio) para siete y trece ciudades se muestran en el Cuadro 13.5, donde se observan números relativamente pequeños que sugieren salarios levemente procíclicos.

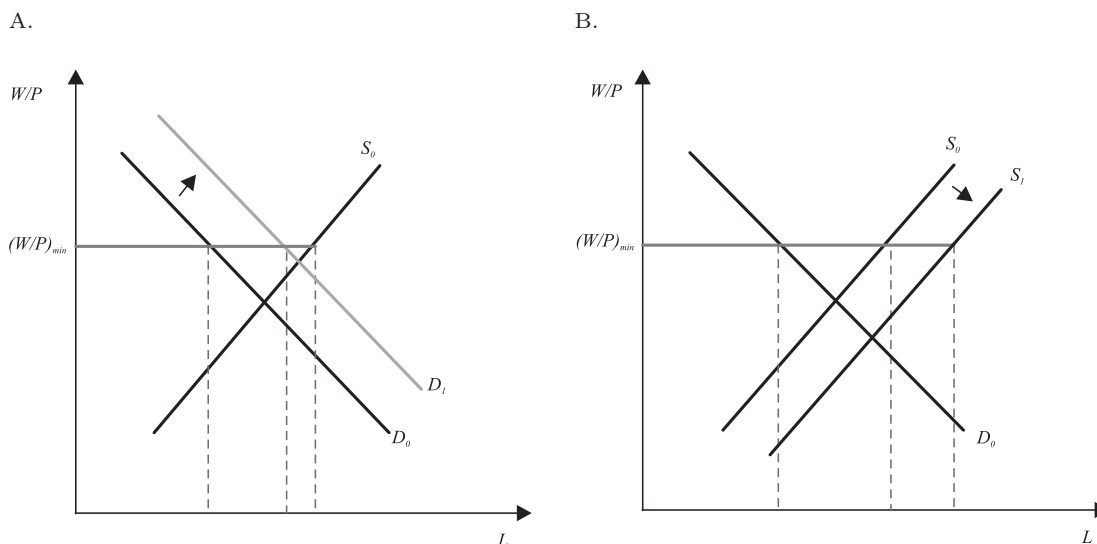
El conjunto de pruebas empleadas no sugiere que el salario sea rígido o flexible. Cuando la evidencia indica que es flexible (números en negritas en los cuadros 13.2, 13.3 y 13.4) éste es levemente procíclico. Los paneles A y B del Diagrama 13.2 muestran casos de expansión y contracción simultáneos de oferta y demanda de trabajo que generan situaciones en las cuales la correlación entre empleo y salarios es baja con salarios flexibles. Una baja correlación entre salarios y empleo podría darse también con una oferta perfectamente elástica o perfectamente inelástica con movimientos de la función de demanda como los del panel A del Diagrama 13.1. Otro caso puede ser el de una rigidez real como es un salario mínimo restrictivo, en el sentido que está ubicado por encima del salario de equilibrio, como en el Diagrama 13.3.

Cuadro 13.5: Correlación contemporánea entre el salario y el empleo, siete ciudades

Observadas	Mediana		Media	
	IPC	IPP	IPC	IPP
Siete ciudades	0,1519	0,2508	0,0172	0,062
Trece ciudades	-0,0246	0,0763	0,0264	0,0919

Fuente: DANE (ECH y GEIH); cálculos de los autores.

Diagrama 13.3: Cambios en la demanda y la oferta de trabajo ante rigidices reales



3. RACIONALIZACIÓN DE LAS REGULARIDADES

La supuesta rigidez de los salarios reales en Colombia es una conjetura generalizada. A esta, posiblemente, ha contribuido la fijación de salarios nominales mediante contratos¹⁵ y del salario mínimo. Nuestra interpretación de la evidencia es consistente con la presentada por Arango, Posada y Uribe (2005 y 2006), según la cual el mercado de trabajo recibe nuevas informaciones que mueven la demanda o la oferta de trabajo, o ambas. Como resultado, una economía con un salario real flexible podría mostrar una baja correlación de este con la ocupación o con la tasa de desempleo a lo largo del ciclo.

En tal sentido, propondremos un modelo de una economía que soporta choques de diversa índole que mueven tanto la demanda como la oferta de trabajo. El modelo es de origen neoclásico y es estándar (véase, por ejemplo, Wickens, 2008, cap. 4), excepto por la incorporación de choques al salario de reserva que desplazan la oferta de trabajo. Movimientos de la demanda y la oferta de trabajo están asociados con choques de productividad.

Se supone una economía descentralizada en la que hay precios explícitos para los factores de producción; es decir, hay una tasa de salario, w_t , y una tasa de interés, r_t . El tiempo dedicado al trabajo permite la generación de un ingreso laboral con el cual se financia parte del consumo; a cambio de ello el agente debe sacrificar horas de ocio. El tiempo total disponible se normaliza en 1 y se destina al trabajo (h_t) y al ocio (l_t), $1 = h_t + l_t$.

3.1. Familias

Las preferencias instantáneas de las familias están representadas por una función de utilidad dada por:

$$U(c_t, 1 - h_t) = \frac{c_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} + A \ln(1 - h_t) \quad (13.9)$$

con $U_c > 0$, $U_l > 0$, $U_{cc} \leq 0$, $U_{ll} \leq 0$. Siendo c_t el consumo y σ el coeficiente de aversión al riesgo. La restricción de presupuesto del agente es:

$$a_{t+1} = w_t h_t + d_t + (1 + r_t) a_t - c_t \quad (13.10)$$

siendo a_t las tenencias de activos y d_t los dividendos distribuidos por la firma. El problema del agente consistirá en maximizar la utilidad sujeto a su restricción presupuestaria:

$$\begin{aligned} & \underset{c_{t+s}, h_{t+s}, a_{t+s+1}}{\text{máx}} && E \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s U(c_{t+s}, 1 - h_{t+s}) \\ & \text{s.a} && \\ & \underline{c_{t+s}} &= & w_{t+s} h_{t+s} + d_{t+s} + (1 + r_{t+s}) a_{t+s} - a_{t+s+1} \end{aligned}$$

¹⁵ Sin embargo, este tipo de arreglos son compatibles con salarios reales contracíclicos, lo cual no se observa en Colombia según la evidencia anterior del Cuadro 13.1 basada en Arango, Posada y Uribe (2005 y 2006).

siendo β el factor de descuento. De las condiciones de primer orden del problema se derivan la función de oferta de trabajo y la ecuación de Euler:

$$h_t = 1 - \frac{Ac_t^\sigma}{w_t} \quad (13.11)$$

$$\beta E_t \left(\frac{c_t}{c_{t+1}} \right)^\sigma (1 + r_{t+1}) = 1 \quad (13.12)$$

Así, permaneciendo lo demás constante, choques positivos que aumenten el ingreso no laboral y, por ende, incrementen el salario de reserva, reducirán la oferta de trabajo; en tal caso tendremos una situación de aumento en los salarios con caídas en los niveles de empleo¹⁶ (contracción de la oferta de trabajo) y producto. Este es el caso de un salario real flexible contracíclico. En el caso de choques negativos al ingreso no laboral, el individuo verá reducido su salario de reserva y podría decidir ingresar al mercado de trabajo aceptando salarios inferiores a los mínimos previos; de esta manera la curva de oferta de trabajo se desplazaría a la derecha, el salario de mercado caería y el empleo aumentaría al igual que el producto (Diagrama 13.1). En este caso, el salario real también será flexible y contracíclico.

3.2. Firmas

En este modelo las empresas (firmas) toman decisiones sobre el producto, el uso de los factores y los precios de los productos. De igual manera, determinan su estructura financiera: la composición acciones-bonos de sus pasivos y la cantidad de dividendos por distribuir. La firma representativa adopta un comportamiento estándar al maximizar el valor presente de la serie de sus ingresos netos presentes y futuros, mediante una escogencia adecuada de producto, inversión (y, por ende, del acervo de capital), trabajo y nivel de endeudamiento. Dicho de otra manera, la firma maximizará el valor de la misma entendido éste como el valor presente descontado de la corriente esperada de beneficios. Esto es:

$$V_t = E_t \sum_{s=0}^{\infty} 1/(1+r)^s \Pi_{t+s} \quad (13.13)$$

siendo Π los ingresos netos de la firma en el período corriente, los cuales se definen como:

$$\Pi_t = y_t - w_t h_t - i_t + \Delta b_{t+1} - r_t b_t \quad (13.14)$$

donde y es el producto y b la deuda que eventualmente pueda contraer la firma.

¹⁶ Este caso es consistente con los que presentan Galí (1996) y Galí y Rabanal (2004), en los cuales hay correlaciones negativas entre choques de productividad y empleo; sin embargo, en nuestro caso los precios son flexibles y no hay dinero.

La firma tiene acceso a una tecnología que se encuentra expuesta a choques. Dicha tecnología está identificada con una función de producción Cobb-Douglas:

$$F(k_t, h_t, \lambda_t) = y_t = \lambda_t k_t^\rho h_t^{1-\rho} \quad (13.15)$$

siendo k el capital y λ la tecnología, la cual sigue un proceso de Markov de orden 1. Su evolución está dada por:

$$\lambda_t = \eta \lambda_{t-1} + \varepsilon_{1,t} \quad ; \quad 0 < \eta < 1 \quad ; \quad \varepsilon_{1,t} \sim i.i.d(0, \sigma_t^{\varepsilon_1}) \quad (13.16)$$

Por su parte, el capital se acumula de manera usual:

$$k_{t+1} = i_t + (1 - \delta)k_t \quad (13.17)$$

Con todo lo anterior, la corriente de ingresos de la firma está dada por:

$$\Pi_t = \lambda_t k_t^\rho h_t^{1-\rho} - w_t h_t - k_{t+1} + (1 - \delta)k_t + \Delta b_{t+1} - r_t b_t \quad (13.18)$$

Las firmas maximizan el valor presente de sus ingresos netos con respecto a h_{t+s} , k_{t+s+1} y b_{t+s+1} . Los activos de las familias constituyen pasivos de las firmas de forma que las adquisiciones de capital se financian con a . Así, las demandas de trabajo y capital de la firma están dadas por:

$$(1 - \rho)\lambda_t k_t^\rho h_t^{-\rho} = w_t \quad (13.19)$$

$$\rho \lambda_t k_t^{\rho-1} h_t^{1-\rho} = r_t + \delta \quad (13.20)$$

3.3. Equilibrio

Existe un conjunto de precios que equilibra los mercados. El equilibrio de esta economía descentralizada implica que la identidad del ingreso nacional, $F(k_t, h_t, \lambda_t) = y_t = c_t + i_t$, combinada con la restricción financiera de las familias (13.10) y la ecuación de acumulación del capital (13.17), permite obtener:

$$F(k_t, h_t, \lambda_t) = d_t + w_t h_t + k_{t+1} - (1 - \delta)k_{t-1} - \Delta a_{t+1} + r_t a_t \quad (13.21)$$

Reemplazando la expresión anterior en (13.19) tenemos:

$$\Pi_t = d_t - \Delta a_{t+1} + r_t a_t + \Delta b_{t+1} - r_t b_t \quad (13.22)$$

Como los activos financieros de las familias son la deuda corporativa, $a_t = b_t$, entonces el ingreso neto de la firma son los dividendos de las familias, $\Pi_t = d_t$. De las ecuaciones (13.11) y (13.19) se obtiene el nivel de empleo y de la ecuación (13.20) el capital. La tasa de salarios se ajusta para vaciar el mercado de trabajo y la tasa de interés, el de bonos; así, el mercado de bienes estará en equilibrio.

Esta economía es sometida a choques de productividad. Los valores utilizados para la parametrización descrita son: $A = 2$; $\sigma = 1$; $\beta = 0,975$; $\rho = 0,33$; $\eta = 0,811$; $\delta = 0,03$; $\sigma^{\varepsilon_1} = 0,0071$, los cuales son convencionales en la literatura.

El valor del parámetro A fue utilizado por Hansen (1985); el parámetro autorregresivo del proceso tecnológico, al igual que la varianza del componente transitorio de la productividad, son tomadas de Prada (2008), mientras que el factor de descuento corresponde a una tasa de interés real de 3% anual (nivel promedio para la economía colombiana entre 1990 y 2010, cercano a la tasa natural de interés real). El modelo descrito con la asignación de parámetros señalada permite obtener una relación capital-trabajo de 8,8, la cual es similar a la de la economía colombiana en frecuencia trimestral.

La predicción usual de este modelo es una alta correlación (superior a 0,9) entre empleo y salario real; sin embargo, permitir que la oferta de trabajo reaccione al ingreso (incrementado debido al choque de productividad, que a su vez aumenta d y ra), reduce dicha correlación a 0,638. El Gráfico 13.3 muestra dos pares de funciones impulso-respuesta para dos diferentes valores del parámetro de aversión al riesgo, σ (1 y 2,47), ante choques de productividad. Con el primero, $\sigma = 1$, recordemos, se neutralizan los efectos ingreso y sustitución de un aumento en el salario; con el segundo, $\sigma = 2,47$, tomado de Iregui y Melo (2010), un valor plausible, de acuerdo con lo señalado por Ljungqvist y Sargent (2004, p. 426), o Romer (2006, p. 374), domina el efecto ingreso¹⁷.

El Gráfico 13.3 nos muestra la forma como varía la correlación entre el salario y el empleo¹⁸ con diferentes valores del parámetro σ : cuanto menor es la aversión al riesgo, más alta y positiva será la correlación entre estas dos variables debido al dominio del efecto sustitución, lo cual sucede cuando $\sigma < 1$. El mayor ingreso (salario) que se genera en la economía debido al choque de productividad no logra reducir en ningún momento el empleo, y la correlación es alta y positiva; en este caso, los salarios son procíclicos. Por el contrario, un parámetro de aversión al riesgo alto refleja poca intención de los agentes de alejarse de su trayectoria de consumo y, por ello, con los mayores ingresos, prefieren comprar un poco más de ocio. Por esto, cuando $\sigma = 2,47$, el empleo se reduce mucho más rápido debido al dominio del efecto ingreso y la correlación se vuelve menos positiva. Se observa en el panel C del Gráfico 13.3 que, dado este valor de σ , cerca de tres trimestres después del choque de productividad, el efecto ingreso (por el aumento en sus fuentes d y ra) comienza a dominar al efecto sustitución y el empleo disminuye con salarios que caen, pero por encima de su trayectoria de largo plazo.

Este ejercicio muestra que una correlación baja o negativa no requiere el supuesto de la existencia de rigideces nominales ni reales, sino una cierta reacción de los miembros del hogar al mayor ingreso que se genera por los choques de productividad¹⁹. Aumentos en el parámetro de aversión al riesgo son capaces de reducir, e, incluso, volver negativa la correlación entre salarios y empleo a lo largo del ciclo.

¹⁷ No utilizamos valores más altos para el coeficiente de aversión al riesgo debido a que la relación de las desviaciones estándar de los componentes transitorios del *consumo de no durables más servicios a TGP* es igual 1,31 entre 1994 y 2010. Es decir, en el agregado, los agentes están más dispuestos a permitir que fluctúe el consumo que la oferta de trabajo, la cual, sin embargo, tiene movimientos importantes, según se observó en el Gráfico 13.2.

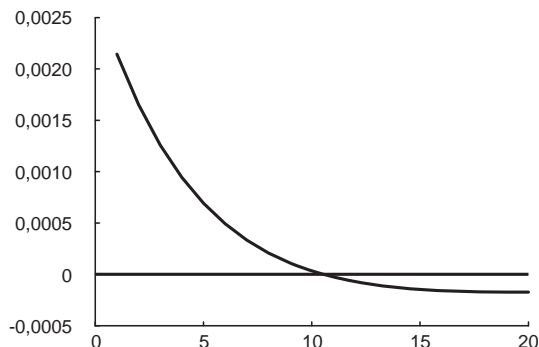
¹⁸ El estadístico es generado con 10.000 replicaciones.

¹⁹ El efecto del trabajador adicional se ha documentado recientemente en Colombia. Véase, por ejemplo, Arango, Montenegro y Obando (2012).

Gráfico 13.3: Respuesta de las variables ante un choque de productividad

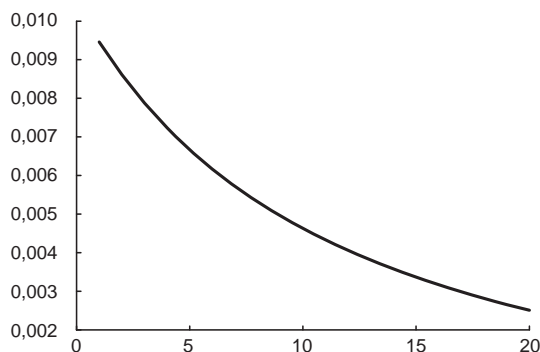
A. Empleo

$\sigma=1$; correlación: 0,638



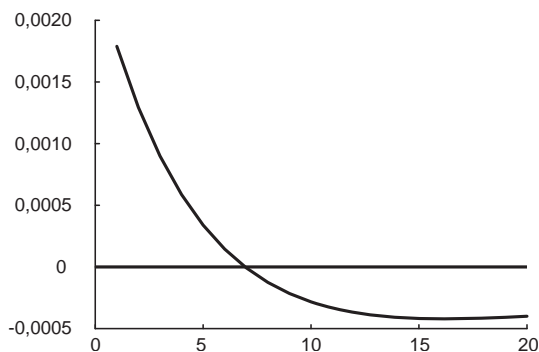
B. Salarios

$\sigma=1$; correlación: 0,638



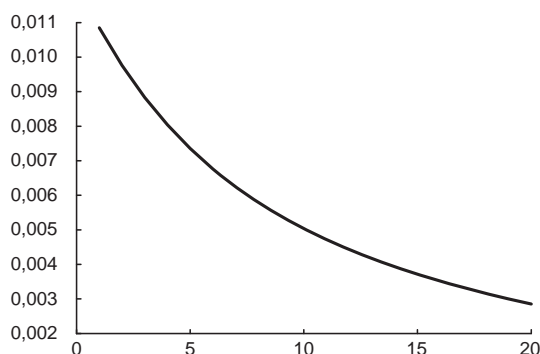
C. Empleo

$\sigma=2,47$; correlación: 0,159



D. Salarios

$\sigma=2,47$; correlación: 0,159



Fuente: cálculos de los autores.

3.4. Choques en el salario de reserva

En este trabajo utilizamos, sin embargo, otros mecanismos para generar situaciones en las cuales la oferta de trabajo se contrae o se expande debido a lo que interpretamos como cambios en el salario de reserva. Dicha variable, no observable, está determinada por las preferencias y el ingreso no laboral; este último estará compuesto, además del ingreso por concepto de retornos por los activos (ra) y los dividendos distribuidos (d), por un ingreso proveniente del exterior que denominaremos, por simplificación, remesas. El Gráfico 13.2 ilustra los movimientos de la tasa de participación de trece ciudades, como indicador de la oferta de trabajo urbana desde el año 2000. La evidencia que se desprende del mismo sugiere que los movimientos de la población económicamente activa (PEA), en relación con la población en edad de trabajar (PET), son de magnitud apreciable y pueden estar reflejando respuestas a cambios en el salario de reserva de las personas, entre otras variables.

Es conocido el caso en Colombia, en particular en la zona del Eje Cafetero, de variaciones de las remesas provenientes de España y los Estados Unidos que han afectado la oferta laboral, reduciéndola al comienzo de la década de 2000 y aumentándola después de 2009, cuando se produjo una fuerte contracción en las mismas (Arango, Montenegro y Obando, 2012). Lo anterior implica suponer una economía abierta, pero lo hacemos con el mínimo número posible de complicaciones.

Sean R las remesas (variable exógena que hace parte del ingreso de los hogares), NI el ingreso nacional, y y el producto. En este modelo no hay dinero; la economía es abierta, pero todo lo que produce la economía es un bien transable y todo lo que consume e invierte es el mismo bien transable; por lo anterior, las remesas consisten y se miden en dicho bien. Suponemos, además, que la tasa de cambio real es siempre 1.

El ingreso nacional y el producto serán ahora:

$$NI_t = y_t + R_t \quad (13.23)$$

$$y_t = c_t + i_t + x_t - m_t \quad (13.24)$$

siendo x_t y m_t las exportaciones y las importaciones, respectivamente. Por tanto:

$$NI_t = c_t + i_t + x_t - m_t + R_t \quad (13.25)$$

Supongamos ahora que los agentes locales no tienen acreencias ni deudas con el exterior y que el saldo de la cuenta corriente de la balanza de pagos es cero, e igual al saldo de la cuenta de capitales. Esto es:

$$0 = x_t - m_t + R_t \quad (13.26)$$

En consecuencia:

$$y_t = c_t + i_t - R_t \quad (13.27)$$

Al incorporarse esto al modelo, lo que se dice es que un cambio en las remesas incide sobre el producto mediante cambios en la oferta laboral, pero también altera el consumo vía una variación en la restricción presupuestal de los hogares, y la inversión (y el capital) mediante cambios en el ahorro de los hogares. La restricción de los hogares se modifica, y ahora se expresa como:

$$a_{t+1} = w_t h_t + d_t + (1 + r_t)a_t + R_t - c_t \quad (13.28)$$

Se supone que las remesas evolucionan de la siguiente forma:

$$R_t = R' + \eta_R R_{t-1} + \varepsilon_{2,t} \quad ; \quad 0 < \eta_R < 1 \quad ; \quad \varepsilon_{2,t} \sim i.i.d(0, \sigma_t^{\varepsilon_2}) \quad (13.29)$$

Los valores asignados a los parámetros son: $R' = 0,0062$; $\eta_R = 0,70$; $\delta = 0,03$; $\sigma^{\varepsilon_2} = 0,0053$. La desviación estándar del componente transitorio de las remesas

corresponde a la de la relación de remesas a producto entre 2000 y 2010. Los valores elegidos hacen que el monto de las remesas esté entre 1,5% y 3% del producto, tal como ha ocurrido en Colombia durante los últimos años.

El Gráfico 13.4 presenta las respuestas del empleo y el salario ante choques de productividad (lado izquierdo) y choques a las remesas (lado derecho). Los paneles superiores son generados utilizando parámetros de aversión al riesgo, σ , alternativos de 1 y 2,47. En el ejercicio de la sección anterior la correlación que se generaba era de 0,638 mientras que ahora, con un ingreso no laboral como las remesas que mueven la oferta, dicha correlación es 0,338. Cuando σ es 2,47 la correlación es negativa (-0,158). De nuevo, este ejercicio permite observar que no es preciso suponer rigideces ni valores excesivamente altos del coeficiente de aversión al riesgo para replicar un hecho del mercado de trabajo colombiano y de otros países²⁰.

3.5. El caso de trabajo indivisible

Basados en series de tiempo de la economía estadounidense Hansen y Wright (1992) señalaron dos hechos centrales: i) las horas trabajadas fluctuaban mucho más que la productividad, y ii) la correlación entre las horas trabajadas y la productividad era cercana a cero. Sin embargo, tales hechos no lograban ser reproducidos con éxito por un modelo simple de ciclo económico real.

Hansen y Wright (1992) presentaron distintas variantes al modelo estándar con el cual se reporta alta prociclicidad del salario (correlación de 0,93). Dichas alternativas son las siguientes: un modelo con trabajo indivisible; otro con ocio presente y pasado, no separables, en la función de utilidad; uno más con gasto público (que empobrece los hogares y logra aumentar la oferta laboral) y, finalmente, un modelo con producción local. Con estos modelos la correlación se reducía, pero aún así seguía siendo alta (entre 0,8 y 0,49).

Hansen y Wright (1992) mostraron que el caso del trabajo indivisible del modelo de Hansen (1985) equivale a suponer que la función de utilidad instantánea explícita es: $u = \log(c) - Bh$, siendo c consumo, h el número de horas trabajadas *per cápita*, y $B(> 0)$ un parámetro que resulta de multiplicar otros dos: el parámetro asociado con la utilidad marginal del ocio en la función de utilidad implícita y el tamaño de la jornada de trabajo. El modelo con la función de utilidad anterior reproduce una relación entre la desviación estándar de las horas trabajadas y la desviación estándar del PIB casi tan alta como la observada. Dado lo anterior, se puede conjeturar que el modelo mejor para el caso de los Estados Unidos, entre los examinados por Hansen y Wright, es el de Hansen (1985), modelo que fue originalmente utilizado para dar cuenta de las no convexidades que la

²⁰ Hansen y Wright (1992) reportan grandes movimientos cíclicos en el empleo con pequeños movimientos en el salario real. La correlación entre las horas trabajadas y salario real es prácticamente cero.

tecnología o las preferencias de las personas pueden estar introduciendo en el mercado de trabajo²¹.

Uno de los argumentos de Hansen para introducir el supuesto de indivisibilidad del trabajo se basa en la importancia relativa de los márgenes extensivo e intensivo del mismo. En el caso de los Estados Unidos, en el nivel agregado más de la mitad de la variación en el total de horas trabajadas (h) se debía a la variación en el número de individuos empleados (N) (el margen extensivo), variación mayor que la del promedio de horas trabajadas por dichos empleados (n) (el margen intensivo). Esto se estima utilizando la siguiente descomposición de la varianza²²:

$$var(\log h_t) = var(\log n_t) + var(\log N_t) + 2cov(\log n_t, \log N_t) \quad (13.30)$$

Al usar este mismo argumento para el caso de Colombia, encontramos que prácticamente toda la varianza del componente cíclico de las horas normalmente trabajadas por las personas ocupadas en el sector privado (asalariados particulares que trabajan cuarenta horas o más a la semana) se debe a la varianza en el número de las personas y muy poco de la misma se debe a la varianza del promedio de horas: $0,00775 = 0,00779 + 0,0001 - 0,000076$. En el Gráfico 13.5 se presenta el componente transitorio (generado mediante el filtro Hodrick-Prescott) del número de las personas ocupadas y las horas trabajadas en promedio.

Dados los hechos de la sección anterior podemos suponer que el mercado de trabajo de Colombia se ha visto sometido a perturbaciones tecnológicas y choques al salario de reserva de los individuos en un ambiente de trabajo indivisible; es decir, en una economía en la cual la mayor parte de la variación en el empleo asalariado en el sector privado se produce en el margen extensivo.

Suponemos, en consecuencia, que las familias están restringidas a trabajar una jornada completa (h_0) o a no trabajar nada. Se define α_t como la probabilidad de que el individuo trabaje en lugar de escoger horas de trabajo, como en el caso de trabajo divisible. La utilidad esperada en el período t está dada por:

$$U(c_t, \alpha_t) = \alpha_t \left[\frac{c_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} \right] + A \ln(1 - h_0) + (1 - \alpha_t) \left[\frac{c_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} + A \ln(1) \right] \quad (13.31)$$

²¹ Como señala Hansen (1986, p. 312) un individuo podría verse inducido a tomar una decisión de esquina y trabajar mucho o nada. Este podría ser el caso cuando la función de producción es convexa en un principio y luego se torna cóncava; de esta forma, la tecnología haría que la productividad marginal de su esfuerzo fuera creciente al comienzo del día o la semana (mientras la persona “se calienta”) y después decreciente. Cuando las no-convexidades están asociadas con las preferencias, la utilidad marginal del ocio podría ser decreciente a bajos niveles de ocio y creciente a niveles altos de mismo. En este caso, podría decidirse por un bajo nivel de ocio (trabajar mucho) o dedicarse completamente al ocio y no trabajar nada. Hansen (1986) modeló las no-convexidades como si estuvieran relacionadas con las preferencias aunque, como él reconoce, se pueden modelar como una característica de la tecnología, lo cual posiblemente explicaría por qué los trabajadores de tiempo parcial reciben un menor pago que los trabajadores de tiempo completo.

²² Todas las variables, en frecuencia trimestral, están medidas en términos de desviaciones de la tendencia.

Gráfico 13.4: Respuesta de las variables ante choques de productividad e ingreso no laboral

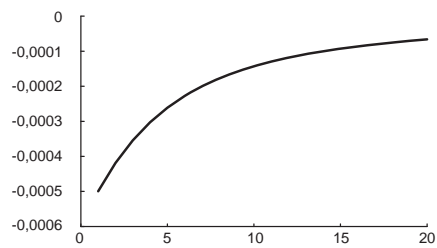
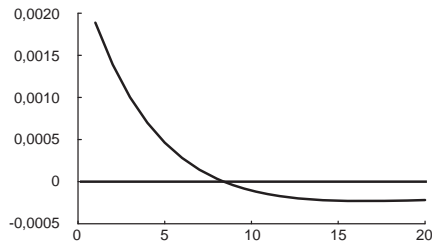
Choque de productividad

Choque al ingreso no laboral

$\sigma = 1$; correlación: 0,338

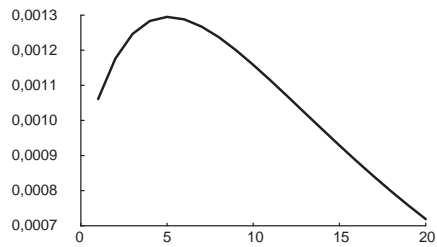
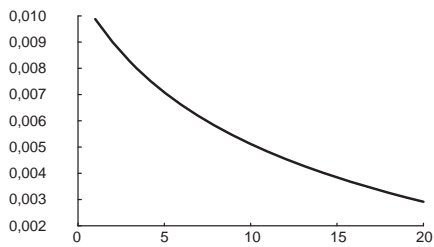
A. Empleo

B. Empleo



C. Salario

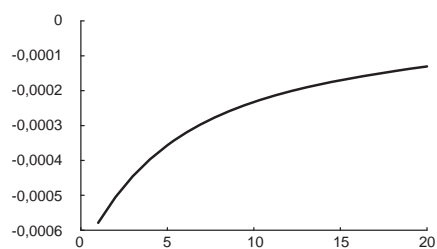
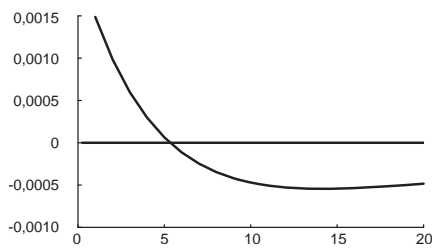
D. Salario



$\sigma = 2,47$; correlación: -0,158

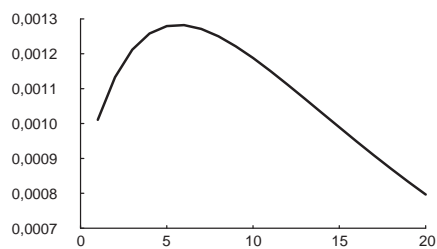
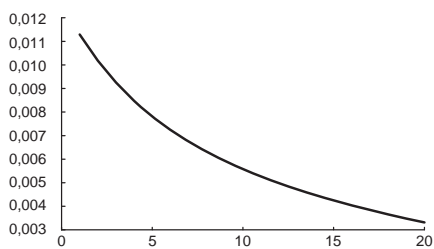
E. Empleo

F. Empleo



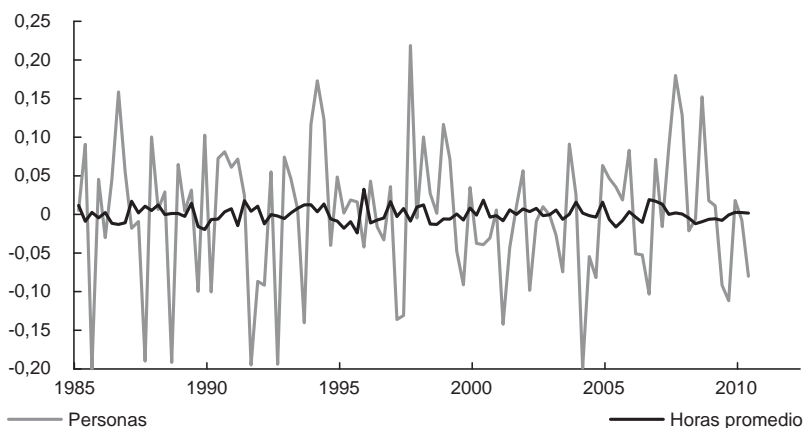
G. Salarios

H. Salarios



Fuente: cálculos de los autores.

Gráfico 13.5: Componente transitorio de las personas ocupadas y de las horas promedio



Nota: el componente transitorio es obtenido mediante el filtro Hodrick-Prescott.
Fuente: DANE (ENH, ECH y GEIH); cálculos de los autores.

Dado que $h_t = \alpha_t h_0$, la utilidad esperada se reduce a:

$$U(c_t, \alpha_t) = \left[\frac{c_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} + A \frac{h_t}{h_0} \ln(1 - h_0) \right] \quad (13.32)$$

Si hacemos $B = A \ln(1 - h_0) / h_0$, la función de utilidad se podrá expresar como:

$$U(c_t, \alpha_t) = \left[\frac{c_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} + B h_t \right] \quad (13.33)$$

En estas condiciones, la familia, que vive por siempre, maximiza:

$$Max E \sum_{t=1}^{\infty} \beta^t \left(\frac{c_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} + B h_t \right) \quad (13.34)$$

Reteniendo las demás características del modelo con remesas, y asignando un valor de 0,33 al parámetro h_0 , el modelo se somete de nuevo a choques de productividad y de ingresos no laborales y se calculan las correlaciones entre salarios y empleo. El Gráfico 13.6 presenta las respuestas de estas variables a los choques. La conjunción de estos fenómenos produce una correlación de las variables de 0,190, un número tan pequeño como los encontrados para la economía colombiana, y de $-0,171$, correlaciones entre el empleo y el trabajo inferiores a las del caso anterior.

No parece, entonces, que la única explicación para que exista baja correlación entre salarios reales y empleo sea la presencia de rigideces nominales o reales. Es posible, como planteamos en esta sección, que la ocurrencia simultánea de choques de productividad (que mueven la demanda de trabajo y, en alguna medida, la oferta) y de choques al ingreso no laboral (que afectan la oferta de trabajo) pueda explicar dicho resultado.

Gráfico 13.6: Respuesta de las variables ante choques de productividad y al ingreso no laboral

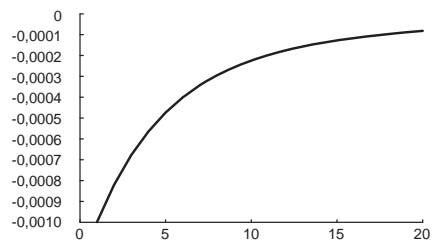
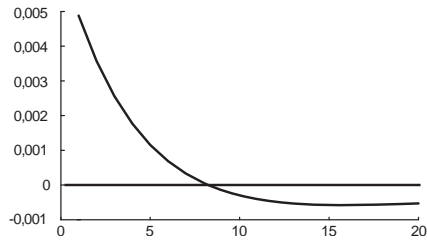
Choque de productividad

Choque al ingreso no laboral

$\sigma = 1$; correlación: 0,190

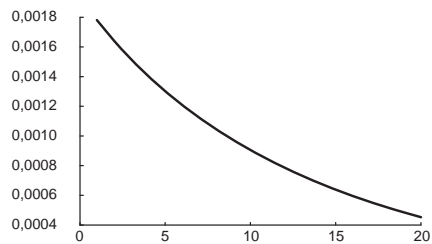
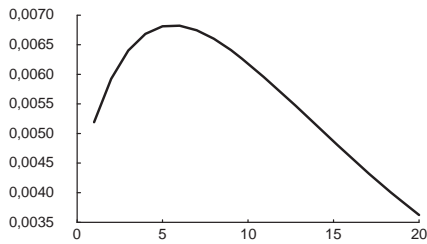
A. Empleo

B. Empleo



C. Salario

D. Salario



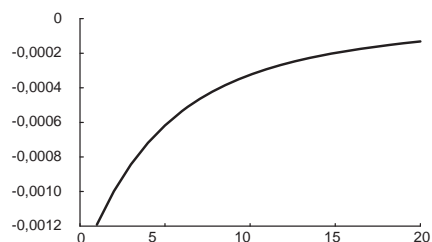
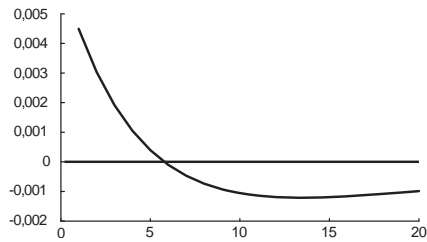
Choque de productividad

Choque al ingreso no laboral

$\sigma = 2,47$; correlación: -0,171

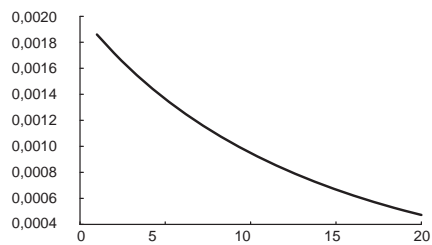
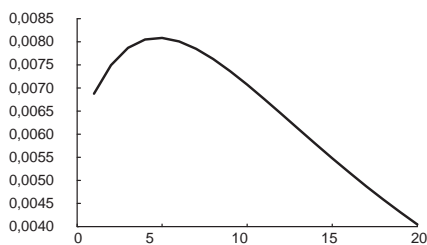
E. Empleo

F. Empleo



G. Salarios

H. Salarios



Fuente: cálculos de los autores.

4. CONCLUSIONES Y UNA REFLEXIÓN FINAL

En este trabajo entendemos por salario real flexible aquel que responde a movimientos de las funciones de demanda y oferta de trabajo, de tal manera que su respuesta conduce a mitigar o eliminar los eventuales desequilibrios del mercado y, por oposición, entendemos por salario real rígido aquel que no se modifica de manera significativa ante choques de dichas funciones.

Utilizando encuestas de hogares del período 1984-2010 presentamos evidencia empírica de que los salarios reales son flexibles en algunos sectores económicos, grupos poblacionales y coberturas geográficas. En otros sectores, grupos y coberturas la evidencia sugiere que los salarios reales pueden ser rígidos. Cuando la evidencia indica que los salarios reaccionan al ciclo, no hay duda de que son flexibles. Cuando la misma sugiere que pueden ser rígidos, esta investigación plantea la existencia de una equivalencia observacional entre un mercado con rigideces y uno con salarios flexibles donde los choques a la oferta de trabajo reducen la prociclicidad de los salarios. La evidencia se interpreta con un modelo de equilibrio general de salarios flexibles sometido a choques aleatorios de productividad y al salario de reserva (remesas del exterior), suponiendo trabajo tanto divisible como indivisible para incorporar el hecho de que el trabajador representativo tiene jornadas laborales con un número constante de horas.

Del contraste entre las predicciones del modelo y la evidencia colombiana se deduce que no es posible rechazar la hipótesis de un salario real flexible en Colombia; en efecto, la baja correlación entre los salarios reales y el empleo que se observa en la economía colombiana (entre $-0,025$ y $0,251$, según el Cuadro 13.5) es similar a la predicha por el modelo ($-0,171$ y $0,190$).

Una predicción específica del modelo teórico que calibramos y utilizamos es que la correlación entre el empleo y el salario real es baja y puede ser positiva (el caso del salario real procíclico, como ocurre la mayoría de las veces según la evidencia empírica) o negativa (salario real contracíclico). Las correlaciones estimadas por nosotros a partir de las estadísticas del caso colombiano son similares: unas veces positivas, otras negativas, pero, en general, bajas. Esto significa que no pudimos refutar tal predicción del modelo teórico.

Las conclusiones previas conducen a otra: puesto que es plausible la hipótesis de la relevancia de choques de oferta laboral en la explicación de movimientos contracíclicos del salario real casi tan frecuentes como los choques de productividad que dan lugar a movimientos procíclicos (Gráfico 13.2), las estimaciones de curvas de Phillips (basadas en rigideces reales del salario) se deberían interpretar con especial cautela. En efecto, un choque a la oferta laboral relativamente grande puede desplazar esta curva, haciendo aún más difícil, precaria y, posiblemente, inconveniente una política monetaria guiada por el propósito de incidir “al milímetro” en la coyuntura económica mediante la selección de una combinación, supuestamente óptima, de inflación y desempleo.

Finalmente, presentamos una reflexión motivada por el carácter aparentemente contrario al sentido común de nuestras conclusiones. Varios componentes de lo que pudiéramos llamar “la evidencia empírica informal” parecen señalar que el mercado

laboral colombiano se caracteriza por la existencia de rigideces, unas reales y otras nominales. En principio, no creemos que el presente trabajo refute la tesis de existencia de tales rigideces, aunque pensamos que sí permite poner en duda la conjetura de que las mismas son causas importantes del nivel o de la dinámica de las tasas de ocupación y desempleo. Tampoco creemos que los resultados de nuestro trabajo sucumban ante el repaso de una lista de las rigideces del mercado laboral.

Dos implicaciones directas de lo anterior son las siguientes: la primera es que la evidencia no permite rechazar una de las implicaciones del modelo de salarios flexibles, a saber: que los movimientos de los salarios reales de mercado reflejan los correspondientes a los de las productividades marginales del trabajo (causados, a su vez, por choques de productividad o de oferta laboral), y la segunda es que la existencia de la norma que establece un salario mínimo no es evidencia de que éste sea un piso en lo referente al nivel inferior o a la distribución de los salarios.

REFERENCIAS

- ABRAHAM, K. Y J. HALTIWANGER (1995): “Real Wages and the Business Cycle”, *Journal of Economic Literature*, vol. 33(núm. 3), pp. 1215–1264.
- ALFONSO, V., L. ARANGO, F. ARIAS Y J. PULIDO (2011): “Ciclos de negocios en Colombia: 1980-2010”, Borradores de Economía núm. 651, Banco de la República de Colombia.
- ARANGO, L., P. HERRERA Y C. POSADA (2008): “El salario mínimo: aspectos generales sobre los casos de Colombia y otros países”, *Ensayos sobre Política Económica*, vol. 26(núm. 56), pp. 204–263.
- ARANGO, L., P. MONTENEGRO Y N. OBANDO (2012): “El desempleo en Pereira: ¿Sólo cuestión de remesas?”, en *Mercado de trabajo en Colombia: hechos, tendencias e instituciones*. Banco de la República, cap. 17.
- ARANGO, L., N. OBANDO Y C. POSADA (2010): “Sensibilidad de los salarios al desempleo regional en Colombia: nuevas estimaciones de la curva de salarios”, en *Formulación de precios y salarios en Colombia*, ed. E. López, y M. T. Ramírez, cap. 23, pp. 951–978.
- ARANGO, L., C. POSADA Y J. URIBE (2005): “Cambios en la estructura de los salarios urbanos en Colombia, 1984-2000”, *Lecturas de economía*, núm. 63, pp. 9–42.
- ARANGO, L., C. POSADA Y J. URIBE (2006): “Erratum”, *Lecturas de Economía*, núm. 64, pp. 187–194.
- BARRO, R. (1990): “Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth”, *Journal of Political Economy*, vol. 98(núm. 5), pp. S103–126.

- BARSKY, R. Y G. SOLON (1989): “Real Wages Over the Business Cycle”, NBER Working Papers núm. 2888, National Bureau of Economic Research, Inc.
- BARSKY, R., G. SOLON Y J. PARKER (1992): “Measuring the Cyclicity of Real Wages: How Important is Composition Bias”, NBER Working Papers núm. 4202, National Bureau of Economic Research, Inc.
- BILS, M. (1985): “Real Wages Over the Business Cycle: Evidence from Panel Data”, *Journal of Political Economy*, vol. 93(núm. 4), pp. 666–689.
- BLANCHARD, O. Y L. KATZ (1997): “What we Know and Do Not Know about the Natural Rate of Unemployment”, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11(núm. 1), pp. 51–72.
- BLANCHFLOWER, D. Y A. OSWALD (1994): “Estimating a Wage Curve for Britain: 1973-90”, *Economic Journal*, vol. 104(núm. 426), pp. 1025–1043.
- BODKIN, R. (1969): “Real Wages and Cyclical Variations in Employment: A Re-Examination of the Evidence”, *Canadian Journal of Economics*, vol. 2(núm. 3), pp. 353–374.
- BONALDI, P., A. GONZÁLEZ Y D. RODRÍGUEZ (2011): “Importancia de las rigideces nominales y reales en Colombia: un enfoque de equilibrio general dinámico y estocástico”, *Ensayos sobre Política Económica*, vol. 29(núm. 66), pp. 48–78, Banco de la República de Colombia.
- CHRISTIANO, L. Y M. EICHENBAUM (1992): “Liquidity Effects, Monetary Policy and the Business Cycle”, Working Paper Series, Macroeconomic Issues núm. 92-15, Federal Reserve Bank of Chicago.
- DEVEREUX, P. (2001): “The Cyclicity of Real wages within employer-employee matches”, *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 54(núm. 4), pp. 835–850.
- DUNLOP, J. (1938): “The movement of Real and money wage rates”, *The Economic Journal*, vol. 48(núm. 191), pp. 413–434.
- FRANCIS, N. Y V. RAMEY (2003): “Is the technology-driven Real business cycle hypothesis dead? Shocks and aggregate fluctuations revisited”, mimeo.
- GALÍ, J. (1996): “Fluctuaciones y persistencia del empleo en España”, en *La economía española: una visión diferente*. Banco de España.
- GALÍ, J. (1999): “Technology, employment, and the business cycle: Do technology Shocks explain aggregate fluctuations?”, *American Economic Review*, vol. 89(núm. 1), pp. 249–271.
- GALÍ, J. Y P. RABANAL (2004): “Technology Shocks and aggregate fluctuations: How well does the RBC model fit postwar U.S. data?”, IMF Working Papers núm. 04/234, International Monetary Fund.

- GEARY, P. Y J. KENNAN (1982): "The employment-Real wage relationship: An international study", *Journal of Political Economy*, vol. 90(núm. 4), pp. 854–871.
- HANSEN, G. (1985): "Indivisible labor and the business cycle", *Journal of Monetary Economics*, vol. 16(núm. 3), pp. 309–327.
- HANSEN, G. Y R. WRIGHT (1992): "The labor market in Real business cycle theory", *Quarterly Review*, (núm. Spr), pp. 2–12.
- IREGUI, A. Y L. MELO (2010): "La transmisión de la política monetaria sobre el consumo en presencia de restricciones de liquidez", en *Mecanismos de transmisión de la política monetaria en Colombia*, ed. M. Jalil, y L. Mahadeva, pp. 247–295. Banco de la República - Universidad Externado de Colombia.
- IREGUI, A., L. MELO Y M. RAMÍREZ (2009): "Rigideces de los salarios a la baja en Colombia: Evidencia empírica a partir de una muestra de salarios a nivel de firma", Borradores de Economía núm. 571, Banco de la República de Colombia.
- IREGUI, A., L. MELO Y M. RAMÍREZ (2010a): "Downward Wage Rigidities and Other Firms' Responses to an Economic Slowdown: Evidence from a Survey of Colombian Firms", Borradores de Economía, núm. 612, Banco de la República de Colombia.
- IREGUI, A., L. MELO Y M. RAMÍREZ (2010b): "Wage-setting Decisions on Newly Hired Employees: Survey Evidence from Colombian Firms", Borradores de Economía, núm. 632, Banco de la República de Colombia.
- JERMANN, U. (1998): "Asset pricing in production economies", *Journal of Monetary Economics*, vol. 41(núm. 2), pp. 257–275.
- KATZ, L. Y D. AUTOR (1999): "Changes in the Wage Structure and Earnings Inequality", en *Handbook of Labor Economics*, ed. O. Ashenfelter, y D. Card, vol. 3, chap. 26, pp. 1463–1555. Elsevier.
- KATZ, L., D. AUTOR Y A. KRUEGER (1998): "Computing Inequality: Have Computers Changed the Labor Market?", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 113(núm. 4), pp. 1169–1213.
- KATZ, L. Y K. MURPHY (1992): "Changes in relative wages, 1963-1987: Supply and demand factors", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 107(núm. 1), pp. 35–78.
- KEYNES, J. M. (1936): *The General Theory of Employment Interest and Money*. Macmillan and Co., Ltd, London.
- KEYNES, J. M. (1939): "Relative Movements of Real Wages and Output", *The Economic Journal*, vol. 49(núm. 193), pp. 34–51, King's College.
- KYDLAND, F. Y E. PRESCOTT (1982): "Time to build and aggregate fluctuations", *Econometrica*, vol. 50(núm. 6), pp. 1345–1370.

- LJUNGQVIST, L. Y T. SARGENT (2004): *Recursive macroeconomic theory*. MIT Press, segunda edn.
- MCCANDLESS, G. (2008): *The ABCs of RBCs: an Introduction to Dynamic Macroeconomic Models*. Harvard University Press.
- NEFTÇI, S. (1978): “A Time-Series Analysis Of The Real Wages-Employment Relationship”, *Journal of Political Economy*, vol. 86(núm. 2), pp. 281–291.
- PRADA, J. (2005): “A Real business cycle model for Colombia”, .
- PRADA, J. (2008): “Financial intermediation and monetary policy in a small open economy”, Borradores de Economía núm. 531, Banco de la República de Colombia.
- RAMOS, R., J. DUQUE Y J. SURINACH (2009): “Is the wage curve formal or informal? Evidence for Colombia”, IREA Working Papers, núm. 200918, University of Barcelona, Research Institute of Applied Economics.
- ROMER, D. (2006): *Advanced macroeconomics*, McGraw-Hill higher education. McGraw-Hill, tercera edición edn.
- RUGGLES, R. (1940): “The relative movements of Real and money wage rates”, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 55(núm. 1), pp. 130–149, Harvard University.
- SÁNCHEZ, F. Y J. J. NÚÑEZ (1998): “La curva de salarios para Colombia. Estimaciones de las relaciones entre desempleo, la inflación y los ingresos laborales 1984-1996”, Archivos de Macroeconomía, núm. 80, DNP, marzo.
- SARGENT, T. (1978): “Estimation of dynamic labor demand schedules under rational expectations”, *Journal of Political Economy*, vol. 86(núm. 6), pp. 1009–1044.
- SHIN, D. Y G. SOLON (2006): “New evidence on Real wage Cyclicalities within employer-employee matches”, NBER Working Papers núm. 12262, National Bureau of Economic Research, Inc.
- STOCKMAN, A. C. (1986): “Aggregation bias and the cyclical behavior of real wages”, mimeo, University of Rochester.
- SWANSON, E. (2007): “Real Wage Cyclicalities in the PSID”, *Federal Reserve Bank of San Francisco, Working Paper Series*, WP 2007-15.
- THARSHIS, L. (1939): “Changes in Real and money wages”, *The Economic Journal*, vol. 39(núm. 193), pp. 150–154, Tufts College, Massachusetts.
- WICKENS, M. (2008): *Macroeconomic theory: A dynamic general equilibrium approach*. Princeton University Press.

ANEXO 1 REGULARIDADES EMPÍRICAS CON SALARIO MEDIO

Cuadro A1: Prueba de Neftçi: suma de coeficientes $\hat{\beta}_1, \hat{\alpha}_1, \hat{\lambda}_1, \hat{\gamma}_1$ en las regresiones (1) a (4), Salario medio, siete ciudades

Modelo	(1) $w = f(L)$		(2) $L = g(w)$		(3) $w = h(u)$		(4) $u = z(w)$	
	IPC	IPP	IPC	IPP	IPC	IPP	IPC	IPP
Media	0,235 ^{***} (0,081)	0,260 ^{**} (0,131)	0,374 (0,253)	-0,12 (0,125)	-0,004 (0,003)	0	0,956 ^{***} (0,118)	1,012 ^{***} (0,062)
Años de educación								
Cero a cinco	0,470 ^{***} (0,051)	0,542 ^{***} (0,086)	1,198 ^{***} (0,209)	0,252 [*] (0,137)	-0,015 ^{***} (0,002)	-0,011 ^{***} (0,003)	1,016 ^{***} (0,077)	1,004 ^{***} (0,047)
Seis a once	0,426 ^{***} (0,054)	0,576 ^{***} (0,109)	0,918 ^{***} (0,226)	0,148 (0,126)	-0,009 ^{***} (0,002)	-0,006 ^{***} (0,003)	0,994 ^{***} (0,037)	1,001 ^{***} (0,036)
Doce a catorce	0,016 (0,067)	-0,092 (0,099)	-0,366 (0,348)	-0,553 ^{***} (0,195)	-0,009 ^{***} (0,003)	-0,006 (0,005)	0,978 ^{***} (0,111)	1,046 ^{***} (0,067)
Quince o más	0,209 [*] (0,12)	0,353 ^{**} (0,168)	0,076 (0,246)	-0,024 (0,131)	0,001 (0,005)	0,005 (0,006)	0,948 ^{***} (0,147)	1,008 ^{***} (0,083)
Sector económico								
Agricultura	-0,574 ^{**} (0,239)	-0,881 ^{***} (0,257)	-0,674 ^{**} (0,264)	-0,538 ^{***} (0,176)	-0,009 (0,01)	-0,005 (0,01)	0,654 ^{**} (0,284)	0,863 ^{***} (0,199)
Comercio	0,515 ^{***} (0,099)	0,408 ^{***} (0,15)	0,389 ^{**} (0,171)	-0,079 (0,11)	-0,014 (0,003)	-0,010 ^{**} (0,004)	1,026 ^{***} (0,102)	1,014 ^{***} (0,062)
Construcción	0,176 ^{***} (0,064)	0,149 [*] (0,088)	-0,345 (0,22)	-0,444 ^{***} (0,154)	-0,009 ^{**} (0,004)	-0,005 (0,006)	0,987 ^{***} (0,094)	1,006 ^{***} (0,068)
Electricidad, gas y agua	0,271 ^{**} (0,115)	0,530 ^{***} (0,13)	1,916 ^{***} (0,388)	1,516 ^{***} (0,233)	-0,004 ^{***} (0,011)	-0,001 (0,013)	0,262 (0,274)	0,677 (0,224)
Financiero e inmobiliario	0,181 [*] (0,109)	0,356 ^{**} (0,153)	0,467 (0,298)	0,085 (0,146)	0,002 (0,004)	0,006 (0,005)	0,776 ^{***} (0,194)	0,980 ^{***} (0,102)
Industria	0,130 ^{**} (0,065)	0,027 (0,105)	0,064 (0,407)	-0,404 ^{***} (0,151)	-0,004 ^{**} (0,002)	-0,001 (0,003)	0,930 ^{***} (0,091)	0,984 ^{***} (0,032)
Minería	0,414 [*] (0,239)	0,393 (0,269)	-0,239 (0,196)	-0,218 (0,148)	-0,021 (0,013)	-0,015 (0,014)	0,860 ^{***} (0,147)	0,917 ^{***} (0,115)
Servicios	0,249 ^{**} (0,109)	0,252 ^{**} (0,109)	0,381 [*] (0,2)	0,381 [*] (0,199)	0,009 [*] (0,005)	0,009 [*] (0,005)	0,989 ^{***} (0,098)	0,999 ^{***} (0,1)
Transporte	0,311 ^{***} (0,112)	0,400 ^{***} (0,145)	0,821 ^{***} (0,228)	0,161 (0,129)	-0,005 (0,005)	-0,002 (0,005)	0,716 ^{***} (0,195)	0,933 ^{***} (0,113)

Nota: *, ** y *** denota significancia a 10 %, 5 % y 1 %, respectivamente.
Fuente: DANE (ECH y GEIH); cálculos de los autores.

Cuadro A1: Prueba de Nefci: suma de coeficientes $\hat{\beta}_1, \hat{\alpha}_1, \hat{\lambda}_1 y \hat{\gamma}_1$ en las regresiones (1) a (4), Salario medio, trece ciudades (continuación)

Modelo	(1) $w=f(L)$ IPC IPP	(2) $L=g(w)$ IPC IPP	(3) $w=h(u)$ IPC IPP	(4) $u=z(w)$ IPC IPP
Media	0,294 ^{***} (0,141)	1,567 ^{***} (0,316)	-0,016 ^{***} (0,007)	-25,925 ^{***} (5,903)
Años de educación				
Cero a cinco	0,184 ^{**} (0,085)	0,69 (0,436)	-0,010 ^{**} (0,005)	-6,76 (6,136)
Seis a once	0,299 ^{***} (0,064)	1,317 ^{***} (0,383)	-0,009 ^{**} (0,004)	-9,8 (6,407)
Doce a catorce	0,142 ^{**} (0,086)	1,356 ^{**} (0,574)	-0,007 (0,008)	-19,471 ^{***} (6,489)
Quince o más	0,076 (0,137)	0,674 (0,512)	0,002 (0,011)	-4,848 (6,37)
Sector económico				
Agricultura	0,176 (0,222)	-0,22 (0,27)	-0,036 (0,03)	-4,849 ^{***} (1,738)
Comercio	0,462 ^{**} (0,184)	1,023 ^{***} (0,256)	-0,021 ^{**} (0,009)	-12,325 ^{***} (4,56)
Construcción	0,381 ^{**} (0,157)	0,628 ^{**} (0,256)	-0,042 ^{***} (0,014)	-12,351 ^{***} (2,654)
Electricidad, gas y agua	-0,011 (0,285)	0,275 (0,392)	0,007 (0,034)	1,054 (2,327)
Financiero e inmobiliario	0,431 (0,269)	0,594 ^{**} (0,255)	-0,007 (0,014)	-7,118 ^{***} (3,481)
Industria	0,036 (0,151)	0,794 [*] (0,411)	-0,013 (0,009)	-15,808 ^{***} (5,991)
Minería	0,236 (0,398)	0,2 (0,399)	0,037 (0,064)	0,522 (0,999)
Servicios	-0,058 (0,182)	0,113 (0,244)	-0,019 (0,013)	-10,890 ^{***} (3,435)
Transporte	0,038 (0,168)	0,372 (0,299)	0,012 (0,015)	-3,336 (3,323)

Nota: * , ** y *** denota significancia a 10 %, 5 % y 1 %, respectivamente.
Fuente: DANE (ECH y GEIH); cálculos de los autores.

Cuadro A2: Prueba de independencia de Haugh, salario medio

Dimensión	Siete ciudades			Trece ciudades			
	Variación anual IPC	Variación anual IPP	Variación trimestral IPP	Variación anual IPC	Variación anual IPP	Variación mensual IPC	Variación mensual IPP
Medio	27,67	28,49	26,32	33,66**	34,35**	25,34	24,89
Años de educación							
Cero a cinco	35,52**	38,48**	34,81**	25,74	29,64*	21,73	24,3
Seis a once	32,43*	32,25*	21,7	23,61	23,47	20	20,1
Doce a catorce	16,25	17,85	12,75	25,68	26,27	17,07	19,36
Quince o más	29,32	25,9	19,43	17,19	18,21	17,33	17,54
Sector económico							
Agricultura	28,04	30,29*	21,87	37,46**	36,32**	21,84	21,54
Comercio	24,18	24,63	18,68	22,35	21,51	17,76	18,4
Construcción	29,23	29,61	25,24	17,73	18,75	21,15	21,62
Electricidad, gas y agua	44,29***	40,76***	29,4	24,23	24,37	29,2	26,51
Financiero e inmobiliario	32,80**	35,12**	27,85	24,83	24,27	19,83	18,55
Industria	18,41	20,98	18,43	30,17*	28,26	22,02	21,01
Minería	40,42***	40,44***	39,16***	22,91	22,64	22,17	22,36
Servicios	22,12	22,12	19,24	31,85*	29,67*	24,62	22,48
Transporte	13,39	13,25	14,73	36,02**	37,18**	23,68	24,07

Nota: *, ** y *** denota significancia a 10 %, 5 % y 1 %, respectivamente. S = 90 %; 29, 6151; S = 95 %; 32,6706; S = 99 %; 38,9321. Fuente: DANE (ECH y GEIH); cálculos de los autores.

Cuadro A3: Prueba de Barsky-Solon: coeficiente $\hat{\beta}_3$ de la regresión (8), salario medio

Variación del salario real mediano por hora	Siete ciudades				Variación de la tasa de desempleo			
	Variación anual		Variación trimestral		Variación anual		Variación trimestral	
	IPC	IPP	IPC	IPP	IPC	IPP	IPC	IPP
Media	-0,015 (0,031)	0,03 (0,042)	0,084 (0,058)	0,124** (0,057)	-0,112* (0,063)	-0,210** (0,07)	-0,112 (0,118)	-0,113 (0,118)
Años de educación								
Cero a cinco	-0,015 (0,033)	0,031 (0,042)	0,077 (0,056)	0,127** (0,057)	-0,116 (0,078)	-0,213** (0,081)	0,104 (0,139)	0,098 (0,14)
Seis a once	0 (0,033)	0,045 (0,042)	0,064 (0,058)	0,114** (0,057)	0,029 (0,085)	-0,057 (0,062)	0,018 (0,134)	-0,007 (0,055)
Doce a catorce	-0,015 (0,062)	-0,015 (0,062)	0,033 (0,074)	0,038 (0,101)	-0,042 (0,1)	-0,137 (0,11)	-0,038 (0,174)	0,006 (0,185)
Quince o más	-0,044 (0,064)	0,001 (0,073)	-0,209 (0,129)	-0,178 (0,135)	-0,145 (0,145)	-0,243 (0,151)	0,026 (0,259)	0,029 (0,262)
Sector económico								
Agricultura	0,011 (0,053)	0,056 (0,059)	0,159 (0,116)	0,207** (0,119)	-0,082 (0,183)	-0,18 (0,179)	-0,114 (0,307)	-0,11 (0,308)
Comercio	-0,021 (0,031)	0,024 (0,039)	0,058 (0,059)	0,103* (0,057)	-0,056 (0,075)	-0,154* (0,08)	-0,041 (0,131)	-0,027 (0,135)
Construcción	-0,023 (0,04)	0,022 (0,049)	0,014 (0,078)	0,061 (0,078)	-0,15 (0,1)	-0,204** (0,058)	-0,198 (0,207)	-0,052 (0,052)
Electricidad, gas y agua	-0,12 (0,227)	-0,076 (0,228)	0,309 (0,502)	0,351 (0,503)	0,172 (0,404)	-0,089 (0,271)	0,914 (0,801)	0,221 (0,368)
Financiero e inmobiliario	-0,087 (0,063)	-0,042 (0,072)	-0,018 (0,105)	0,027 (0,108)	-0,439** (0,133)	-0,536** (0,137)	-0,657** (0,211)	-0,658** (0,214)
Industria	0,004 (0,029)	0,049 (0,037)	0,063 (0,058)	0,106** (0,054)	-0,082 (0,07)	-0,183** (0,073)	-0,085 (0,135)	-0,085 (0,132)
Minería	0,149 (0,488)	0,227 (0,489)	-0,295 (1,115)	-0,241 (1,099)	-1,1 (0,95)	-1,196 (0,953)	-2,158 (1,776)	-2,151 (1,777)
Servicios	-0,051 (0,047)	-0,007 (0,058)	0,041 (0,08)	0,081 (0,081)	-0,071 (0,114)	-0,173 (0,123)	-0,128 (0,184)	-0,108 (0,184)
Transporte	-0,090* (0,05)	-0,055 (0,048)	0,047 (0,096)	0,035 (0,054)	-0,231* (0,108)	-0,310** (0,08)	0,103 (0,178)	0,01 (0,086)

Nota: *, **, y *** denota significancia a 10 %, 5 % y 1 %, respectivamente. S = 90 %: 29, 6151; S = 95 %: 32,6706; S = 99 %: 38,9321; Fuente: DANE (ECH y GEIH); cálculos de los autores.

COMENTARIOS

LOS SALARIOS REALES A LO LARGO DEL CICLO ECONÓMICO EN COLOMBIA

Andrés Rosas

La mayoría de teorías en economía, particularmente en macroeconomía, son desarrolladas para explicar uno o varios hechos estilizados. En el método estándar de investigación de las ciencias sociales diferentes teorías son propuestas para explicar estos hechos. Por lo general, se prefiere que estas teorías cuenten con diferentes implicaciones adicionales, puesto que esto permite que puedan ser contrastadas empíricamente. Sin embargo, en economía es común que se presenten casos en los que existen diferencias acerca de los verdaderos hechos estilizados. La correlación entre los salarios reales y el ciclo económico es un ejemplo de la literatura económica que ilustra los problemas que surgen cuando la evidencia empírica no es concluyente.

El movimiento de los salarios reales a lo largo del ciclo tiene importantes implicaciones para la teoría de ciclos económicos y, por tanto, para la política económica. El modelo estándar de ciclos reales y los modelos neokeynesianos de salarios rígidos y precios rígidos, entre otros, compiten por explicar la fuente de los ciclos económicos y tienen diferentes implicaciones en términos de la correlación entre los salarios reales y la actividad económica. Sin embargo, también existen modelos, como el de desequilibrio de Barro y Grossman (1971), que fueron diseñados para explicar la razón por la cual el salario real puede ser procíclico, contracíclico o acíclico según diferentes circunstancias. Por este motivo, estimaciones insesgadas de la correlación entre estas dos variables son una condición necesaria, pero no suficiente, para poder escoger correctamente entre las diferentes teorías propuestas.

Arango, Obando y Posada (2011) hacen una contribución muy importante, tanto empírica como teórica, al cuerpo de la literatura macroeconómica que busca explicar la relación entre los salarios reales y el empleo. Los autores de este novedoso trabajo utilizan las encuestas de hogares colombianas del período 1984-2010 para estimar el comportamiento de los salarios reales a lo largo del ciclo económico. Los resultados de esta investigación, obtenidos con diferentes metodologías, indican que el aparente grado de rigidez de los salarios reales depende del sector económico, grupo poblacional y cobertura geográfica. Adicionalmente, la baja sig-

nificancia estadística de varios de los coeficientes estimados sugiere la presencia de una baja correlación entre los salarios reales y la actividad económica. Según los autores, este resultado se puede interpretar como evidencia de rigidez de los salarios reales o, alternativamente, como evidencia de la presencia de choques aleatorios que mueven la demanda y la oferta de trabajo de manera simultánea, y de esta manera producen una relativa estabilidad de los salarios reales a lo largo del ciclo económico. En otras palabras, el salario real puede estar influenciado por factores que pueden derivar en una respuesta procíclica o contracíclica.

Con el propósito de mostrar que una baja correlación entre los salarios reales y el empleo para el caso colombiano es consistente con la existencia de salarios reales flexibles, los autores desarrollan y calibran un modelo de equilibrio general que soporta choques a la oferta laboral (variaciones en las remesas que afectan el salario de reserva de los hogares) y a la productividad, que resultan en movimientos contracíclicos y procíclicos, respectivamente. Un mensaje importante de este trabajo es que la presencia simultánea de estos choques puede generar la ilusión de salarios reales rígidos.

En resumen, Arango, Obando y Posada (2011) ofrecen una contribución significativa a la literatura de los ciclos económicos en Colombia; sumado a esto, en proyectos futuros hay varios puntos que es importante tener en cuenta.

En primer lugar, es necesario hacer énfasis en la posibilidad de que existan sesgos en las estimaciones econométricas. Un sesgo plausible en este caso es el sesgo de composición. Este puede surgir si la población es heterogénea en alguna característica no observable (como la habilidad) que es importante en la determinación de los salarios reales. Si los tipos de individuos que entran y salen de la fuerza laboral a lo largo del ciclo no son seleccionados aleatoriamente de la población con respecto a estas características heterogéneas, los salarios reales promedio pueden moverse debido a cambios en la composición de la fuerza laboral. Por tal motivo, las estimaciones realizadas pueden ser revisadas en trabajos posteriores que utilicen datos y técnicas econométricas que permitan corregir los problemas causados por este sesgo.

En segundo lugar, es posible que existan no linealidades en la relación entre salarios reales y actividad económica. Fenómenos como la rigidez a la baja de los salarios nominales o diferentes longitudes de ciclo en las bonanzas y recesiones económicas pueden generar asimetrías en los movimientos de los salarios reales a lo largo del ciclo. En este caso, los modelos econométricos deben incorporar la posibilidad de no linealidades. Woitek (2005) sugiere que las diferencias en la evidencia empírica de la relación entre salarios reales y actividad económica se deben a la presencia de este tipo de asimetrías.

En tercer lugar, aunque los autores proponen un modelo de equilibrio general que es consistente con las estimaciones econométricas para el caso colombiano y utilizan argumentos plausibles que explican la baja correlación entre salarios reales y actividad económica sin sacrificar la flexibilidad de los salarios, investigaciones futuras podrían intentar poner a prueba las implicaciones del modelo propuesto. Según este modelo, si las diferentes ciudades y períodos están sujetos a choques idiosincrásicos a la productividad y a la oferta laboral, entonces las correlaciones

entre los salarios reales y el empleo deberían variar a lo largo del tiempo y del espacio. Por ejemplo, el modelo predice que, *ceteris paribus*, décadas y ciudades en las que las variaciones en las remesas son mayores, los salarios reales deben ser más contracíclicos o menos procíclicos. Los datos se podrían utilizar para hacer estimaciones econométricas para décadas y regiones donde las variaciones en las remesas fueron significativas y compararlas con décadas y regiones en las que no lo fueron.

Por último, trabajos futuros deberían tener en cuenta el efecto de la legislación laboral de los años noventa en el grado de rigidez de los salarios reales. Es razonable suponer que este evento tuvo un impacto significativo sobre la oferta y la demanda laboral y, por tanto, sobre el movimiento de los salarios reales a lo largo del ciclo.

REFERENCIAS

- BARRO, R. Y H. GROSSMAN (1971): "A General Disequilibrium Model of Income and Employment", *American Economic Review*, vol. 61(núm. 1), pp. 82–93.
- WOITEK, U. (2005): "Real Wages and Business Cycle Asymmetries", en *Ifo Survey Data in Business Cycle and Monetary Policy Analysis*, ed. J. Sturm, y T. Wollmershauser, Contributions to Economics, pp. 49–60. Physica-Verlag HD.