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 economía[1]. 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 ocupación[2].

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 procíclica[3]) 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 economías[4], ni en el caso particular de este país.

Bils (1985), basado en datos de panel[5] 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 similar[7]. 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 la 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

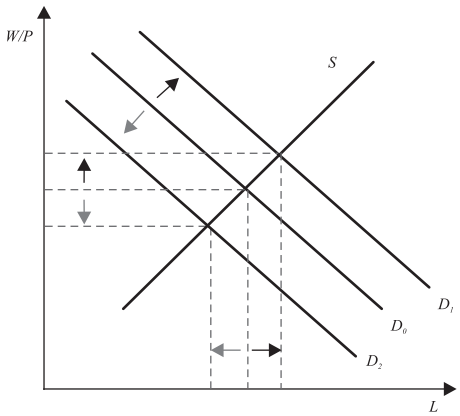
Fuente: Arango, Posada y Uribe (2005 y 2006).

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.

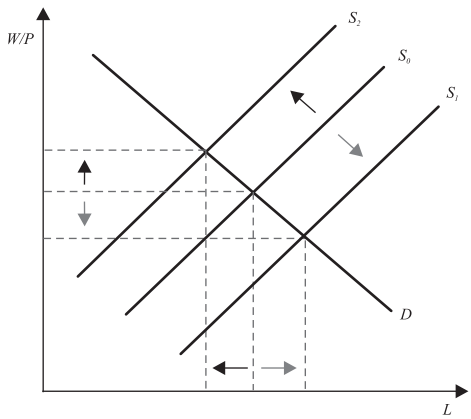
El panel B muestra que cuando los choques afectan la oferta laboral (por ejemplo, debido a movimientos en el salario de reserva), los salarios se muestran contracíclicos (como en los períodos: 1984:I-1988:I y 1988:II-1992:II del Cuadro 13.1). Ante un aumento de la oferta, los salarios se reducen, el 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.

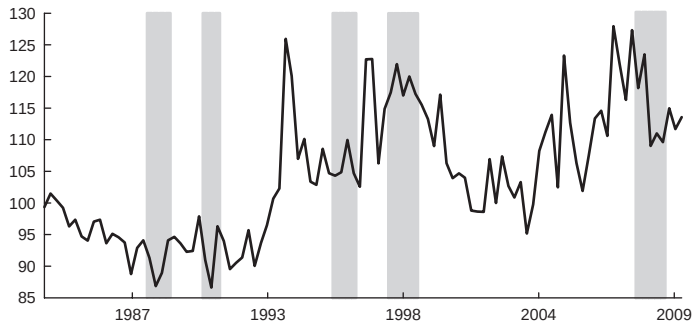
2. Regularidades del salario real en Colombia

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, transporte[10]). Las medias de los salarios por hora[11] 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:

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

y,

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

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 real[12]; 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:

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

y,

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

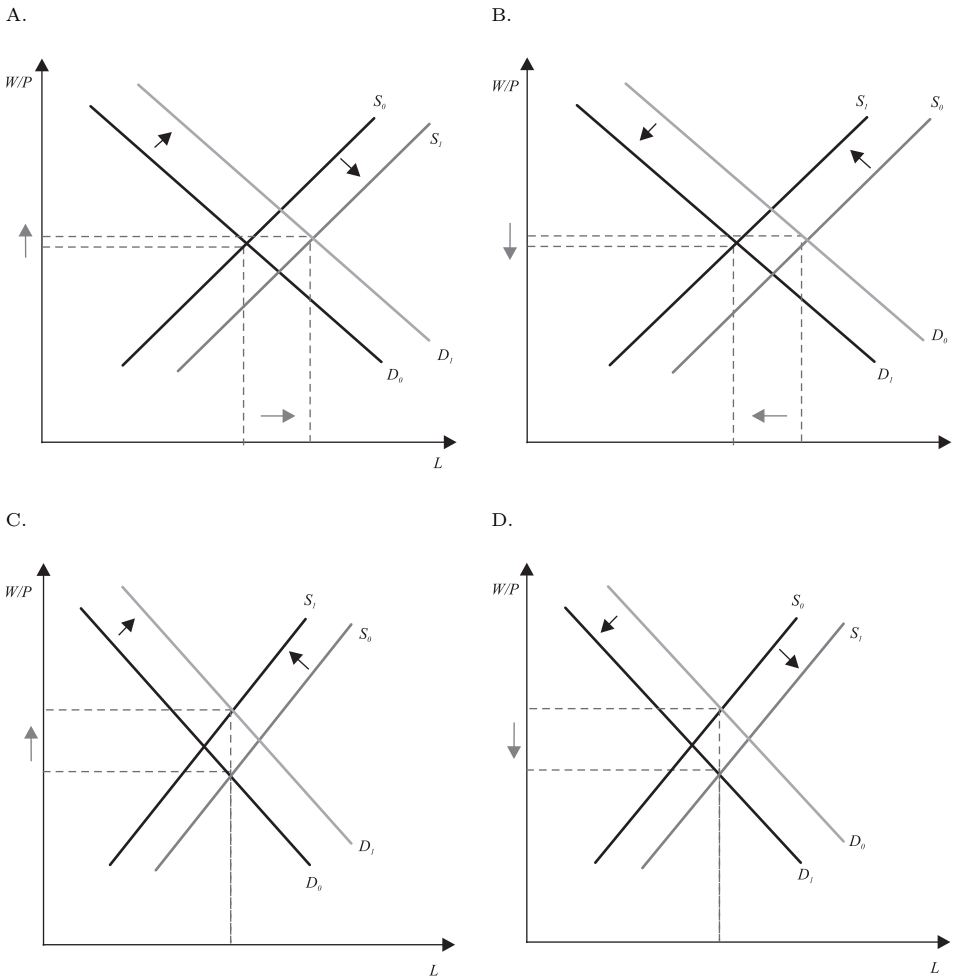
siendo u la tasa de desempleo. En estas circunstancias, la prociclicidad de los salarios implicará que la suma de los coeficientes $\lambda_1(k)$ y $\gamma_1(k)$ es de signo negativo, sugiriendo, en el primer caso, que a mayor desempleo menores serán los salarios.

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 económico[13]. 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

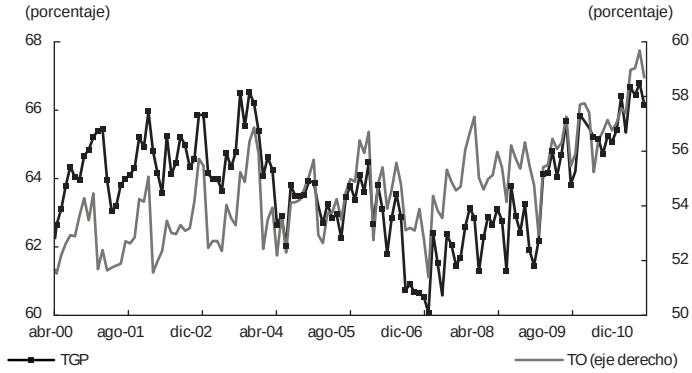


Los resultados de la columna (3) sobre flexibilidad de salarios no son contundentes. Son pocas las sumas de los coeficientes $\lambda_1(k)$ estadísticamente significativas.

[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:

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

y,

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

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:

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

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	**0,146****	0,875	-0,140	**-0,001****	0,003	**0,972*****	**0,997*****
	(0,044)	(0,074)	(0,444)	(0,182)	(0,002)	(0,002)	(0,091)	(0,045)
Años de educación								
Cero a cinco	0,001	0,081	-0,002	-0,357	-0,002	0,003	**0,971*****	**0,991*****
	(0,048)	(0,056)	(0,411)	(0,230)	(0,002)	(0,002)	(0,073)	(0,054)
Seis a once	-0,030	**0,128***	-0,385	-0,055	0,000	**0,004****	**0,961*****	**0,999*****
	(0,040)	(0,070)	(0,557)	(0,196)	(0,002)	(0,002)	(0,106)	(0,046)
Doce a catorce	**1,766*****	**1,784*****	**0,509*****	**0,542*****	**-0,002** ***	-0,002	**0,987** ***	**1,047*****
	(0,069)	(0,086)	(0,034)	(0,036)	(0,004)	(0,004)	(0,030)	(0,039)
Quince o más	0,054	0,213	-0,330	-0,128	**0,009*****	**0,013*****	**0,914** ***	**1,011*****
	(0,078)	(0,122)	(0,246)	(0,114)	(0,002)	(0,003)	(0,135)	(0,071)
Sector económico								
Agricultura	**-0,241*****	**-0,480*****	**-0,881***	**-1,634*****	-0,002	0,002	**0,957*****	**0,959*****
	(0,065)	(0,064)	(0,472)	(0,334)	(0,003)	(0,003)	(0,125)	(0,116)
Comercio	0,122	**0,110*****	**1,781*****	**-0,392****	**-0,003*****	0,002	**0,939*****	**0,998*****
	(0,038)	(0,070)	(0,516)	(0,196)	(0,001)	(0,002)	(0,120)	(0,050)
Construcción	**0,141*****	**0,136*****	**2,998*****	-0,066	**-0,007*****	-0,003	**1,018*****	**1,003*****
	(0,019)	(0,038)	(0,504)	(0,297)	(0,002)	(0,003)	(0,094)	(0,050)
Electricidad, gas y agua	0,056	**0,295*****	0,325	**1,235*****	0,003	0,008	**0,523***	**0,779*****
	(0,096)	(0,098)	(0,427)	(0,271)	(0,009)	(0,010)	(0,284)	(0,208)
Financiero e inmobiliario	**0,351*****	**0,558*****	**1,238*****	**0,347****	-0,001	0,004	**0,916*****	**0,974*****
	(0,062)	(0,098)	(0,238)	(0,136)	(0,003)	(0,004)	(0,100)	(0,058)
Industria	-0,039	-0,063	-0,380	**-0,788*****	0,000	**0,005****	**0,949*****	**0,986*****
	(0,042)	(0,058)	(0,464)	(0,191)	(0,002)	(0,002)	(0,084)	(0,043)
Minería	0,120	0,172	**-0,448***	**-0,334***	0,010	0,015	-0,145	0,449
	(0,321)	(0,328)	(0,261)	(0,183)	(0,019)	(0,019)	(0,409)	(0,294)
Servicios	-0,007	**0,215*****	0,211	**0,575****	0,000	0,005	**0,985*****	**0,994*****
	(0,045)	(0,070)	(0,526)	(0,263)	(0,002)	(0,003)	(0,113)	(0,061)
Transporte	**0,238*****	**0,345*****	**2,236*****	**0,307*****	-0,007	-0,003	**0,885*****	**1,005*****
	(0,049)	(0,075)	(0,321)	(0,195)	(0,002)	(0,003)	(0,119)	(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	**0,142*****	**4,260*****	**0,972****	-0,002	0,001	**-59,532*****	-0,261
	(0,063)	(0,072)	(0,794)	(0,394)	(0,004)	(0,005)	(15,089)	(7,435)
Años de educación								
Cero a cinco	**0,180****	**0,209****	**0,731****	0,276	-0,005	-0,002	-0,229	2,156
	(0,073)	(0,083)	(0,419)	(0,273)	(0,005)	(0,006)	(4,804)	(3,247)
Seis a once	0,112	**0,194*****	**1,435*****	**1,499*****	-0,002	0	-8,042	2,354
	(0,085)	(0,061)	(0,321)	(0,326)	(0,005)	(0,004)	(6,084)	(6,162)
Doce a catorce	0,006	0,069	-0,191	-0,141	0,003	0,006	9,635	**7,432***
	(0,065)	(0,076)	(0,665)	(0,428)	(0,006)	(0,007)	(6,038)	(3,942)
Quince o más	-0,122	-0,132	**-0,741****	**-0,554***	0,015	0,018	**14,640*****	**10,827*****
	(0,11)	(0,119)	(0,37)	(0,288)	(0,01)	(0,011)	(3,42)	(2,716)
Sector económico								
Agricultura	-0,036	-0,107	**-1,601****	**-1,818*****	-0,017	-0,014	**-13,775*****	**-7,703****
	(0,078)	(0,08)	(0,749)	(0,629)	(0,011)	(0,012)	(3,492)	(3,089)
Comercio	**0,144***	**0,316*****	**2,133*****	**1,869*****	-0,007	-0,004	**-23,286*****	-7,392
	(0,082)	(0,087)	(0,382)	(0,309)	(0,005)	(0,005)	(7,116)	(5,837)
Construcción	0,076	0,059	**1,565*****	0,651	-0,009	**-0,007***	**-11,282****	-3,723
	(0,073)	(0,044)	(0,593)	(0,488)	(0,007)	(0,004)	(4,893)	(4,025)
Electricidad, gas y agua	0,162	**0,284***	0,479	0,324	0,001	0,006	0,544	2,176
	(0,228)	(0,153)	(0,543)	(0,486)	(0,027)	(0,018)	(2,134)	(1,87)
Financiero e inmobiliario	**0,351****	**0,512*****	**1,421*****	**0,990*****	-0,013	-0,009	**-9,902****	-2,832
	(0,147)	(0,157)	(0,333)	(0,253)	(0,009)	(0,009)	(4,331)	(3,29)
Industria	0,043	0,057	**2,803****	0,029	-0,001	0,002	**-41,240*****	1,179
	(0,06)	(0,064)	(1,097)	(0,663)	(0,004)	(0,005)	(14,564)	(8,994)
Minería	-0,043	-0,093	0,002	-0,018	0,102	0,105	**1,403****	**1,412****
	(0,433)	(0,434)	(0,212)	(0,206)	(0,067)	(0,067)	(0,609)	(0,594)
Servicios	-0,03	0,015	-0,029	-0,154	0	0,003	-9,957	-1,14
	(0,086)	(0,093)	(0,572)	(0,445)	(0,007)	(0,008)	(6,292)	(5,019)
Transporte	**0,119***	**0,155*****	**2,366*****	**2,341*****	-0,007	-0,004	**-33,231*****	**-17,999*****
	(0,065)	(0,045)	(0,626)	(0,591)	(0,007)	(0,005)	(4,777)	(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		Variación trimestral		Variación anual		Variación mensual	
	IPC	**IPP**	**IPC**	**IPP**	**IPC**	**IPP**	**IPC**	**IPP**
Mediana	18,09	18,89	13,62	11,17	**34,68****	**38,69****	19,87	24,42
Años de educación								
Cero a cinco	16,26	16,15	16,8	18,71	20,89	25,26	14,23	17,16
Seis a once	**110,36*****	**107,25*** **	**99,66*****	**93,83*****	20,69	21,16	15,73	16,4
Doce a catorce	27,35	28,05	24,57	21,4	**36,73****	**36,72****	24,51	25,3
Quince o más	21,06	18,59	23,59	17,5	**32,99****	**46,95*****	22,04	28,18
Sector económico								
Agricultura	27,97	**36,46****	22,09	24,76	27,14	25,42	16,58	15,99
Comercio	**33,46****	**30,17***	**33,27****	27,32	**36,42****	**31,27***	27,09	24,6
Construcción	27,57	**30,13***	27,18	26,22	22,22	**34,82****	16,17	22,95
Electricidad, gas y agua	**40,03*****	**41,11*****	27,95	28,63	23,34	23,55	25,52	23,51
Financiero e inmobiliario	**40,66*****	**42,60*****	**32,68****	**32,91****	**40,17*****	**38,34****	**30,31***	25,37
Industria	22,66	18,38	16,01	15,86	**37,03****	**41,65*****	17,56	22,01
Minería	27,26	26,65	**32,89****	**33,46****	**33,15****	**33,86****	24,27	24,48
Servicios	18,79	21,44	19,57	20	19,15	18,98	16,73	16,4
Transporte	26,06	29,37	26,58	26,51	32,57*	**33,80****	28,37	27,58

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 forma[14]:

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

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		**Variación trimestral**		**Variación anual**		**Variación mensual**	
	IPC	**IPP**	**IPC**	**IPP**	**IPC**	**IPP**	**IPC**	**IPP**
Mediano	-0,061	-0,031	-0,104	-0,11	-0,186	**-0,274****	-0,244	-0,241
	(0,063)	(0,074)	(0,12)	(0,123)	(0,118)	(0,124)	(0,194)	(0,195)
Años de educación								
Cero a cinco	**-0,083***	-0,053	-0,119	-0,124	**-0,215*****	**-0,312*****	0,178	0,201
	(0,046)	(0,058)	(0,082)	(0,081)	(0,076)	(0,085)	(0,13)	(0,141)
Seis a once	-0,052	-0,024	-0,046	-0,072	**-0,133****	**-0,234*****	0	-0,013
	(0,033)	(0,053)	(0,038)	(0,071)	(0,054)	(0,059)	(0,057)	(0,057)
Doce a catorce	-0,076	-0,046	-0,098	-0,098	-0,05	-0,151	0,026	0,043
	(0,075)	(0,082)	(0,147)	(0,152)	(0,12)	(0,128)	(0,205)	(0,205)
Quince o más	-0,041	-0,011	-0,021	-0,027	-0,062	-0,15	-0,213	-0,21
	(0,091)	(0,102)	(0,187)	(0,188)	(0,182)	(0,188)	(0,324)	(0,325)
Sector económico								
Agricultura	0,198	0,228	-0,19	-0,216	0,518	0,43	-0,223	-0,22
	(0,223)	(0,228)	(0,463)	(0,471)	(0,45)	(0,449)	(0,783)	(0,786)
Comercio	**-0,144****	-0,114	-0,17	-0,176	**-0,360*****	**-0,447*****	-0,07	-0,066
	(0,061)	(0,072)	(0,136)	(0,128)	(0,138)	(0,14)	(0,258)	(0,259)
Construcción	**-0,202** *	-0,172	**-0,463****	**-0,469****	**-0,640*****	**-0,728*****	-0,196	-0,191
	(0,106)	(0,113)	(0,208)	(0,211)	(0,205)	(0,203)	(0,357)	(0,357)
Electricidad, gas y agua	-0,288	-0,265	**-1,270****	**-1,521** **	-0,302	-0,165	-0,29	-0,372
	(0,272)	(0,283)	(0,577)	(0,678)	(0,583)	(0,546)	(0,999)	(1,115)
Financiero e inmobiliario	-0,162	-0,132	-0,032	-0,033	-0,286	-0,374	**-0,592***	**-0,589***
	(0,102)	(0,108)	(0,203)	(0,208)	(0,246)	(0,251)	(0,353)	(0,353)
Industria	0,015	0,048	-0,028	-0,012	-0,191	**-0,288****	0,105	0,109
	(0,053)	(0,062)	(0,069)	(0,066)	(0,144)	(0,144)	(0,255)	(0,256)
Minería	-0,067	-0,054	-0,449	-0,394	-0,413	-0,5	-0,147	-0,141
	(0,356)	(0,371)	(0,511)	(0,527)	(0,965)	(0,972)	(1,661)	(1,661)
Servicios	0,042	0,042	-0,089	-0,078	0,097	0,009	-0,547	-0,545
	(0,093)	(0,093)	(0,172)	(0,178)	(0,203)	(0,209)	(0,359)	(0,36)
Transporte	-0,072	-0,042	0,194	0,186	-0,166	-0,254	**-0,903****	**-0,899****
	(0,123)	(0,129)	(0,241)	(0,242)	(0,256)	(0,259)	(0,406)	(0,404)

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 procícliclos.

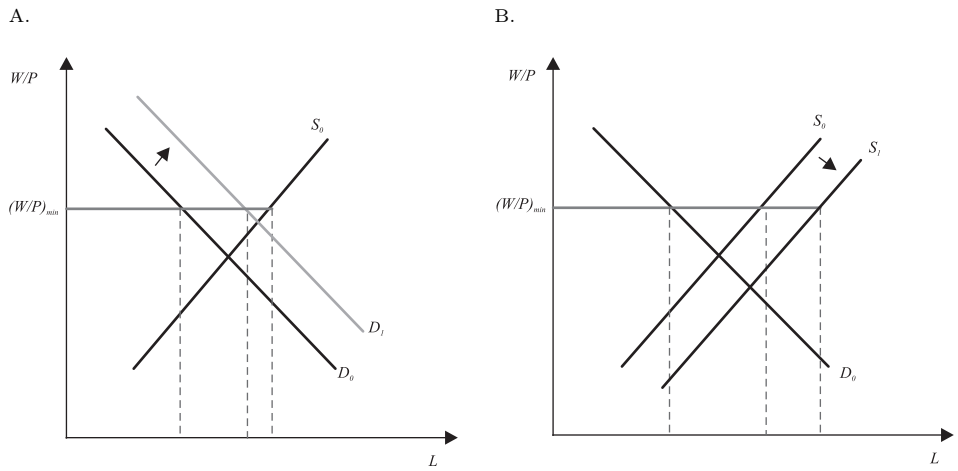
El conjunto de pruebas empleadas no sugiere que el salario sea rígido o flexible. Cuando la evidencia indica que es flexible (números en negritas en los cuadros 13.2, 13.3 y 13.4) éste es levemente procíclico. Los paneles A y B del Diagrama 13.2 muestran casos de expansión y contracción simultáneos de 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 contratos[15] 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:

$$U(c_t, 1 - h_t) = \frac{c_t^{1-\sigma} - 1}{1 - \sigma} + Aln(1 - h_t) \tag{13.9}$$

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:

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

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:

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

[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:

$$h_t = 1 - \frac{Ac_t^{\sigma}}{w_t} \tag{13.11}$$

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

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 empleo[16] (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:

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

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

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

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:

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

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

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

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

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

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

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

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:

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

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

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:

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

Reemplazando la expresión anterior en (13.19) tenemos:

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

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 ingreso[17].

El Gráfico 13.3 nos muestra la forma como varía la correlación entre el salario y el empleo[18] 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 productividad[19]. 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.

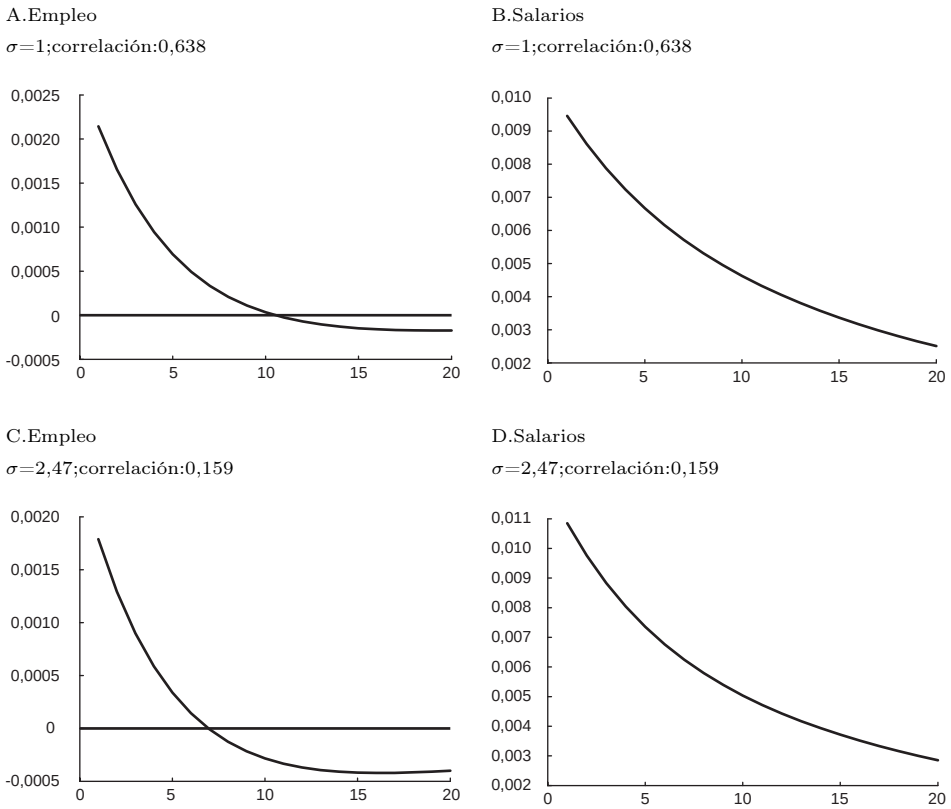
---

[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



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:

$$NI_t = y_t + R_t \tag{13.23}$$

$$y_t = c_t + i_t + x_t - m_t \tag{13.24}$$

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

$$NI_t = c_t + i_t + x_t - m_t + R_t \tag{13.25}$$

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:

$$0 = x_t - m_t + R_t \tag{13.26}$$

En consecuencia:

$$y_t = c_t + i_t - R_t \tag{13.27}$$

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:

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

Se supone que las remesas evolucionan de la siguiente forma:

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

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 países[20].

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 trabajo[21].

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 varianza [22]:

$$var(logh_t) = var(logn_t) + var(logN_t) + 2cov(logn_t, logN_t) \tag{13.30}$$

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:

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

[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.

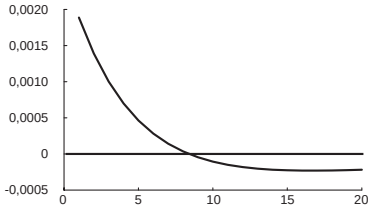
[22] Todas las variables, en frecuencia trimestral, están medidas en términos de desviaciones de la tendencia.

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

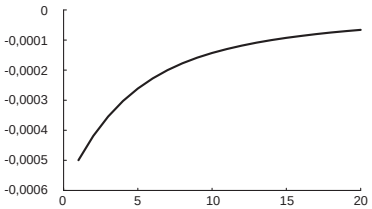
Choque de productividad | Choque al ingreso no laboral

$\sigma = 1$; correlación: $0,338$

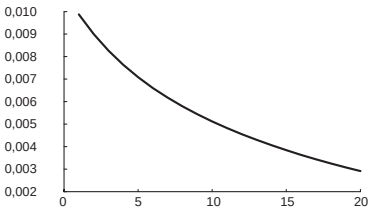
A. Empleo



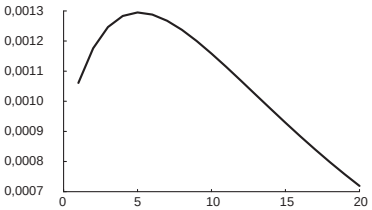
B. Empleo



C. Salario

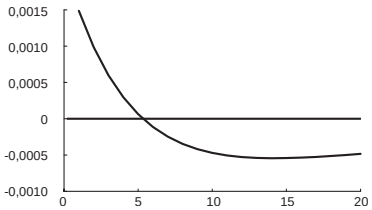


D. Salario

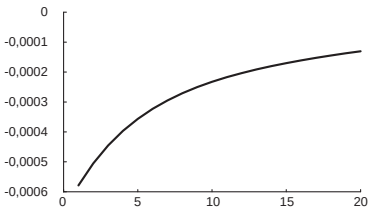


$\sigma = 2,47$; correlación: $-0,158$

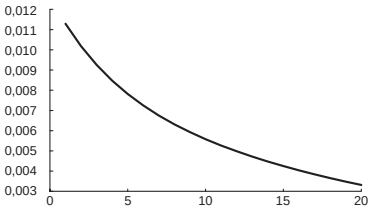
E. Empleo



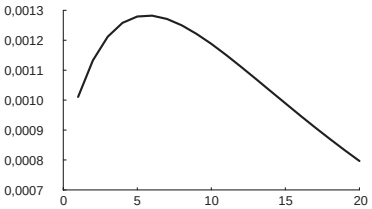
F. Empleo



G. Salarios

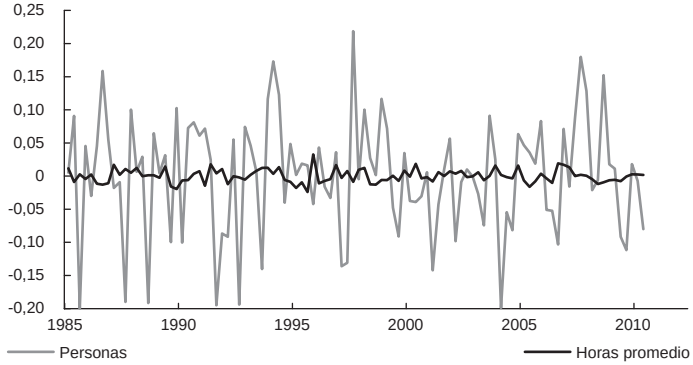


H. Salarios



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:

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

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

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

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

$$MaxE \sum_{t=1}^{\infty} \beta^t \left(\frac{c_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} + Bh_t \right) \tag{13.34}$$

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.

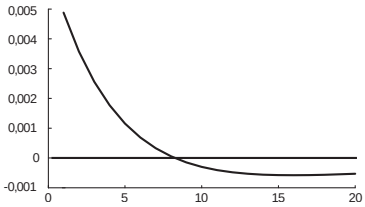
No parece, entonces, que la única explicación para que exista baja correlación entre salarios reales y empleo sea la presencia de rigideces nominales o reales. Es posible, como planteamos en esta sección, que la ocurrencia simultánea de choques de productividad (que mueven la demanda de trabajo y, en 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

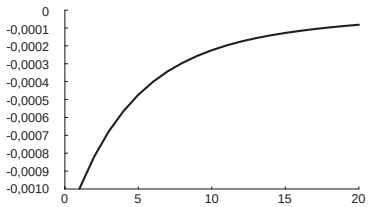
Choque de productividad | Choque al ingreso no laboral

$\sigma = 1$; correlación: 0,190

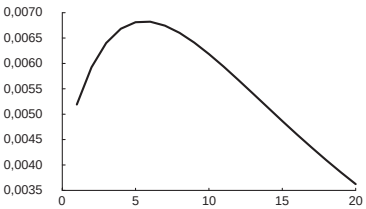
A. Empleo



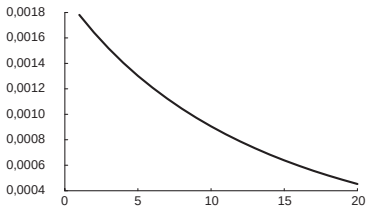
B. Empleo



C. Salario



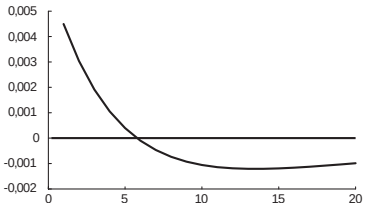
D. Salario



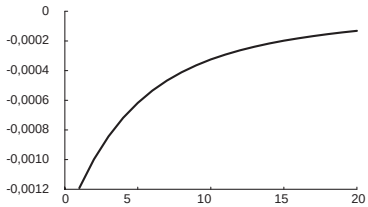
Choque de productividad | Choque al ingreso no laboral

$\sigma = 2{,}47$; correlación: -0,171

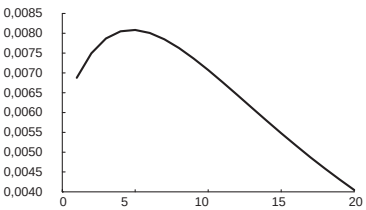
E. Empleo



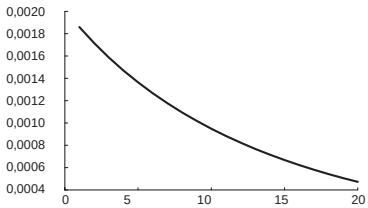
F. Empleo



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 Cyclicality 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 Cyclicality 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 edicion 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 Cyclicality 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 Cyclicality 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 $\hat{\beta}_1, \hat{\alpha}_1, \hat{\lambda}_1 y \hat{\gamma}_1$ 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*****	**0,260****	0,374	-0,12	-0,004	0	**0,956*****	**1,012*****
	(0,081)	(0,131)	(0,253)	(0,125)	(0,003)	(0,004)	(0,118)	(0,062)
Años de educación								
Cero a cinco	**0,470*****	**0,542*****	**1,198*****	**0,252***	**-0,015*****	**-0,011*****	**1,016*****	**1,004*****
	(0,051)	(0,086)	(0,209)	(0,137)	(0,002)	(0,003)	(0,077)	(0,047)
Seis a once	**0,426*****	**0,576*****	**0,918*****	0,148	**-0,009*****	**-0,006****	**0,994*****	**1,001*****
	(0,054)	(0,109)	(0,226)	(0,126)	(0,002)	(0,003)	(0,037)	(0,036)
Doce a catorce	0,016	-0,092	-0,366	**-0,553*****	**-0,009*****	-0,006	**0,978*****	**1,046*****
	(0,067)	(0,099)	(0,348)	(0,195)	(0,003)	(0,005)	(0,111)	(0,067)
Quince o más	**0,209***	**0,353****	0,076	-0,024	0,001	0,005	**0,948*****	**1,008*****
	(0,12)	(0,168)	(0,246)	(0,131)	(0,005)	(0,006)	(0,147)	(0,083)
Sector económico								
Agricultura	**-0,574****	**-0,881*****	**-0,674****	**-0,538*****	-0,009	-0,005	**0,654****	**0,863*****
	(0,239)	(0,257)	(0,264)	(0,176)	(0,01)	(0,01)	(0,284)	(0,199)
Comercio	**0,515*****	**0,408*****	**0,389****	-0,079	-0,014	**-0,010****	**1,026*****	**1,014*****
	(0,099)	(0,15)	(0,171)	(0,11)	(0,003)	(0,004)	(0,102)	(0,062)
Construcción	**0,176*****	**0,149***	-0,345	**-0,444*****	**-0,009****	-0,005	**0,987*****	**1,006*****
	(0,064)	(0,088)	(0,22)	(0,154)	(0,004)	(0,006)	(0,094)	(0,068)
Electricidad, gas y agua	**0,271****	**0,530*****	**1,916*****	**1,516*****	**-0,004*****	-0,001	0,262	0,677
	(0,115)	(0,13)	(0,388)	(0,233)	(0,011)	(0,013)	(0,274)	(0,224)
Financiero e inmobiliario	**0,181***	**0,356****	0,467	0,085	0,002	0,006	**0,776*****	**0,980*****
	(0,109)	(0,153)	(0,298)	(0,146)	(0,004)	(0,005)	(0,194)	(0,102)
Industria	**0,130****	0,027	0,064	**-0,404*****	**-0,004****	-0,001	**0,930*****	**0,984*****
	(0,065)	(0,105)	(0,407)	(0,151)	(0,002)	(0,003)	(0,091)	(0,032)
Minería	**0,414***	0,393	-0,239	-0,218	-0,021	-0,015	**0,860*****	**0,917*****
	(0,239)	(0,269)	(0,196)	(0,148)	(0,013)	(0,014)	(0,147)	(0,115)
Servicios	**0,249****	**0,252****	**0,381***	**0,381***	**0,009***	**0,009***	**0,989*****	**0,999*****
	(0,109)	(0,109)	(0,2)	(0,199)	(0,005)	(0,005)	(0,098)	(0,1)
Transporte	**0,311*****	**0,400*****	**0,821*****	0,161	-0,005	-0,002	**0,716*****	**0,933*****
	(0,112)	(0,145)	(0,228)	(0,129)	(0,005)	(0,005)	(0,195)	(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 Neftçi: 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)		(2) L= g(w)		(3) w=h(u)		(4) u= z(w)	
	IPC	**IPP**	**IPC**	**IPP**	**IPC**	**IPP**	**IPC**	**IPP**
Media	**0,294*****	**0,392*****	**1,567*****	**1,136*****	**-0,016*****	-0,013	**-25,925*****	**-13,222*****
	(0,141)	(0,147)	(0,316)	(0,262)	(0,007)	(0,008)	(5,903)	(5,092)
Años de educación								
Cero a cinco	**0,184****	**0,241****	0,69	0,349	**-0,010****	-0,007	-6,76	-1,125
	(0,085)	(0,103)	(0,436)	(0,296)	(0,005)	(0,006)	(6,136)	(4,318)
Seis a once	**0,299*****	**0,382*****	**1,317*****	**0,712*****	**-0,009****	-0,007	-9,8	-1,709
	(0,064)	(0,081)	(0,383)	(0,274)	(0,004)	(0,005)	(6,407)	(4,531)
Doce a catorce	**0,142****	**0,212****	**1,356****	**0,791***	-0,007	-0,005	**-19,471*****	-8,379
	(0,086)	(0,092)	(0,574)	(0,442)	(0,008)	(0,008)	(6,489)	(5,17)
Quince o más	0,076	0,072	0,674	0,352	0,002	0,005	-4,848	0,706
	(0,137)	(0,141)	(0,512)	(0,454)	(0,011)	(0,011)	(6,37)	(5,667)
Sector económico								
Agricultura	0,176	0,065	-0,22	-0,302	-0,036	-0,033	**-4,849*****	**-4,159****
	(0,222)	(0,224)	(0,27)	(0,261)	(0,03)	(0,064)	(1,738)	(1,699)
Comercio	**0,462****	**0,669*****	**1,023*****	**0,776*****	**-0,021****	**-0,018****	**-12,325*****	-5,582
	(0,184)	(0,188)	(0,256)	(0,197)	(0,009)	(0,009)	(4,56)	(3,535)
Construcción	**0,381****	**0,351****	**0,628****	**0,472****	**-0,042*****	**-0,040*****	**-12,351*****	**-9,118*****
	(0,157)	(0,161)	(0,256)	(0,23)	(0,014)	(0,014)	(2,654)	(2,452)
Electricidad, gas y agua	-0,011	0,065	0,275	0,364	0,007	0,011	0,033	1,054
	(0,285)	(0,32)	(0,392)	(0,37)	(0,034)	(0,037)	(2,327)	(2,122)
Financiero e inmobiliario	0,431	**0,601****	**0,594****	**0,577*****	-0,007	-0,004	**-7,118*****	-4,177
	(0,269)	(0,276)	(0,255)	(0,224)	(0,014)	(0,015)	(3,481)	(3,108)
Industria	0,036	0,042	**0,794***	0,493	-0,013	-0,01	**-15,808*****	-8,993
	(0,151)	(0,153)	(0,411)	(0,384)	(0,009)	(0,009)	(5,991)	(5,556)
Minería	0,236	0,2	0,226	0,176	0,037	0,04	0,522	0,611
	(0,398)	(0,399)	(0,26)	(0,251)	(0,064)	(0,064)	(0,999)	(0,966)
Servicios	-0,058	0,004	0,113	0,186	-0,019	-0,016	**-10,890*****	**-12,075*****
	(0,182)	(0,183)	(0,244)	(0,279)	(0,013)	(0,013)	(3,435)	(3,912)
Transporte	0,038	0,091	0,372	0,325	0,012	0,014	-3,336	-1,7
	(0,168)	(0,17)	(0,299)	(0,274)	(0,015)	(0,016)	(3,323)	(3,05)

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		Variación trimestral		Variación anual		Variación mensual	
	IPC	IPP	IPC	IPP	IPC	IPP	IPC	IPP
Medio	27,67	28,49	26,32	26,28	**33,66****	**34,35****	25,34	24,89
Años de educación								
Cero a cinco	**35,52****	**38,48****	**34,81****	**34,26****	25,74	**29,64***	21,73	24,3
Seis a once	**32,43***	**32,25***	21,7	21,92	23,61	23,47	20	20,1
Doce a catorce	16,25	17,85	12,75	12,78	25,68	26,27	17,07	19,36
Quince o más	29,32	25,9	19,43	17,47	17,19	18,21	17,33	17,54
Sector económico								
Agricultura	28,04	**30,29***	21,87	23,58	**37,46****	**36,32****	21,84	21,54
Comercio	24,18	24,63	18,68	20,84	22,35	21,51	17,76	18,4
Construcción	29,23	29,61	25,24	25,28	17,73	18,75	21,15	21,62
Electricidad, gas y agua	**44,29*****	**40,76*****	29,4	26,46	24,23	24,37	29,2	26,51
Financiero e inmobiliario	**32,80****	**35,12****	27,85	28,81	24,83	24,27	19,83	18,55
Industria	18,41	20,98	18,43	20,03	**30,17***	28,26	22,02	21,01
Minería	**40,42*****	**40,44*****	**39,16*****	**40,11*****	22,91	22,64	22,17	22,36
Servicios	22,12	22,12	19,24	19,35	**31,85***	**29,67***	24,62	22,48
Transporte	13,39	13,25	14,73	15,26	**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	Variación de la tasa de desempleo							
	Siete ciudades				**Trece ciudades**			
	Variación anual		**Variación trimestral**		**Variación anual**		**Variación mensual**	
	IPC	**IPP**	**IPC**	**IPP**	**IPC**	**IPP**	**IPC**	**IPP**
Media	-0,015	0,03	0,084	**0,124*****	**-0,112** *	**-0,210*****	-0,112	-0,113
	(0,031)	(0,042)	(0,058)	(0,057)	(0,063)	(0,07)	(0,118)	(0,118)
Años de educación								
Cero a cinco	-0,015	0,031	0,077	**0,127****	-0,116	**-0,213*****	0,104	0,098
	(0,033)	(0,042)	(0,056)	(0,057)	(0,078)	(0,081)	(0,139)	(0,14)
Seis a once	0	0,045	0,064	**0,114****	0,029	-0,057	0,018	-0,007
	(0,033)	(0,042)	(0,058)	(0,057)	(0,085)	(0,062)	(0,134)	(0,055)
Doce a catorce	-0,015	-0,015	0,033	0,038	-0,042	-0,137	-0,038	0,006
	(0,062)	(0,062)	(0,074)	(0,101)	(0,1)	(0,11)	(0,174)	(0,185)
Quince o más	-0,044	0,001	-0,209	-0,178	-0,145	-0,243	0,026	0,029
	(0,064)	(0,073)	(0,129)	(0,135)	(0,145)	(0,151)	(0,259)	(0,262)
Sector económico								
Agricultura	0,011	0,056	0,159	**0,207****	-0,082	-0,18	-0,114	-0,11
	(0,053)	(0,059)	(0,116)	(0,119)	(0,183)	(0,179)	(0,307)	(0,308)
Comercio	-0,021	0,024	0,058	**0,103***	-0,056	**-0,154***	-0,041	-0,027
	(0,031)	(0,039)	(0,059)	(0,057)	(0,075)	(0,08)	(0,131)	(0,135)
Construcción	-0,023	0,022	0,014	0,061	-0,15	**-0,204*****	-0,198	-0,052
	(0,04)	(0,049)	(0,078)	(0,078)	(0,1)	(0,058)	(0,207)	(0,052)
Electricidad, gas y agua	-0,12	-0,076	0,309	0,351	0,172	-0,089	0,914	0,221
	(0,227)	(0,228)	(0,502)	(0,503)	(0,404)	(0,271)	(0,801)	(0,368)
Financiero e inmobiliario	-0,087	-0,042	-0,018	0,027	**-0,439*****	**-0,536*****	**-0,657*****	**-0,658*****
	(0,063)	(0,072)	(0,105)	(0,108)	(0,133)	(0,137)	(0,211)	(0,214)
Industria	0,004	0,049	0,063	**0,106****	-0,082	**-0,183****	-0,085	-0,085
	(0,029)	(0,037)	(0,058)	(0,054)	(0,07)	(0,073)	(0,135)	(0,132)
Minería	0,149	0,227	-0,295	-0,241	-1,1	-1,196	-2,158	-2,151
	(0,488)	(0,489)	(1,115)	(1,099)	(0,95)	(0,953)	(1,776)	(1,777)
Servicios	-0,051	-0,007	0,041	0,081	-0,071	-0,173	-0,128	-0,108
	(0,047)	(0,058)	(0,08)	(0,081)	(0,114)	(0,123)	(0,184)	(0,184)
Transporte	**-0,090***	-0,055	0,047	0,035	**-0,231***	**-0,310*****	0,103	0,01
	(0,05)	(0,048)	(0,096)	(0,054)	(0,108)	(0,08)	(0,178)	(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.

Réplica
Los salarios reales a lo largo del ciclo económico en Colombia

Los comentarios realizados por Andrés Rosas apuntan directamente a la esencia de nuestro artículo: la consistencia del modelo utilizado con los hechos presentados. En tal sentido, es posible que los salarios reales en Colombia no sean rígidos. En cuanto a sus críticas y sugerencias, destacamos tres.

En primer lugar, la existencia de un posible sesgo de composición en las estimaciones econométricas. Recordemos que este se presenta cuando la mano de obra es heterogénea y durante una contracción de la actividad económica los salarios bajos pueden tener un menor peso en la suma total de salarios, pero uno mayor durante una expansión, lo que genera un sesgo, haciendo 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.

Nosotros creemos haber reducido este riesgo, pues calculamos los salarios reales medios y medianos y los niveles de ocupación (asalariados del sector privado que trabajan cuarenta horas o más a la semana) clasificándolos de maneras diferentes: una de ellas por nivel educativo y otra por sector productivo. Con estas clasificaciones pudimos calcular niveles alternativos de ocupación y de salarios reales medios y medianos, pero todos con resultados bastante coherentes. Por tanto, de llegar a existir, el sesgo de composición debe ser bajo.

En segundo lugar, la posible existencia de no linealidades por causa de asimetrías en el mercado laboral y en la dinámica de cada ciclo económico específico. Sobre este punto es claro que nosotros no supusimos tales características ni utilizamos un método para verificar su existencia, o para enfrentar, manejar y dar cuenta de manera explícita de las posibles no linealidades. Conocidos sus comentarios, podemos afirmar que estamos de acuerdo en que convendría emprender investigaciones para abordar este asunto, pero para ello creímos que era conveniente realizar primero lo que hicimos: analizar la evidencia empírica con los métodos econométricos más convencionales, máxime si se tiene en cuenta que el modelo teórico no supone asimetrías.

Finalmente, Rosas nos propone una tarea que valdría la pena iniciar: derivar formalmente las implicaciones empíricas del modelo teórico y contrastarlas,

también de manera formal, con los datos colombianos. Por ejemplo, verificar si en Pereira, ciudad altamente expuesta a choques en el salario de reserva de la manera que exponemos en nuestro artículo (por su relación con la remesas enviadas por los migrantes desde España y los Estados Unidos), los salarios son más acíclicos, más contracíclicos o menos procíclicos que en el resto de ciudades en cada dominio.

14 Sensibilidad de la oferta de migrantes internos a las condiciones del mercado laboral en las principales ciudades de Colombia

Juan D. Barón*

Los mercados laborales de las principales ciudades de Colombia muestran indicadores sustancialmente diferentes. Un ejemplo de esta situación se presenta en la tasa de desempleo: mientras que ciudades como Ibagué, Pereira y Armenia tienen tasas de desempleo que alcanzan el 20 %, otras como San Andrés, Barranquilla y Santa Marta tienen tasas de desempleo que apenas alcanzan los dos dígitos. Además de la existencia de estas diferencias, las tasas de desempleo son persistentemente más altas en algunas ciudades; es decir, las ciudades que tenían el más alto desempleo años atrás tienden a ser las mismas ciudades que presentan las tasas más altas de dicha variable en la actualidad. Las preguntas que se hacen los economistas son: ¿por qué se da esta situación?, ¿acaso la teoría económica no predice que ante mejores oportunidades laborales en otras regiones (que compensen los costos de migración) las personas tienden a migrar hacia ellas, influyendo sobre el nivel de salarios, el desempleo y, por ende, reduciendo las diferencias entre las ciudades de origen y de destino?

Esta investigación contribuye al entendimiento de la relación entre las condiciones de los mercados laborales en las ciudades y las decisiones de localización de los migrantes internos en Colombia. En particular, el objetivo de este documento es establecer si existe evidencia que soporte la hipótesis de que los migrantes urbanos departamentales se dirigen a las ciudades donde existen mejores oportunidades laborales. Para ello, este documento se aparta de los análisis en la literatura colombiana donde se relacionan los flujos migratorios de entidades geográficas y las condiciones laborales regionales. En contraste, el documento se guía por el trabajo de Borjas (2001) y la aplicación empírica de Amuedo-Dorantes y De la Rica (2010). Borjas (2001) basa su modelo en la idea de que si los migrantes son

* El autor se benefició de las discusiones con Franz Hamann, Luis Eduardo Arango, Adolfo Meisel, Julio Romero, Carlos Medina, Leonardo Bonilla, Laura Cepeda y Francisco Rowe. Laura Rueda y Andrés Castaño prestaron una valiosa asistencia en la elaboración de este documento.

individuos racionales, deben estar sobrerrepresentados en relación con los nativos (la proporción de migrantes dentro del grupo de migrantes es mayor que la proporción de nativos dentro del grupo de nativos), en aquellas ciudades o regiones cuyas condiciones laborales son más favorables. Esta nueva aproximación e interpretación reconoce explícitamente los choques de demanda regional de trabajo a grupos de habilidad específicos, las cuales son fuerzas que los modelos basados en áreas no capturan.

La aplicación de esta nueva aproximación al problema usa los datos de áreas metropolitanas de la encuesta continua de hogares (ECH) para el primer trimestre de cada año entre 2001 y 2006. La ECH contiene información para las trece principales áreas metropolitanas, a las que denominaremos *ciudades* en el presente análisis. Usando grupos de habilidad definidos para cada año y ciudad como la unidad de observación, se calculan índices que capturan la oferta relativa de inmigrantes en comparación con los nativos. Estos índices son las variables dependientes en el análisis que examinan las decisiones de localización de los migrantes departamentales[1].

Los resultados indican que los migrantes recientes tienden a estar sobrerrepresentados, en relación con los nativos y los migrantes de toda la vida, en aquellas ciudades donde las condiciones laborales son más favorables (bajo desempleo, alta ocupación y mejores salarios)[2]. Es decir, los migrantes tienen una probabilidad mayor que la de los nativos de encontrarse ubicados en aquellas ciudades principales que ofrecen mejores condiciones laborales para las habilidades que ellos tienen para ofrecer. Sin embargo, el tamaño de los coeficientes estimados indica que esta sobrerrepresentación es pequeña y no reduce las diferencias regionales en el mercado laboral colombiano. Con las condiciones más favorables, la elasticidad estimada de la oferta relativa de inmigrantes al salario es de $0,27$, es decir, la oferta relativa de inmigrantes es inelástica al salario. Los resultados se sometieron a diversas pruebas para validar su robustez. Entre ellas se destaca el uso de las muestras censales de la *Integrated Public Use Microdata Series* (Ipums) para los censos de 1985, 1993 y 2005 para replicar los resultados cualitativos y con las limitaciones que esta información impone. En general, el resultado es cualitativamente el mismo ante las diferentes especificaciones, datos y subgrupos de la población.

El artículo tiene seis secciones, la primera presenta la discusión de algunos hechos estilizados sobre la revisión de la literatura relevante. La segunda discute el modelo analítico que guía la aplicación empírica. La tercera describe el método econométrico en detalle y la cuarta presenta los resultados. Con el objetivo de

[1] Se debe aclarar que, dada la restricción de información en la ECH, las únicas decisiones de localización que se pueden observar son aquellas que llevan a una persona de cualquier lugar del país a una de las trece principales ciudades.

[2] En esta investigación un *migrante reciente* es aquella persona cuyo departamento de residencia cinco años atrás es diferente al de residencia al momento de la entrevista, mientras que un *migrante de toda la vida* es aquel cuyo departamento de nacimiento es diferente al de residencia al momento de la entrevista.

verificar la robustez de los resultados, la quinta sección presenta ejercicios empíricos adicionales; finalmente, se presentan algunos comentarios en la sexta sección.

1. Antecedentes y revisión de la literatura

1.1. Persistencia en las condiciones del mercado laboral en las ciudades

La preocupación de los economistas por la baja movilidad geográfica en el país surge al observar diferencias significativas y persistentes en los principales indicadores del mercado laboral[3]. Un ejemplo de estas diferencias se ilustra en el Gráfico 14.1[4], el cual presenta las tasas de desempleo para las principales ciudades del país comparando dos años diferentes en cada panel: (A.) años 2001 y 2005, (B.) años 2006 y 2010, (C.) años 2005 y 2006, y (D.) años 2001 y 2010[5].

El Gráfico 14.1 muestra que las diferencias en las tasas de desempleo son considerables cuando se analiza cualquier año por separado. Por ejemplo, para 2005 la diferencia entre la ciudad con la mayor tasa de desempleo y la menor fue de 9 puntos porcentuales (pp) (como se puede ver en el eje vertical del panel A). Con algunas diferencias, la variación en las tasas de desempleo para cada año que se considera en el gráfico es de similar magnitud. La persistencia de estas diferencias entre ciudades se manifiesta en cada uno de los paneles por la relación positiva que se observa entre la tasa de desempleo en un año y en otro. Cabe aclarar que, a medida que se toman años más lejanos entre sí, esa persistencia se reduce. La persistencia es más alta cuando se comparan los años 2005 y 2006 (panel C), que cuando se comparan los años 2001 y 2005 (panel A), 2006 y 2010 (panel B), o 2001 y 2010 (panel D).

Las persistentes diferencias en las condiciones laborales entre las principales ciudades del país no se limita a las diferencias descritas en las tasas de desempleo. Como muestra el Gráfico 14.2, esta persistencia también se observa en las tasas de ocupación y los salarios reales promedio (por hora) entre las principales trece ciudades y para el período 2001-2010. La relación positiva existente entre las tasas de ocupación para las ciudades en 2001 y la misma tasa en 2010, por un lado, y la similar relación entre los salarios reales promedio por ciudad en los mismos años, por el otro, sugieren que aquellas ciudades con altas tasas de ocupación (salarios) en 2001 tienden a ser las mismas ciudades con altas tasas de ocupación (salarios) en 2010.

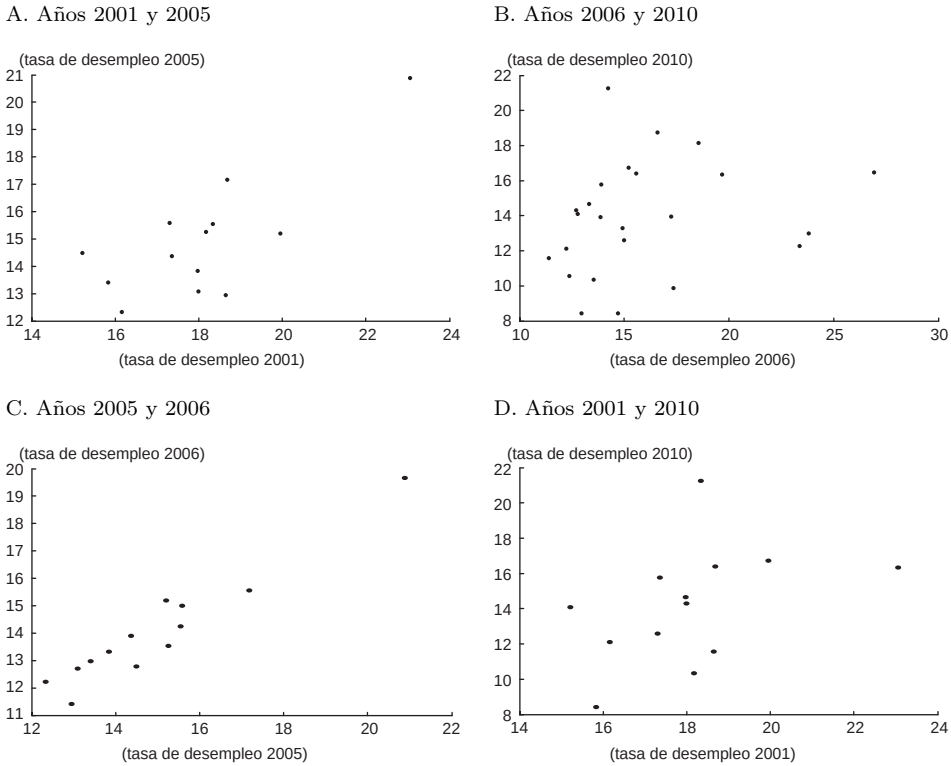
---

[3] También existe una amplia literatura sobre la persistencia de las disparidades económicas regionales medidas con el PIB departamental (Cárdenas, Pontón y Trujillo (1993); Birchenall (1997); Bonet y Meisel (1999); Barón (2004), entre otros).

[4] El Gráfico A.1 presenta las tasas de desempleo entre 2001 y 2010 para cada una de las trece principales ciudades del país y las compara con el agregado nacional.

[5] Las tasas de desempleo consignadas allí vienen de la ECH para los años 2001 y 2005, y de la gran encuesta integrada de hogares (GEIH) para los años 2006 y 2010. Por tal motivo, en los paneles donde se usa la ECH hay información para menos ciudades.

Gráfico 14.1: Persistencia de las tasas de desempleo regionales, 2001–2010 (porcentaje)



Nota: los puntos representan las principales ciudades del país. Las tasas son promedios anuales. Entre 2001 y 2005 se tienen estadísticas para las trece principales ciudades del país. A partir del año 2006 hay disponibilidad de estadísticas de desempleo para las veinticuatro ciudades principales.
Fuente: DANE (ECH, GEIH); cálculos del autor.

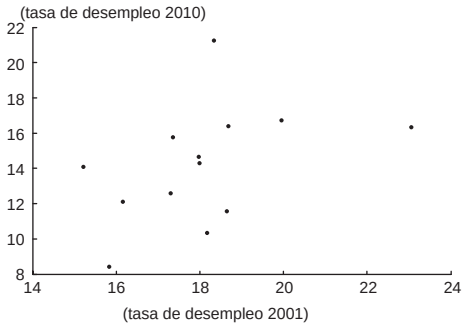
1.2. Integración de los mercados regionales en Colombia: series de tiempo

Dada la información fragmentada sobre migración en Colombia, los estudios se han enfocado en analizar las diferencias en los resultados, más que en los mecanismos de ajuste de esas diferencias (migración y flujos de capital). Gamarra (2006), por ejemplo, evalúa si el comportamiento de las tasas de desempleo en las principales siete ciudades colombianas para el período 1980-2004 se comportan de manera similar, es decir, si están cointegradas. Usando la prueba de Johansen, el autor encuentra que cuando se analizan todas las ciudades a la vez se encuentran tres vectores de cointegración, lo que se puede interpretar como un comportamiento similar pero con diferentes niveles de equilibrio. El autor también presenta pruebas donde usa la tasa de desempleo de cada ciudad y evalúa cómo se comporta en

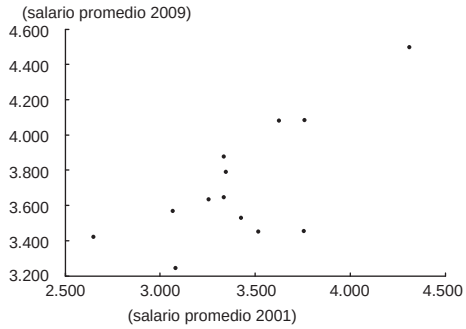
relación con el grupo. Estas pruebas tienden a favorecer el resultado de la prueba hacia la cointegración, ya que en el grupo también se encuentra la ciudad con que se está comparando. De los resultados de este autor se puede deducir que en general las tasas de desempleo se comportan de una manera similar en las principales ciudades del país. Esto no significa que las tasas de desempleo estén al mismo nivel. En cualquier caso, y sin importar si se comparan las tasas de desempleo de las ciudades espaciadas uno, cinco o diez años, la persistencia regional y temporal de las tasas de desempleo es evidente (Gráfico 14.1).

Gráfico 14.2: Persistencia de las tasas de ocupación (porcentaje) y los salarios promedio (pesos por hora), 2001-2010

A. Tasa de ocupación



B. Salario promedio



Nota: los puntos representan las principales ciudades del país. Las tasas son promedios anuales. Entre 2001 y 2005 se tienen estadísticas para las trece principales ciudades del país. A partir del año 2006 hay disponibilidad de estadísticas de desempleo para las veinticuatro ciudades principales. Los salarios están expresados en pesos por hora de 2009.
Fuente: DANE (ECH, GEIH); cálculos del autor.

Otros autores, siguiendo la misma metodología de series de tiempo, también intentan evaluar el comportamiento relativo de otras variables regionales del mercado laboral. Usando información para el período 1986-2000, Zuccardi (2002) usa el total de ocupados para las siete áreas principales. El estudio encuentra que la dinámica de las series de ocupados para algunas ciudades centrales del país (Bogotá, Medellín, Cali, Bucaramanga y Manizalez) están cointegradas, mientras que las de la periferia no lo están (Barranquilla y Pasto). Se evidencia, entonces, que algunos de los mercados están integrados y que hay una relación a largo plazo que no disminuye con el tiempo (las diferencias son persistentes). En esta misma línea de investigación, pero usando un período bastante corto para la metodología empleada (2001-2006), Bohórquez, Godoy y Téllez (2008) emplean las tasas de ocupación para evaluar la interdependencia de los ciclos regionales en las trece principales ciudades. Esta interdependencia de los ciclos es otra forma de evaluar la integración de los mercados laborales. Los autores encuentran que algunas ciudades se rezagan con respecto al ciclo del país (Medellín, Cartagena, Barranquilla y Villavicencio) y otras responden rápidamente (Ibagué, Cali, Pereira y Bogotá), reforzando los resultados de Zuccardi (2002).

Como es de esperarse, la integración de los mercados laborales en Colombia también se ha evaluado mediante los salarios. Usando información de salarios para el período 1980-2000, Galvis (2002a) analiza la cointegración de los salarios por ciudades, pero para tres grupos educativos diferentes (primaria, secundaria y superior). El autor encuentra que hay integración segmentada, es decir, integración en los salarios de los menos educados (primaria y secundaria), pero no para los más educados. Aunque contraintuitivo, puesto que se esperaría que los más educados sean los más móviles, este resultado subraya la importancia de considerar el nivel educativo al hacer los análisis de migración. En esa misma tendencia otros autores analizan la integración de los mercados laborales mediante los salarios de los menos educados en un período más largo. Jaramillo, Nupia y Romero (2001) usan información de jornales agrícolas de la Caja Agraria para evaluar por subregiones la integración de 17 departamentos para el período 1945-1998. Este documento es interesante porque en la actualidad no existe una encuesta que nos permita tener tanta información salarial para una misma región. En su análisis interregional encuentran que las tres grandes ciudades del país tienen un mercado integrado de mano de obra no calificada. Por su parte Nupia (1997), usando información para el período 1976-1995, encuentra integración en los salarios de los trabajadores de baja calificación, pero usando información de la encuesta de hogares.

1.3. Integración de los mercados regionales en Colombia: encuestas

Estudios con metodologías diferentes a las anteriores también se han enfocado en la integración de los mercados laborales mediante los salarios. Desde el punto de vista metodológico estos estudios se apartan del uso de series de tiempo y se concentran en la información individual de las encuestas de hogares, particularmente de la ECH. Mesa, García y Roa (2008) usan dicha herramienta para el período 2001-2005, además de cortes transversales repetidos, para concluir que existen diferencias salariales significativas una vez se controla por los determinantes más relevantes del salario (educación, edad). Los autores interpretan esto como evidencia de no integración de los mercados laborales regionales. En contraste, Romero (2006), usando la misma información, concluye todo lo contrario: que no existe segmentación. Las diferencias en estas dos conclusiones podrían deberse a la diferencia en la metodología (Romero usa una descomposición de salarios) o a las diferencias en las variables de control (Romero incorpora, además, el costo de vida). Cuando junto con la educación se considera también el tamaño de la empresa y la industria de los trabajadores, también parece haber evidencia que respalda la hipótesis de la segmentación de los mercados urbanos en las trece principales ciudades (Ortiz, Uribe y Badillo, 2009).

En resumen, la literatura colombiana deja varias lecciones sobre la integración de los mercados laborales. Primero, estos estudios se enfocan más en el resultado de la integración de los mercados que en el mecanismo que hace que estos estén integrados. En la mayoría de los casos los autores apelan a la migración como la fuerza que hace la integración posible. Segundo, los resultados son sensibles a la elección de la muestra, las variables por las cuales se controla y la

metodología usada. Finalmente, algo que queda claro es que la incorporación de los niveles educativos es crucial.

1.4. Literatura internacional sobre migración y diferencias regionales

La relación entre el funcionamiento de los mercados laborales y la migración ha sido un tema recurrente en la literatura internacional. Los inicios de esta corriente muestran un antecedente importante en el trabajo pionero de Blanchard y Katz (1992), que analiza la evolución de los mercados laborales con un modelo dinámico que incorpora variables agregadas de salario, empleo, participación laboral y migraciones netas para el período 1950-1990 en los Estados Unidos. El estudio concluye que es la migración de trabajadores, en lugar de la migración de empleos o su creación, el mecanismo de ajuste ante los choques externos que reciben los Estados de ese país. Adicionalmente, la migración de trabajadores responde más a los cambios en desempleo que a los cambios en los salarios. Decressin y Fatas (1995) realizan un ejercicio similar para las regiones europeas y las regiones estadounidenses. A diferencia de la situación en los Estados Unidos, en Europa son los cambios en las tasas de participación las que absorben los choques externos, pero no la migración. En las regiones de Europa y los Estados Unidos las tasas de desempleo desempeñan un papel pequeño en absorber los choques externos que afectan a las economías regionales.

Usando estrategias empíricas similares a los estudios anteriores, Debelle y Vickery (1999) empleando series de tiempo, analizan la evolución de los mercados laborales australianos en un período de quince años. Mediante pruebas de cointegración, los resultados de los autores indican que la migración sí contribuye a reducir las disparidades en las condiciones entre estados, aunque las diferencias persisten. En el mismo sentido, para Australia, Groenewold (1997) encuentra que las fuerzas igualadoras de las diferencias regionales en el mercado laboral (migración) son lentas y no contribuyen a igualar las tasas de desempleo ni los salarios. Con un panel de datos de nueve regiones y con información anual para el período 1969-1982, Pissarides y McMaster (1990) indagan acerca de qué tanto la migración neta responde a los diferenciales regionales de desempleo y salarios en el Reino Unido. Los autores concluyen que los mecanismos de ajuste, salarios relativos y desempleo funcionan, pero muy lentamente.

Los trabajos nacionales mencionados son similares metodológicamente, y en cierta medida, conceptualmente a estos trabajos internacionales pioneros. La gran desventaja de los trabajos en Colombia, que en especial es debida a la limitada información sobre migración disponible de forma periódica, es la ausencia de la variable de migración en los modelos presentados. De estos trabajos colombianos, entonces, se supone que si los mercados regionales están integrados es porque el mecanismo de ajuste funciona (migración, por ejemplo). A partir de estos trabajos no es posible evaluar qué tan efectiva es la migración en absorber los choques externos de las economías regionales, ya que la información de series de tiempo a las frecuencias necesarias es inexistente.

Las conclusiones contradictorias de los estudios agregados dieron paso a estudios más detallados sobre los determinantes de las migraciones, prestando particular atención a las diferencias en las condiciones laborales y a las características individuales de los migrantes. Adicionalmente, desde la década de los setenta ya había modelos teóricos como el descrito por Harris y Todaro (1970) que trata de la migración urbano-rural. Este modelo ha sido el preferido para explicar los resultados empíricos en la literatura aplicada mencionada. La característica distintiva de este modelo es que la migración responde a las diferencias entre los ingresos esperados en la región de destino y la de origen. Si esa diferencia es positiva, habrá migración. Dada esta implicación fundamental del modelo y la disponibilidad de bases de datos con información por persona, la literatura internacional empezó a indagar sobre las características de los migrantes, los diferenciales en las condiciones de destino y de origen, y su interacción.

Pissarides y Wadsworth (1989) estudian la relación entre movilidad y desempleo usando la encuesta de hogares del Reino Unido para 1977 y 1984. Una ventaja de esta herramienta es que tiene información retrospectiva sobre las condiciones laborales antes de la migración. Según el estudio, el desempleo afecta la movilidad individual de tres formas: i) mediante el estatus de desempleado del trabajador individual, ii) por medio de las diferencias regionales en desempleo y iii) lo hace de forma asimétrica (cuando el desempleo es alto en todas las regiones, la movilidad es mayor). En la misma tendencia, Antolin y Bover (1997) identifican los factores económicos regionales (tasas de desempleo, salarios) que influyen en la decisión migratoria de los hombres en España. Los autores usan información de corte transversal para el período 1987-1991 y encuentran que las características personales y familiares (edad, educación, composición de la familia, etc.), así como la situación de desempleo, influyen sobre la decisión de migrar a otras regiones. Además, muestran que las características personales tienden a hacer más grande o pequeño el efecto de las variables regionales relativas sobre la decisión migratoria. Al igual que la encuesta empleada por Pissarides y Wadsworth (1989), la española contiene información sobre la participación laboral de los individuos antes del evento migratorio. En Colombia, infortunadamente esa información no se recoge en las encuestas.

1.5. Literatura sobre migración en Colombia

En Colombia, dadas las restricciones de información, los primeros estudios sobre la relación entre migración y el mercado laboral usan modelos gravitacionales por municipio o departamento. Varios de estos estudios emplean la información contenida en los censos generales de población. Galvis (2002b), por ejemplo, usa la información del censo de 1993 para estimar, por primera vez en la literatura colombiana, un modelo gravitacional por departamento. El autor encuentra que las características del lugar de destino se relacionan fuertemente con los flujos migratorios de los departamentos. También encuentra que el ingreso por persona del departamento de destino es más importante que el de origen, así como que la distancia física afecta la elección del lugar de destino. La alta violencia en el

lugar de origen también es una variable fundamental que "expulsa" a los habitantes de una región hacia otra[6]. Espinosa (2003), usando la misma metodología pero incorporando además los datos del censo de 1973, llega a similares conclusiones[7].

Guataquí y Roa (2010) ofrecen una caracterización de los migrantes usando el censo de 2005, y hacen algunas consideraciones y comparaciones metodológicas sobre los cambios efectuados en la medición del fenómeno en los censos de la segunda mitad del siglo XX. Uno de los resultados más importantes, que corrobora resultados previos de la literatura, es la alta movilidad de los migrantes de mayor habilidad (más educados).

Otros estudios recientes han aprovechado la disponibilidad de información que sobre migración hay en la ECH para el período 2001-2006[8]. El uso de esta base de datos permite el análisis por individuo, y además contiene información sobre ingresos de las personas y sus características sociodemográficas. Esto es una ventaja, ya que los censos cuentan con limitada información de ingresos y de otras características laborales de cada individuo.

Usando los datos de la ECH para el período 2001-2005, Silva, Guataquí y Román (2007) analizan la probabilidad de estar empleado y los ingresos de los migrantes en la región de destino, con respecto a los no migrantes. Sus resultados indican que un migrante tiene una mayor probabilidad de encontrar un empleo frente a un no migrante y, además, que sus ingresos son sustancialmente más altos. Los autores concluyen que "[los] movimientos migratorios han sido influenciados por oportunidades disponibles en áreas urbanas diferentes". Esto puede que sea cierto, sin embargo, de sus resultados aquello no se puede afirmar. Los autores analizan la probabilidad de hallar un empleo en la región donde migró cada individuo, pero no la decisión de migrar hacia la región donde existían mayores probabilidades de empleo. Que los migrantes encuentren un empleo más rápido que los no migrantes no quiere decir que ellos migraron hacia donde había mejores posibilidades de empleo, especialmente si se tiene en cuenta que los que migran son un grupo altamente selecto de la población de origen en términos de capital humano (Roa, 2008; Romero, 2010).

El trabajo de Roa (2008) usa la encuesta de calidad de vida (ECV) de 2003 para indagar sobre la importancia de las condiciones laborales en la decisión de migrar. La autora se concentra en evaluar la hipótesis de selección de los migrantes y sus niveles de inserción (probabilidad de empleo) teniendo en cuenta el nivel educativo. Una limitación que reconoce la autora, aunque surge de la encuesta,

---

[6] Esto es evidencia temprana de que factores sociales como la violencia influyen en el desplazamiento de la población. Estudios puntuales de la población desplazada se encuentran en Engel e Ibáñez (2007; 2009), e Ibáñez y Vélez (2008).

[7] Un análisis descriptivo de los flujos migratorios internos a partir de los censos de 1973 y 1993 se encuentra en Martínez (2001), y un análisis descriptivo a partir del censo de 2005 se encuentra en Sánchez (2008).

[8] En la GEIH, que es la encuesta de hogares en la actualidad, el módulo de migración fue excluido.

es que el análisis solo se realiza para las grandes regiones del país. Esto tiende a subestimar los flujos migratorios y los efectos estimados.

1.6. Una aproximación novedosa al estudio de la migración y las condiciones del mercado laboral

Usando una aproximación diferente, aplicada tanto a la migración interna como internacional, Borjas (2001) y Amuedo-Dorantes y De la Rica (2010) analizan la relación entre las condiciones del mercado laboral (salario y tasa de ocupación) para grupos diferentes de habilidad y la ubicación geográfica de los migrantes en los Estados Unidos y España, respectivamente. Borjas (2001), quien desarrolla esta nueva aproximación, encuentra que las diferencias regionales en las oportunidades por grupo de habilidad generan sustanciales disparidades de comportamiento en las decisiones de localización no solo de los nativos, sino también de los migrantes internacionales que arribaron a los Estados Unidos en el período 1950-1990. Amuedo-Dorantes y De la Rica (2010) encuentran evidencia del mismo fenómeno para los inmigrantes internacionales que llegaron a España, usando información de la encuesta laboral española para el período 1999-2007.

Una ventaja de esta aproximación a la relación entre migración y condiciones del mercado laboral, y su impacto sobre las disparidades regionales, es que incorpora los choques de demanda regional de trabajo en grupos de habilidad específicos. De hecho, diversos autores se declaran inconformes con análisis basados en "metodologías de área" que relacionan los flujos migratorios y las circunstancias del mercado laboral regional (Borjas, Freeman y Katz, 1996; Borjas, 2001 y 2003; Card, 2001). Esta metodología y marco conceptual (Borjas, 2001; Amuedo-Dorantes y De la Rica, 2010) son los que se adoptan en el presente documento. Esto permite analizar la información disponible desde una óptica diferente, como veremos, pero incorporando resultados importantes de la literatura nacional e internacional, tales como la relevancia de la habilidad de los individuos.

2. Modelo teórico

Para analizar la relación entre las condiciones del mercado laboral y la migración adoptamos el modelo teórico propuesto por Borjas (2001), adaptado al contexto de la migración interna en un país. Este sencillo modelo supone que los individuos son maximizadores del ingreso y que tienen información perfecta sobre las oportunidades y condiciones laborales en las diferentes ciudades principales en el segmento del mercado laboral al cual ellos pertenecen en términos de su habilidad. Formalmente, para un trabajador de habilidad k que reside en la ciudad b (o en el departamento donde se encuentra esta ciudad), la decisión de migrar a otra ciudad principal r (en otro departamento) está dada por el signo del índice I:

$$I = \max_{r} \{w_{rk}\} - w_{bk} - C \tag{14.1}$$

donde w_{rk} es el salario pagado en la ciudad r a un nativo con habilidad k; w_{bk} es el salario pagado a un trabajador de habilidad k en la ciudad en que

reside; y C son los costos, principalmente fijos, de migración. Entre estos costos fijos no solo están los costos de transporte, de viaje y de acomodación, sino más importante, la desutilidad que sufre el migrante que deja su familia y amigos atrás, e inicia una nueva vida (Boeri y van Ours, 2008). El trabajador migra si $I > 0$, es decir, si su salario en la ciudad de destino es superior al de la de origen, y además si la diferencia cubre los costos fijos de migración. Los salarios en este modelo pueden interpretarse como el valor presente del flujo de ingresos esperado en cada región (Borjas, 1999 y 1989 y 1987). Con esta interpretación el comportamiento migratorio de los individuos está determinado por la comparación de los futuros ingresos esperados entre las diferentes ciudades, de una manera similar al modelo de Harris y Todaro (1970).

Si los costos de migración son muy altos, es decir, si el diferencial salarial no permite cubrir los costos fijos de migración, la distribución espacial de la población es aleatoria y está determinada por el lugar de nacimiento de las personas. Como la migración en este caso no responde a las diferencias en las condiciones laborales entre ciudades, las diferencias en dichas condiciones entre ciudades persistirán a lo largo del tiempo. Sin embargo, en la vida real se observa que algunos individuos sí migran: aquellos que pueden cubrir los costos de migración con el diferencial de salario entre regiones. Para los que no migran, el diferencial en las condiciones salariales es un obstáculo para beneficiarse de las oportunidades económicas en otros destinos. En este caso, la población no estará distribuida eficientemente; entonces, muchos trabajadores estarán en lugares donde el producto marginal no se maximiza. Como lo señala Borjas (2001), los flujos de capital podrían cumplir un papel fundamental en equilibrar las economías regionales, pero esto en general no se observa a corto plazo. Como resultado, se apreciarían diferencias persistentes en las condiciones laborales entre ciudades (tasas de desempleo o salarios persistentemente más altos en algunas ciudades comparadas con otras).

Según el modelo, el grupo de migrantes que se observa en las encuestas son una muestra selecta de trabajadores para quienes el índice I en la ecuación (14.1) es estrictamente positivo. Si un migrante decide vivir en la ciudad ℓ, entonces, y con los supuestos del modelo, la siguiente condición tiene que cumplirse:

$$w_{\ell k} = \max_{r} \{w_{rk}\} . \tag{14.2}$$

En términos simples, la ecuación (14.2) indica que los migrantes elegirán como lugar de destino la ciudad que paga los mejores salarios para las habilidades que ellos poseen. Esta es la implicación que se busca evaluar empíricamente en este documento.

En países con bajas tasas de desempleo, el énfasis en salarios es aceptable. Sin embargo, en países donde las tasas de desempleo son altas, a la hora de desplazarse los migrantes podrían tener en cuenta no solamente los salarios pagados a sus habilidades, sino también la probabilidad de encontrar un empleo, aun si este paga un menor salario en esa ciudad (Amuedo-Dorantes y De la Rica, 2010). Al incorporar esta observación en el modelo, la ecuación (14.2) se convierte en:

$$\phi_{\ell k} w_{\ell k} = \max_{r} \{\phi_{rk} w_{rk}\} , \tag{14.3}$$

donde ϕ_{rk} es la probabilidad de encontrar un empleo en el grupo de habilidad k y en la ciudad r. Intuitivamente, esta condición afirma que los trabajadores migrarán a aquellas regiones donde el valor esperado del salario es el mayor. Con estos supuestos el modelo captura la posibilidad de que los trabajadores migren a una región donde el salario en su grupo de habilidad no sea el más alto, pero en la cual la probabilidad de estar desempleado es menor.

3. Método econométrico

3.1. Datos

El análisis empírico usa la información de la ECH para el período 2001-2006. El módulo de migración se incluyó en el primer trimestre de cada año; en la actualidad en la GEIH (encuesta que remplazó a la ECH), no existe información alguna que permita inferir las dinámicas migratorias de la población[9]. El uso de esta herramienta permite un análisis limitado a las trece principales áreas metropolitanas del país, aunque, como es evidente, esto no restringe los lugares de origen de los migrantes. Como se verá en la sección 5, las conclusiones cualitativas de este documento son similares, cuando se emplea información de las muestras censales de Ipums y se usan los departamentos del país como base para el análisis.

Dado que el enfoque de la presente investigación está en la sensibilidad de los migrantes a las condiciones laborales, la muestra se restringe a aquellas personas entre 16 y 64 años de edad, personas que presumiblemente tienen la capacidad y los recursos financieros necesarios para tomar una decisión migratoria[10]. Se denomina *migrante de toda la vida* a aquellos cuyo departamento de nacimiento es diferente al de residencia. *Migrante reciente* son aquellas personas cuyo departamento de residencia cinco años atrás es diferente al departamento de residencia al momento de la entrevista (independientemente de si son o no migrantes de toda la vida). En cualquier otro caso, la persona se denomina *no migrante* o *nativo*. Esta clasificación obedece a las restricciones de información sobre migración en esta, y en general, en todas las encuestas aplicadas por el DANE que indagan acerca del tema[11]. Se

[9] Aparte de la información contenida en la ECH, los únicos datos disponibles sobre migración son los incluidos en los censos generales de población y en la ECV de 2003 y 2008.

[10] Cabe resaltar que la edad de trabajar en Colombia incluye a las personas de doce o más años. Aunque la restricción de la muestra a personas de 16 o más años pretende contemplar en la muestra aquellos con la capacidad de migrar, también es posible que los padres de aquellos entre 12 y 16 años tomen decisiones migratorias, teniendo en cuenta las condiciones laborales no solo para ellos mismos, sino también para sus hijos en este rango de edad. Los resultados de esta investigación no cambian significativamente al incluir en la muestra aquellas personas entre 12 y 16 años de edad. Los resultados están disponibles a petición de los lectores.

[11] En el censo de población de 2005, en la ECH y ECV las preguntas del módulo de migración son similares. De ellas se puede obtener la siguiente información: residencia de los padres cuando la persona nació (cabecera, municipio y departamento); lugar de residencia de la persona cinco años atrás (cabecera, municipio y departamento); años viviendo en el municipio actual; el nombre del municipio, y la razón por la que migró. Dentro de las razones de la migración, las

debe tener en cuenta dentro del análisis que una persona que cambia de municipio dentro de un mismo departamento no es considerada como migrante, lo que se debe a que la información de las condiciones laborales está limitada a las principales ciudades de trece departamentos.

Para aproximarse a la habilidad de los individuos, se combina la información de edad y de mayor nivel educativo alcanzado. Específicamente, los individuos se clasifican en cuatro grupos de educación: quienes tienen menos de primaria completa, aquellos que completaron primaria, los bachilleres y los graduados de al menos un programa de educación superior. La clasificación de edad se hace para los siguientes tres grupos: aquellos entre 16 y 30 años de edad; entre 31 y 45 años, y los que están entre 46 y 64 años. Todas las posibles combinaciones entre los grupos de educación y los de edad originan doce grupos de habilidad.

El índice relativo de oferta de inmigrantes para la celda ciudad-habilidad (r, k) en el momento t está dado por:

$$Z_{rk}(t) = \frac{M_{rk}(t)/M_k(t)}{N_{rk}(t)/N_k(t)} \tag{14.4}$$

donde M_{rk} es el número de inmigrantes en el período t, que habitan en la ciudad r y que pertenecen al grupo de habilidad k; M_k es el número total de inmigrantes en t que son de habilidad k; N_{rk} es el número de nativos (o no migrantes) en t, que habitan en la ciudad r y que son de habilidad k, y N_k representa el número total de nativos (o no migrantes) en t que son de habilidad k. El índice $Z_{rk}(t)$ mide la oferta relativa de inmigrantes relativa a la de los nativos en un grupo particular de habilidad, ciudad y año. El índice es igual a 1 si los migrantes y los nativos tienen la misma distribución geográfica relativa, y toma valores superiores a 1 si los migrantes en un grupo específico de habilidad están sobrerrepresentados en una ciudad específica y en un momento particular en el tiempo. Valores inferiores a 1 para el índice señalan que los migrantes están subrepresentados en relación a los nativos.

A manera de ejemplo, suponga que solo hay dos ciudades, un grupo de habilidad y un año. Si en la ciudad A se localiza el 50 % de todos los migrantes y el 50 % de todos los nativos, el índice toma el valor de 1 tanto para la ciudad A como para la B. Lo mismo ocurre en el caso más general en que en ambas ciudades A y B el porcentaje de todos los migrantes allí localizados es igual al porcentaje de todos los nativos allí localizados, en cada uno de los grupos de habilidad y año. En contraste, si en la ciudad A están localizados el 60 % de los migrantes (el 40 % están en la ciudad B), mientras que el 30 % de los nativos están en la ciudad A (el 70 % están en la B), el índice toma el valor $0,6/0,3 = 2$ para la ciudad A, y toma el valor $0,4/0,7 = 0,57$ para la B. Con respecto a los nativos, cuando en la ciudad A los migrantes están sobrerrepresentados, el índice toma un valor mayor a 1, y mientras que están subrepresentados en la ciudad B, el índice toma un valor inferior a 1.

---

categorías son: trabajo, motivos laborales, traslado del hogar, estudio, salud, orden público y razones familiares.

En el caso del presente análisis, combinando los doce grupos de habilidad con las trece ciudades y los seis años para los cuales está disponible la información, resulta en 936 observaciones (doce grupos de habilidad × trece ciudades × seis años), para los cuales el índice en la ecuación (14.4) está definido. En otras palabras, la unidad de observación para el análisis son las celdas definidas por habilidad-ciudad-año, que son 936 en total.

Un factor que puede ser importante en la decisión migratoria de los trabajadores es la presencia de redes o colonias, es decir, de coterráneos en los lugares de destino. Es posible que la decisión de hacia dónde migrar esté determinada por el hecho de tener un conocido en otro lugar que transmite información sobre las oportunidades laborales en esa ciudad y que provee un ambiente familiar, factores que reducen el costo fijo de la migración (Borjas, 2001). Una forma de descontar el efecto de las redes en la decisión del lugar de destino es con el índice alternativo de oferta relativa:

$$Z^*_{rk}(t) = \frac{M_{rk}(t)/M_k(t)}{T_{rk}(t)/T_k(t)} \tag{14.5}$$

donde T_{rk} es el número de migrantes de toda la vida en t, que habitan en la ciudad r y que son de habilidad k; T_k es el número total de migrantes de toda la vida en t que son de habilidad k; y los demás son los términos definidos para la ecuación (14.4). Si estas redes son efectivas y los nuevos migrantes simplemente se mudan a aquellas ciudades donde viven sus coterráneos, se observará que ellos viven en los mismos lugares que los migrantes antiguos (o de toda la vida), sin importar si este sea el destino que provee la máxima diferencia entre el salario y el costo de migración. Pero si, en cambio, los migrantes recientes son más racionales económicamente, es decir responden a las condiciones laborales, estos estarán sobrerrepresentados en relación con los migrantes de toda la vida en aquellas ciudades que ofrecen las mejores oportunidades laborales para las habilidades que poseen[12].

3.2. Modelo econométrico

El objetivo del análisis empírico es explorar la relación entre la oferta relativa de inmigrantes, definida por el índice $Z_{rk}(t)$, y las condiciones laborales de las principales trece áreas metropolitanas del país. Estas dos variables, sin embargo, son susceptibles de estar determinadas conjuntamente, por lo que una alternativa sería el uso de un instrumento que nos permita romper la doble causalidad. Encontrar instrumentos que estén altamente correlacionados con las condiciones laborales y, además, no muestren una relación con la oferta relativa de inmigrantes es bastante complejo, si no imposible (Borjas, 2001; Amuedo-Dorantes y De la Rica,

[12] Una posibilidad adicional es que los migrantes de toda la vida residan en las ciudades que ofrecen mejores condiciones laborales para los nuevos migrantes. Como se verá en los resultados, este no es el caso, y los nuevos migrantes tienden a estar sobrerrepresentados en relación con los de toda la vida, en aquellas ciudades que ofrecen mejores condiciones laborales para las habilidades que los nuevos poseen.

2010). Una alternativa frecuentemente usada en esta literatura y en otras para sortear este inconveniente es incluir en el modelo la variable explicativa en forma rezagada. Aunque esta opción probablemente no soluciona del todo el problema econométrico, sí garantiza que al menos la variable de condiciones laborales ingrese de manera predeterminada en el modelo. La inclusión de la variable explicativa en forma rezagada muy probablemente se ajusta más a la realidad de comportamiento de los migrantes, puesto que es difícil creer que estos reaccionan de inmediato ante cambios en las condiciones laborales de las ciudades. No solamente existe un rezago y un tiempo donde el migrante sopesa las alternativas, sino que también las asimetrías de información hacen que el proceso se retarde. La inclusión de la variable explicativa en forma rezagada genera el interrogante de cuál rezago incluir. Evidentemente, esta es una pregunta más empírica que teórica; por esto, en la sección de resultados se estiman los modelos con el primero, el segundo o el tercer rezagos (de a uno a la vez). En consecuencia, el modelo por estimar es el siguiente:

$$Z_{rk}(t) = \theta E_{rk}(t-1) + \gamma_r + \eta_k + \zeta_t + (\gamma_r \times \eta_k) + (\gamma_r \times \zeta_t) + (\eta_k \times \zeta_t) + \varepsilon_{rk}(t); \quad (14.6)$$

donde $E_{rk}(t-1)$ representa una de las variables de condiciones laborales para los individuos de habilidad k, en la ciudad r y en el período $t-1$. El término $\varepsilon_{rk}(t)$ es el error. La ecuación (14.6) incluye varios efectos fijos de diferente tipo: γ_r es el efecto fijo de habilidad (edad-educación), η_k es el efecto fijo de ciudad y ζ_t es el efecto fijo de año. También se incluyen todas las interacciones posibles entre los tres efectos fijos, representadas en la ecuación por los productos entre paréntesis. Al incluir estos términos es posible capturar características de educación, ciudad y tiempo, que posiblemente influyen sobre la oferta relativa de inmigrantes a nativos en una celda particular como, por ejemplo, las diferencias en los sistemas educativos (acceso, cobertura, calidad), en el costo de vida incluyendo el de vivienda, y en los choques macroeconómicos[13].

El parámetro de interés en la presente investigación es θ, el cual mide la sensibilidad del índice de oferta relativa ante cambios en las condiciones laborales que ocurren dentro de un grupo particular habilidad-ciudad-año. Una de las ventajas de la presente investigación es el uso de tres medidas de las condiciones laborales: estas son los ingresos laborales por hora (salarios), la tasa de ocupación y la tasa de desempleo, calculadas para las celdas habilidad-ciudad-año. Si los migrantes responden en gran medida a las condiciones laborales, se espera que el parámetro θ sea positivo en los casos en que se emplean los salarios y las tasas de ocupación. Cuando se usa la tasa de desempleo como indicador de las condiciones laborales en el grupo habilidad-ciudad-año, se espera que θ sea negativo.

La estimación del modelo se realiza combinando la información de todos los años, para todos los grupos de habilidad y para todas las ciudades. En otras

[13] El modelo en la ecuación (14.6) se puede reexpresar en primeras diferencias como: $Z_{rk}(t) - Z_{rk}(t-1) = \theta[E_{rk}(t) - E_{rk}(t-1)] + \gamma_r + \eta_k + \zeta_t + \epsilon_{rk}(t)$. La única diferencia es que el modelo en niveles no incluye los efectos fijos por sí solos. Estos dos modelos proveen el mismo estimativo de θ cuando se pondera por el tamaño de celda en la ecuación (14.6) (Borjas, 2001).

palabras, la unidad de observación es el grupo de habilidad-ciudad-año, y como se mencionó hay 936 observaciones. La estimación se realiza por el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). En el cálculo de las celdas se usan las ponderaciones individuales de la ECH, y en la estimación del modelo en la ecuación (14.6) se usa el tamaño de celda como ponderación. Adicionalmente, la estimación de la varianza del error y, por ende, de los errores estándar de los parámetros estimados, se hace robusta a la presencia de heterocedasticidad al emplear el método de White-Huber (Huber, 1967; White, 1980).

4. Resultados

4.1. Resultados básicos

Antes de discutir los resultados del modelo econométrico es importante indagar brevemente sobre las características de los migrantes en la muestra de trabajo. Con este propósito el Cuadro 14.1 presenta algunas estadísticas descriptivas por estatus migratorio. Los migrantes de toda la vida y los nativos son agrupados en una sola categoría (*no migrantes*), dado que estos tienen características similares. El cuadro indica que las mujeres tienen una mayor representación dentro de los migrantes recientes (54 % de estos) que dentro de los no migrantes (53,5 %). Asimismo, los migrantes recientes, son en promedio, cinco años más jóvenes, y son solteros en una mayor proporción.

El Cuadro 14.1 también sugiere que los migrantes recientes están en promedio mejor educados que los no migrantes. Mientras que el 50 % de los no migrantes completó primaria o tienen menos educación, la cifra para los migrantes solo llega al 45,7 %. Con respecto a niveles educativos más altos, en tanto que el 43,7 % de los migrantes recientes completaron al menos el bachillerato, los no migrantes solo alcanzan el 38, 6 %. Estas estadísticas permiten ver que el grupo de migrantes recientes es un segmento selecto de la población. Esta característica de los migrantes no genera ningún inconveniente para la estimación e interpretación de los resultados, puesto que el objetivo de la presente investigación es indagar si este grupo de migrantes, sea selecto o no, responde a las condiciones laborales en las diferentes ciudades del país.

4.2. Características de las principales variables del modelo

De la misma forma que mostrar las características básicas de la muestra de trabajo, es fundamental establecer las características de las variables incluidas en el modelo econométrico. Lo que se pretende mostrar es que las variables tienen variabilidad suficiente que permita asegurarnos que los parámetros del modelo econométrico no estén identificados a partir de cambios minúsculos en ellas.

El Gráfico 14.3 presenta un histograma para cada una de las variables más relevantes del modelo: a) el índice de oferta relativa de inmigrantes (Z_{rk}), b) el logaritmo natural del salario, c) la tasa de ocupación, y d) la tasa de desempleo. Como se mencionó, la unidad de observación en el modelo, y en este gráfico, es el grupo habilidad-ciudad-año (936 observaciones en total). Los histogramas

Cuadro 14.1: Media y desviación estándar de las características de no migrantes y migrantes en la muestra[(a)]

Variables	No migrantes[(b)]		Migrantes[(c)]	
	Media	Desviación estándar	Media	Desviación estándar
Mujer	53,5	(0,026)	54,7	(0,109)
Edad	35,3	(0,007)	29,9	(0,025)
Jefe de hogar	33,5	(0,025)	31,3	(0,101)
Casado o unión libre	50,1	(0,026)	46,6	(0,109)
Nivel educativo alcanzado				
Menos de primaria	10,7	(0,016)	9,8	(0,065)
Primaria	39,3	(0,025)	35,9	(0,105)
Bachillerato	38,6	(0,025)	43,7	(0,108)
Universitario o más	11,4	(0,017)	10,6	(0,067)

Notas:
(a) La muestra incluye individuos entre 16 y 64 años. Todas las estadísticas son ponderadas.
(b) Son no migrantes aquellas personas cuyo departamento de nacimiento y de entrevista es el mismo. También se clasifican como no migrantes aquellos migrantes cuyo desplazamiento se realizó más de cinco años previos a la aplicación de la entrevista.
(c) Migrantes son aquellos cuyo departamento de residencia al momento de la encuesta y cinco años antes de esta es diferente.
Fuente: DANE (ECH, 2001-2006); cálculos del autor.

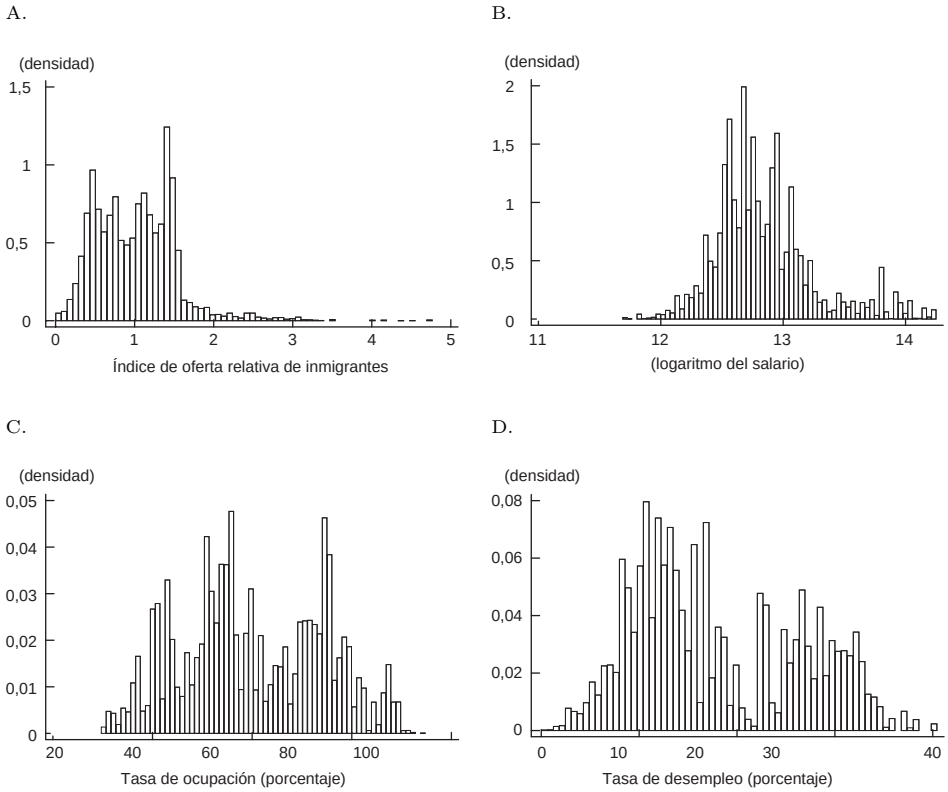
ponderan cada celda por el tamaño de la misma, y dado que el cálculo de la celda incorpora las ponderaciones individuales de la ECH, los resultados son ponderados.

El gráfico muestra que tanto en la variable dependiente, el índice de oferta relativa de inmigrantes (panel A), como en las variables independientes (condiciones laborales), la variación presente es sustancial (paneles B a D). Para el índice de oferta relativa, por ejemplo, se observa que la gran mayoría de observaciones toma valores entre 0 y 2. Cabe recordar que cuando este índice toma valores mayores a 1 señala que los inmigrantes están sobrerrepresentados en relación con los nativos. Asimismo, la variable salario (panel B) toma valores entre 12 y 14 (en logaritmo), mientras que la tasa de ocupación se ubica entre 30 % y 95 % y las de desempleo están entre 2 % y 40 %. Hay que tener presente que estas tasas son calculadas para la unidad de observación creada a partir del grupo de habilidad, la ciudad y el año. Los resultados de salarios hay que interpretarlos con cautela, dado que estos son salarios nominales. En los modelos econométricos esto no es un problema, puesto que los efectos fijos de año controlan por los cambios en el costo de vida.

4.3. La oferta relativa de migrantes y las condiciones del mercado laboral

El Cuadro 14.2 muestra los resultados de la estimación de la ecuación (14.6) para los migrantes recientes comparados con tres grupos: i) no migrantes (esto es, nativos y migrantes de toda la vida); ii) nativos, y iii) migrantes de toda la vida. Es decir, el índice de oferta relativa en cada una de ellos es diferente, ya que involucra la comparación de la oferta de migrantes recientes con la de grupos de comparación diferentes.

Gráfico 14.3: Histograma de las principales variables del modelo



Nota: La unidad de observación es el grupo habilidad–ciudad–año. El número de observaciones es 936.
Fuente: DANE (ECH, 2001-2006); cálculos del autor.

Como se mencionó, se usan tres medidas que capturan las condiciones laborales (que entran rezagadas en el modelo): la tasa de desempleo (en porcentaje), la tasa de ocupación (en porcentaje) y el salario (en logaritmo). La estimación del modelo incluye solo una de estas medidas a la vez, ya que aquellas presentan una alta correlación entre sí. A su vez, el cuadro contiene tres paneles que se diferencian por el rezago de la variable incluida: dado el corto período para el cual tenemos información sobre migraciones (2001-2006), se consideran las condiciones laborales solo hasta el tercer rezago. Por consiguiente, cada posición dentro del cuadro se refiere a un modelo estimado para una variable de condiciones laborales (al rezago que indica el panel) y para una muestra específica (un índice de oferta relativo diferente). El respectivo R^2 se presenta para cada modelo. Las ponderaciones individuales de la ECH se usaron en el cálculo de las celdas, y el tamaño de celda se usó para ponderar los resultados de la estimación. Los errores estándar son robustos a heterocedasticidad.

Cuadro 14.2: Estimación de la sensibilidad de la oferta relativa de inmigrantes recientes al empleo, desempleo y salarios[a]

	Migrantes recientes a no migrantes [b]		Migrantes recientes a nativos		Migrantes recientes a migrantes de toda la vida	
Variable	**Coeficiente**	**R^2**	**Coeficiente**	**R^2**	**Coeficiente**	**R^2**
Panel A: variable independiente rezagada un período						
Tasa de ocupación	-0,007	0,850	-0,005	0,903	0,000	0,790
	(0,001)		(0,001)		(0,001)	
Tasa de desempleo	0,005	0,850	-0,004	0,903	0,005	0,790
	(0,001)		(0,001)		(0,001)	
$ln(Salario_{t-1})$	-0,159	0,850	-0,113	0,903	-0,269	0,791
	(0,002)		(0,003)		(0,006)	
Panel B: variable independiente rezagada dos períodos						
Tasa de ocupación	0,019	0,883	0,018	0,928	0,013	0,813
	(0,001)		(0,001)		(0,001)	
Tasa de desempleo	-0,022	0,884	-0,016	0,928	-0,024	0,818
	(0,001)		(0,001)		(0,001)	
$ln(Salario_{t-2})$	0,149	0,879	0,211	0,926	0,220	0,809
	(0,003)		(0,004)		(0,006)	
Panel C: variable independiente rezagada tres períodos						
Tasa de ocupación	0,007	0,880	0,000	0,926	0,012	0,823
	(0,001)		(0,001)		(0,001)	
Tasa de desempleo	-0,008	0,880	-0,004	0,927	-0,006	0,821
	(0,001)		(0,001)		(0,001)	
$ln(salario_{t-3})$	0,298	0,880	0,214	0,927	0,373	0,823
	(0,003)		(0,004)		(0,009)	

Notas:
[a] La variable dependiente es el índice de oferta relativa. La unidad de observación es la celda ciudad-habilidad-año, con 936 observaciones en total. Las variables *tasa de ocupación* y *de desempleo* están en porcentaje. Los coeficientes y los R^2 son el resultado de regresiones diferentes. Todas las estimaciones son ponderadas por el tamaño de la celda. Se incluyen efectos fijos de ciudad, habilidad y año así como todas sus interacciones. Los errores estándar (en paréntesis) son robustos a heterocedasticidad.
[b] Son no migrantes aquellas personas cuyo departamento de nacimiento y de entrevista es el mismo. También se clasifican como no migrantes aquellos migrantes cuyo desplazamiento se realizó más de cinco años previos a la realización de la entrevista (migrantes de toda la vida). Nativos son aquellos que viven en el mismo departamento en el que nacieron. Migrantes (recientes) son aquellos cuyo departamento de residencia al momento de la encuesta y cinco años antes de esta es diferente. El salario está expresado en cien miles.
Fuente: DANE (ECH, 2011-2006); cálculos del autor.

El coeficiente negativo en la primera columna del panel A, en el Cuadro 14.2, indica que la oferta de inmigrantes (recientes) relativa a los no migrantes (nativos y migrantes de toda la vida) en un grupo particular de habilidad se *redujo* en aquellas ciudades donde la tasa de ocupación de ese grupo de habilidad estaba *aumentando*. Es decir, los migrantes están subrepresentados en las ciudades donde la tasa de ocupación es más baja en el segmento del mercado al que pertenecen. Este resultado pareciera contradecir las implicaciones del modelo teórico sobre la relación directa entre la localización geográfica de los migrantes y las condiciones de los mercados laborales, por cuanto se esperaba encontrar que los nuevos migrantes estuvieran sobrerrepresentados en aquellas ciudades donde la tasa de ocupación estuviera aumentando. Resultados similarmente contradictorios se observan en el mismo panel para los otros indicadores de las condiciones laborales (tasa de desempleo y salarios) y cuando se usan los otros grupos de comparación. Se debe aclarar que el rezago usado para las variables de condiciones laborales en este panel es el año inmediatamente anterior al del índice de oferta relativa. Este probablemente es un tiempo muy corto para poder apreciar en la información la respuesta de los migrantes ante cambios en los mercados laborales, ya sea por la existencia de asimetrías de información sobre las condiciones laborales en otras ciudades o el tiempo de decisión y de planeación que conlleva una migración. Para permitir un período más largo en la reacción de los migrantes, y para tener una estimación más adecuada de la relación entre la oferta relativa de migrantes y las condiciones del mercado laboral, el modelo se reestima con los rezagos segundo y tercero (uno a la vez) de las variables laborales (paneles B y C del Cuadro 14.2).

Los resultados del panel B muestran que los migrantes se localizan en las ciudades donde las tasas de ocupación para su nivel de habilidad estaban aumentando cuando se les compara con los no migrantes ($\hat{\theta} = 0,019$), solo con los nativos ($\hat{\theta} = 0,018$) o con los migrantes de toda la vida ($\hat{\theta} = 0,013$). Consistente con estos resultados, los migrantes están subrepresentados en aquellas ciudades donde la tasa de desempleo aumentaba sin importar el grupo de comparación ($\hat{\theta} < 0$ para los coeficientes cuando la variable usada es la tasa de desempleo). Los resultados del panel B también indican que los migrantes recientes están sobrerrepresentados en las ciudades donde los salarios estaban aumentando para el grupo de habilidad específico cuando se les contrasta con cualquier grupo de comparación usado (mirando entre las columnas). Estos resultados son consistentes con las predicciones del modelo teórico y son cualitativamente los mismos cuando, en lugar del segundo rezago de las variables de condiciones laborales, se usa el tercero (panel C, Cuadro 14.2). Todos los resultados mencionados son estadísticamente significativos al 5 %.

Vistos en conjunto, los resultados indican que los migrantes están sobrerrepresentados en aquellas ciudades donde la tasa de ocupación y los salarios estaban aumentando, y donde la tasa de desempleo estaba disminuyendo. Esto es evidencia de la existencia de una relación positiva entre la inmigración y las mejores oportunidades laborales que brindan las ciudades a algunos grupos específicos de habilidad.

A pesar de la relación estadística evidenciada entre migración y condiciones laborales, esta no es importante económicamente. Para ver esto es útil transformar los coeficientes θ del modelo que incluye los salarios en una elasticidad de oferta relativa ($d \ln Z / d \ln salario$). Esta elasticidad es el cambio porcentual en el número relativo de migrantes que decide localizarse en una ciudad particular ante un cambio porcentual específico en el salario. Esta elasticidad se calcula como θ/Z. Tomando como coeficientes θ los valores correspondientes al salario del panel C del Cuadro 14.2, y considerando que el promedio del índice de oferta relativa de los migrantes recientes es 1,12 cuando se compara con no migrantes, 1,18 con nativos y 1,70 con migrantes de toda la vida, las elasticidades estimadas son 0,27, 0,18 y 0,22, respectivamente. Es decir, la oferta relativa de migrantes (con respecto a los grupos de comparación usados) es positiva, pero inelástica a los cambios en el salario.

4.4. Migración y diferencias regionales en las condiciones laborales

Considerando los resultados anteriores es sensato preguntarse qué tanto la migración existente contribuye a reducir las diferencias regionales en las variables laborales planteadas para cada grupo de habilidad. Para ello se estima el siguiente modelo:

$$|E_{rk}(t) - E_k(t)| = \alpha M_{rk}(t-1) + \gamma_r + \eta_k + \zeta_t + (\gamma_r \times \eta_k) + (\gamma_r \times \zeta_t) + (\eta_k \times \zeta_t) + \varepsilon_{rk}(t); \quad (14.7)$$

donde la variable dependiente es la diferencia absoluta entre la variable laboral considerada (*tasa de ocupación*, *de desempleo* o *salario*) para cada grupo de habilidad y ciudad, y la calculada para todo el país para el grupo de habilidad específico. $M_{rk}(t-1)$ es la proporción de migrantes de habilidad k en la ciudad r, y los demás términos son los descritos para la ecuación (14.6). Si la migración tiene un efecto positivo en la reducción de las diferencias en las condiciones del mercado laboral, se esperaría que el signo del parámetro α fuese negativo, sin importar la variable de condiciones laborales (*tasa de ocupación*, *de desempleo* o *salario*).

El Cuadro 14.3 presenta los resultados de la estimación para varias especificaciones de este modelo (columnas) y para las diferencias en las tres variables de condiciones laborales (filas). Como se argumentó, los resultados preferidos son aquellos que incluyen los efectos fijos de año, ciudad y grupo de habilidad, y sus interacciones (modelo 3); los modelos 1 y 2 se reportan por comparación. El cuadro solo presenta los resultados cuando se usa el tercer rezago de las variables laborales, con el cual se encontraron los resultados más robustos y significativos en la sección anterior. Los resultados que incluyen los rezagos primero y segundo son cualitativamente similares, aunque más pequeños (están disponibles a petición del lector).

Como lo indica el Cuadro 14.3 (modelo 3), hay una relación inversa entre las diferencias en las condiciones laborales de una ciudad y el resto de las ciudades de la muestra en un grupo de habilidad específico (variable dependiente), y la tasa

Cuadro 14.3: Impacto de la migración en las disparidades del mercado laboral entre ciudades

	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
Variable	**Coeficiente**	R^2	**Coeficiente**	R^2	**Coeficiente**	R^2
Variable dependiente: $\lvert TO_{rk}(t) - TO_k(t)\rvert$						
Tasa de migración $_{t-3}$	0,217	0,057	0,075	0,375	-0,057	0,804
	(0,001)		(0,001)		(0,002)	
Variable dependiente: $\lvert TD_{rk}(t) - TD_k(t)\rvert$						
Tasa de inmigración $_{t-3}$	0,215	0,100	0,153	0,379	-0,025	0,708
	(<0,000)		(0,001)		(0,001)	
Variable dependiente: $\lvert ln[Sal_{rk}(t)/Sal_k(t)]\rvert$						
Tasa de inmigración $_{t-3}$	<0,000	<0,000	-0,004	0,186	0,001	0,770
	(<0,000)		(<0,000)		(<0,000)	
Efectos fijos que incluye						
Habilidad, región y año	No		Sí		Sí	
Habilidad, región, año e interacciones	No		No		Sí	

Nota: la unidad de observación es la celda ciudad-habilidad-año, con 936 observaciones en total. Los coeficientes y los R^2 son el resultado de regresiones diferentes. Todas las estimaciones son ponderadas por el tamaño de la celda. Los errores estándar (en paréntesis) son robustos a heterocedasticidad.
Fuente: DANE (ECH, 2001–2006); cálculos del autor.

de inmigración rezagada tres años también para ese grupo de habilidad. Esto es evidente cuando las condiciones laborales se miden con la tasa de ocupación y con la tasa de desempleo para los grupos de habilidad, pero no cuando se mide con el salario (siendo en todos los casos una asociación baja, aunque estadísticamente significativa). Dicha relación se observa en el signo negativo del parámetro estimado $\hat{\alpha} = -0,057$ para el modelo de la tasa de ocupación. La misma relación inversa se mantiene cuando se analiza la tasa de desempleo ($\hat{\alpha} = -0,025$), pero no cuando se utiliza la variable de salario del grupo de habilidad ($\hat{\alpha} = 0,001$). Nótese, además, que todos estos estimativos, aunque estadísticamente significativos, son muy pequeños en términos económicos, si se tiene en cuenta que el promedio de las variables laborales es $4,09$, $3,22$ y $0,17$, para las diferencias porcentuales en ocupación, desempleo y salario (en logaritmo); además, si el promedio de la tasa de inmigración es $5,33$ (porcentual).

La evidencia presentada en el cuadro señala que, aunque las migraciones sí tienden a reducir las diferencias en las condiciones laborales entre ciudades en grupos de habilidad específicos (al menos en tasas de ocupación y desempleo), el efecto es pequeño.

5. Robustez de los resultados

5.1. Resultados a partir de los censos de 1985, 1993 y 2005

Uno de los grandes inconvenientes de la ECH es su limitación a las trece principales áreas metropolitanas. Aunque a partir de la incorporación de la GEIH el número de ciudades principales se incrementó a veinticuatro, esta nueva encuesta carece de información sobre migración. De hecho, la información más reciente que se tiene sobre migración en las encuestas de hogares data del año 2006 y proviene precisamente del último año en que se realizó la ECH. La ECV de 2008 incluye un módulo de migración, pero su representatividad desagregada no es útil para los propósitos de este estudio.

Para establecer si la ausencia de los otros posibles departamentos de destino dentro de la ECH tiene algún efecto sobre las conclusiones generales del presente estudio, se emplea la información individual proveniente de los censos de población de los años 1985, 1993 y 2005. La información proveniente de los censos es una muestra correspondiente al 10 % de cada uno de los censos (esta información está disponible sin ningún costo en la página electrónica de Ipums International).

La desventaja de la información censal en Colombia, a diferencia de otros países, es que la información laboral recolectada es escasa. Esta fue una de las razones primordiales para elegir la información de la ECH sobre la del censo para el análisis. Sin embargo, una razón para presentar los resultados con información censal, es que la ECH no fue diseñada para ser representativa de los migrantes por nivel de habilidad, como se usa en el presente estudio. Esto puede generar ciertas reservas sobre la precisión de los resultados generados a partir de dicha encuesta[14].

La forma como se estima el modelo es similar a la presentada para los resultados principales del estudio, pero ajustada a la información disponible en los censos. En particular, usamos dieciséis grupos de habilidad, calculados a partir de cuatro grupos de educación y cuatro grupos de edad. A diferencia de las restricciones en el número de áreas geográficas en la ECH, en el censo están disponibles todos los departamentos. Sin embargo, dado que los denominados Nuevos Departamentos reportan un bajo número de migrantes, estos se combinan en un solo ente territorial. En total, en la estimación se usan 25 departamentos o entes territoriales. Dado que se incluye un rezago de la variable de condiciones laborales (tasa de desempleo), perdemos la información de la variable dependiente proveniente del primer censo usado (1985), y queda para la estimación la información de los censos de 1993 y de 2005[15]. En este caso, entonces, las estimaciones se realizan con 800 observaciones ($16 \times 25 \times 2$).

[14] El Gráfico A.2, del Anexo, presenta para cada una de las trece principales ciudades la proporción de inmigrantes a partir de la ECH. Allí se sugiere que no hay cambios bruscos en estos porcentajes.

[15] La tasa de desempleo calculada a partir de la información de los censos no es comparable con las calculadas a partir de las encuestas de hogares.

El Cuadro 14.4 presenta los resultados de la estimación del modelo usando los datos de los censos de población. El signo negativo del coeficiente indica que la oferta relativa de inmigrantes es proporcionalmente más baja que la de nativos en aquellas ciudades donde el desempleo es más alto para el grupo de habilidad específico. En el modelo preferido, el cual incluye efectos fijos y todas sus interacciones, el estimativo es negativo, pero más pequeño. Es importante resaltar que, a diferencia de los resultados presentados en la sección anterior, el rezago de la variable laboral (tasa de desempleo en este caso), se refiere a la información proveniente del censo anterior (es decir ocho y doce años atrás). En los resultados provenientes de la ECH el primer rezago se refería al año inmediatamente anterior. Así, los resultados a partir de la información del censo reflejan un efecto de más largo plazo de lo que muestran los resultados de la ECH. En ambos casos la conclusión es la misma: los inmigrantes están sobrerrepresentados en sus grupos de habilidad en los departamentos donde las condiciones laborales estaban mejorando.

Cuadro 14.4: Estimación de la sensibilidad de la oferta relativa de migrantes recientes al desempleo, con información censal

	Modelo 1		Modelo 2	
Variable	**Coeficiente**	R^2	**Coeficiente**	R^2
Tasa de desempleo $_{t-1}$	-0,017	0,006	-0,007	0,973
	(0,0001)		(0,0002)	
Efectos fijos incluidos				
Habilidad, región y año	No		Sí	
Habilidad, región, año (interacciones)	No		Sí	

Notas: la unidad de observación es la celda departamento-habilidad-año, 800 observaciones en total. Los coeficientes y los $R2$ son el resultado de regresiones diferentes. Todas las estimaciones son ponderadas por el tamaño de la celda. Los errores estándar (en paréntesis) son robustos a heteroscedasticidad.
Fuente: Ipums International (muestras censales para Colombia, 1985, 1993 y 2005); cálculos del autor. Para cada censo la muestra censal corresponde al 10 % del censo general.

5.2. Otros ejercicios de sensibilidad de los resultados

Ante una mayor incertidumbre, los nuevos migrantes podrían aceptar trabajos para los cuales su habilidad es inferior o superior. En otras palabras, los nuevos migrantes podrían no solo llegar a competir con aquellos nativos en su grupo de habilidad, sino también con nativos de menor habilidad. De la misma forma, si existe selección positiva en el grupo de migrantes en educación, es posible que estos inmigrantes entren a competir con nativos de más habilidad. Por otro lado, el fenómeno del desplazamiento forzado, documentado para el caso colombiano por autores como Engel e Ibáñez (2007) y Silva y Guataquí (2008), puede afectar la supuesta racionalidad económica de los individuos y, por consiguiente, los resultados del presente estudio. Se espera, sin embargo, que la exclusión de los desplazados no afecte sustancialmente los resultados, puesto que se emplea información de las áreas metropolitanas del país.

Cuadro 14.5: Ejercicios de sensibilidad de los resultados: migrantes compitiendo con nativos de otra habilidad y excluyendo desplazados[(a)]

	Grupos de habilidad definidos por grupo de edad		Excluyendo desplazados [(b)]	
Variable	**Coeficiente**	R^2	**Coeficiente**	R^2
Tasa de ocupación $_{t-2}$	0,024	0,981	0,025	0,979
	(0,0002)		(0,0002)	
Tasa de desempleo $_{t-2}$	-0,016	0,980	-0,016	0,979
	(0,0001)		(0,0001)	
$Ln(Salario_{t-2})$	0,198	0,980	0,112	0,978
	(0,0018)		(0,0019)	
Salario esperado $_{t-2}$ [(c)]	0,002	0,981	0,002	0,979
	(0,0001)		(0,0001)	
Efectos fijos que incluye habilidad, región y año	Sí		Sí	
Habilidad, región, año (interacciones)	Sí		Sí	

Notas:
[(a)] La variable dependiente es el índice de oferta relativa. La unidad de observación es la celda departamento-habilidad-año. Los coeficientes y los R^2 son el resultado de regresiones diferentes. Todas las estimaciones son ponderadas por el tamaño de la celda. Se incluyen efectos fijos de departamento, habilidad y año, así como todas sus interacciones. Los errores estándar (en paréntesis) son robustos a heterocedasticidad.
[(b)] "Desplazados" son aquellos que reportan "problemas de orden público" como la razón de su decisión migratoria.
[(c)] El salario esperado es calculado como la tasa de ocupación por el salario, para cada grupo de habilidad.
Fuente: DANE (ECH, 2001–2006); cálculos del autor.

Para capturar estas posibilidades, el Cuadro 14.5 reestima la ecuación (14.6), pero definiendo el grupo de habilidad en términos de los cuatro grupos de edad (Cuadro 14.5, columna 1). La columna 2 también reestima el modelo, excluyendo a los que se identificaron como desplazados. Al igual que para los resultados principales, las variables que representan las condiciones laborales son la tasa de ocupación, la tasa de desempleo y el salario. En esta ocasión se incluye una cuarta, denominada salario esperado, que es calculada como la probabilidad de encontrar un empleo, aproximada por la tasa de ocupación y multiplicada por el salario, ambos para el grupo de habilidad específico. Para cada una de las variables se usa su segundo rezago.

Cuando se define el grupo de habilidad solo a partir de los grupos etáreos, los resultados son robustos a los encontrados y tienen los signos esperados. Los resultados indican que los migrantes están sobrerrepresentados en aquellas ciudades donde la tasa de ocupación y el salario estaban aumentando, y la tasa de desempleo estaba disminuyendo para el grupo de habilidad específico. En otras palabras, no importa si se define el grupo de habilidad por la interacción de edad y educación,

o solo por el grupo de edad (como en el presente caso), pues los resultados son cualitativamente los mismos. Para el salario esperado la conclusión es la misma: los migrantes se ubican en proporciones mayores en aquellas ciudades donde el salario esperado es mayor en su grupo de habilidad, ya sea porque el salario pagado es mayor o porque la probabilidad de encontrar un empleo es mayor. De la misma manera, al excluir a los desplazados de la muestra y reestimar el modelo, los resultados son cualitativamente similares (Cuadro 14.2).

6. Conclusiones

El presente estudio analiza si los trabajadores tienden a migrar a aquellas ciudades en las cuales existen mejores condiciones laborales en el grupo de habilidad al que corresponden. Para ello se emplea una combinación de las metodologías de Borjas (2001) y Amuedo-Dorantes y De la Rica (2010), las cuales se basan en el análisis de la oferta de migrantes relativa a la de los no migrantes, con particular atención en los niveles de habilidad. Esto diferencia el presente de estudios previos sobre el tema donde se emplean "metodologías de área" que no contemplan choques de demanda a grupos de habilidad específicos en ciudades particulares.

Los resultados indican que, a pesar de las persistentes diferencias en indicadores laborales entre las principales ciudades del país, los migrantes sí responden a las condiciones laborales dentro de su grupo de habilidad. Sin embargo, la oferta relativa de migrantes a las condiciones laborales es bastante inelástica $(0,27)$. Este efecto no es lo suficientemente marcado como para reducir las persistentes brechas en los indicadores del mercado laboral entre ciudades (en grupos de habilidad específicos), como también lo evidencian los resultados encontrados. Estos resultados fueron validados reestimando los modelos a partir de la información de los censos de 1985, 1993 y 2005.

Pero, ¿por qué se observa esta situación? En el marco del modelo teórico puede ser que las diferencias en las condiciones laborales simplemente no son lo suficientemente altas como para compensar los costos fijos del evento migratorio de muchos más migrantes potenciales. Además, puede que las oportunidades sí estén en las ciudades de destino, pero que existan problemas de información para los potenciales migrantes que los hacen migrar hacia los lugares "inadecuados", donde no aprovechan al máximo la creciente demanda por sus habilidades.

Algo que se debe resaltar en los estudios sobre migración y las condiciones del mercado laboral es la limitada información disponible que existe en Colombia sobre migración interna. Un ejemplo de esto es la eliminación del módulo de migración de las encuestas de hogares a partir del año 2007. La información en otras encuestas como la ECV ni siquiera es representativa por departamento. Adicionalmente, la información censal es limitada en cuanto al mercado laboral. Todas estas encuestas, además, tienen limitaciones con respecto a los datos recogidos sobre las condiciones laborales y sociales *antes* del evento migratorio. Esa información no solo es necesaria para el diseño de políticas públicas, sino también para intentar explicar las persistentes diferencias económicas entre las regiones del país.

En la medida en que la migración no responde a las condiciones laborales de una manera dinámica y pronunciada, como se evidencia en el presente documento, es menos probable que las persistentes diferencias entre ciudades en el mercado laboral, y en la economía en general, tiendan a reducirse.

Referencias

Amuedo-Dorantes, C. y S. De la Rica (2010): "Immigrants' Responsiveness to Labor Market Conditions and their Impact on Regional Employment Disparities: Evidence from Spain", *SERIEs Journal of the Spanish Economic Association*, vol. 1(4), pp. 387–407.

Antolin, P. y O. Bover (1997): "Regional Migration in Spain: The Effect of Personal Characteristics and of Unemployment, Wage and House Price Differentials using Pooled Cross-Sections", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 59(núm. 2), pp. 215–35.

Barón, J. (2004): "Qué sucedió con las disparidades económicas regionales en Colombia entre 1980 y 2000?", en *Macroeconomía y regiones en Colombia*, pp. 288–333. Banco de la República de Colombia, Cartagena.

Birchenall, J. (1997): "Convergencia regional: Una revisión del caso colombiano", *Revista Desarrollo y Sociedad*, (núm. 40).

Blanchard, O. y L. Katz (1992): "Regional Evolutions", *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 23(núm. 1), pp. 1–75.

Boeri, T. y J. van Ours (2008): *The Economics of Imperfect Labor Markets*, Princeton University Press, Princeton.

Bohórquez, L., J. Godoy y D. Téllez (2008): "Los ciclos del empleo regional en Colombia: Dependencia interregional 2001-2006", *Ensayos sobre Política Económica*, vol. 27, pp. 16–55.

Bonet, J. y A. Meisel (1999): "La convergencia regional en Colombia: Una visión de largo plazo, 1926-1995", *Coyuntura Económica*, vol. 29(núm. 1), pp. 69–106.

Borjas, G. (1987): "Self-Selection and the Earnings of Immigrants", *American Economic Review*, vol. 77(núm. 4), pp. 531–53.

Borjas, G. (1989): "Economic Theory and International Migration", *International Migration Review*, vol. 23(núm. 3), pp. 457–485.

Borjas, G. (1999): "The Economic Analysis of Immigration", en *Handbook of Labor Economics*, ed. O. Ashenfelter, y D. Card, vol. 3 of *Handbook of Labor Economics*, chap. 28, pp. 1697–1760. Elsevier.

Borjas, G. (2001): "Does Immigration Grease the Wheels of the Labor Market?", *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 32(núm. 1), pp. 69–134.

Borjas, G. (2003): "The Labor Demand Curve is Downward Sloping: Reexamining the Impact of Immigration on the Labor Market", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 118(núm. 4), pp. 1335–1374.

Borjas, G., R. Freeman y L. Katz (1996): "Searching for the Effect of Immigration on the Labor Market", *American Economic Review*, vol. 86(núm. 2), pp. 246–51.

Card, D. (2001): "Immigrant Inflows, Native Outflows, and the Local Labor Market Impacts of Higher Immigration", *Journal of Labor Economics*, vol. 19(núm. 1), pp. 22–64.

Cárdenas, M., A. Pontón y J. Trujillo (1993): "Convergencia y migraciones interdepartamentales en Colombia: 1950-1990", *Coyuntura Económica*, vol. 23.

Debelle, G. y J. Vickery (1999): "Labour Market Adjustment: Evidence on Interstate Labour Mobility", *Australian Economic Review*, vol. 32(núm. 3), pp. 249–263.

Decressin, J. y A. Fatas (1995): "Regional Labor Market Dynamics in Europe", *European Economic Review*, vol. 39(núm. 9), pp. 1627–1655.

Engel, S. y A. Ibáñez (2007): "Displacement due to Violence in Colombia: A Household-Level Analysis", *Economic Development and Cultural Change*, vol. 55(núm. 2), pp. 335–65.

Espinosa, A. (2003): "Migraciones regionales y mercado laboral en Colombia, 1973-1993", Serie de estudios sobre la Costa Caribe núm. 18, Universidad Jorge Tadeo Lozano, Seccional del Caribe, Cartagena.

Galvis, L. (2002a): "Determinantes de la migración interdepartamental en Colombia, 1988-1993", Documentos de Trabajo sobre Economía Regional núm. 29, Banco de la República, Cartagena.

Galvis, L. (2002b): "Integración regional de los mercados laborales en Colombia, 1984-2000", en *Macroeconomía y regiones*, tomo 25, pp. 218–255. Banco de la República.

Gamarra, J. (2006): "¿Cómo se comportan las tasas de desempleo en siete ciudades colombianas?", *Revista de Economía del Rosario*, vol. 9(núm. 2), pp. 239–269.

Groenewold, N. (1997): "Does Migration Equalise Regional Unemployment Rates? Evidence from Australia", *Papers in regional science*, vol. 76, pp. 1–20.

Guataquí, J. y M. Roa (2010): "Caracterización histórica de la migración interna en Colombia en el siglo XX y en el censo nacional de población 2005", Bogotá, Colombia. II Congreso de Economía Colombiana, Universidad de los Andes, 28 de septiembre de 2010.

Harris, J. y M. Todaro (1970): "Migration, Unemployment and Development: A Two Sector Analysis", *American Economic Review*, vol. 60(núm. 1), pp. 126–142.

Huber, P. (1967): "The Behavior of Maximum Likehood Estimates under Nonstandard Conditions", en *Proceedings of the fifth Berkeley symposium on mathematical statistics and probability*, vol. 1. University of California Press, Berkeley.

Ibáñez, A. (2009): "Forced Displacement in Colombia: Magnitude and Causes", *Economics of Peace and Security Journal*, vol. 4(núm. 1), pp. 48–54.

Ibáñez, A. y C. Vélez (2008): "Civil Conflict and Forced Migration: the Micro Determinants and Welfare Losses of Displacement in Colombia", *World Development*, vol. 36(núm. 4), pp. 659–676.

Jaramillo, C., O. Nupia y C. Romero (2001): "Regiones, ciudades y crecimiento económico en Colombia", en *Integración del mercado laboral colombiano: 1945-1998*. Banco de la República.

Martínez, C. (2001): "Las migraciones internas en Colombia: Análisis territorial y demográfico según los censo de 1973 y 1993", Thèse de Doctorat, Universidad Autónoma de Barcelona.

Mesa, D., A. García y M. Roa (2008): "Estructura salarial y segmentación en el mercado laboral de Colombia: Un análisis de las siete principales ciudades, 2001-2005", Documentos de trabajo núm. 005105, Universidad del Rosario- Facultad de economía.

Nupia, O. (1997): "Integracion espacial de los mercados laborales: Evidencia para las regiones colombianas", Proyecto fin de carrera, Universidad de los Andes.

Ortiz, C., J. Uribe y E. Badillo (2009): "Segmentación inter e intrarregional en el mercado laboral urbano de Colombia, 2001 - 2006", *Ensayos sobre Política Económica*.

Pissarides, C. y I. McMaster (1990): "Regional Migration, Wages and Unemployment: Empirical Evidence and Implications for Policy", *Oxford Economic Papers*, vol. 42(núm. 4), pp. 812–31.

Pissarides, C. y J. Wadsworth (1989): "Unemployment and the Inter-Regional Mobility of Labour", *Economic Journal*, vol. 99(núm. 397), pp. 739–55.

Roa, M. (2008): "¿Migran los colombianos para mejorar sus condiciones laborales? Evidencia de la hipótesis de selección para Colombia 2003", Archivos de economía, Departamento Nacional de Planeación.

Romero, J. (2006): "Diferencias sociales y regionales en el ingreso laboral de las priicipales ciudades colombianas, 2001-2004", Documentos de trabajo sobre economía regional núm. 67, Banco de la República. Economía regional.

Romero, J. (2010): "El éxito económico de los costeños en Bogotá: Migración interna y capital humano", Documentos de trabajo sobre economía regional núm. 67, Banco de la República, Cartagena.

Sánchez, R. (2008): "Brief Review of the Relationship Among Emigration, Poverty and Overseas Workers Remittances in Colombia", *Revista de Economía y Administración*, vol. 5(núm. 1), pp. 119–151.

Silva, A. y J. Guataquí (2008): "Caracterización instrumental del desplazamiento forzado en Colombia: Hechos estilizados y la encuesta continua de hogares (2001-2006)", *Revista de Ciencias Sociales*, vol. 14(núm. 3), pp. 439–452.

Silva, A., J. Guataquí y P. Román (2007): "The Effect of Internal Migration on the Colombian Labor Market", *Global Journal of Business Research*, vol. 1(núm. 1).

White, H. (1980): "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity", *Econometrica*, vol. 48(núm. 4), pp. 817–38.

Zuccardi, I. (2002): "Los ciclos económicos regionales en Colombia, 1986-2000", Documentos de Trabajo sobre Economía Regional, núm. 25, Banco de la República.

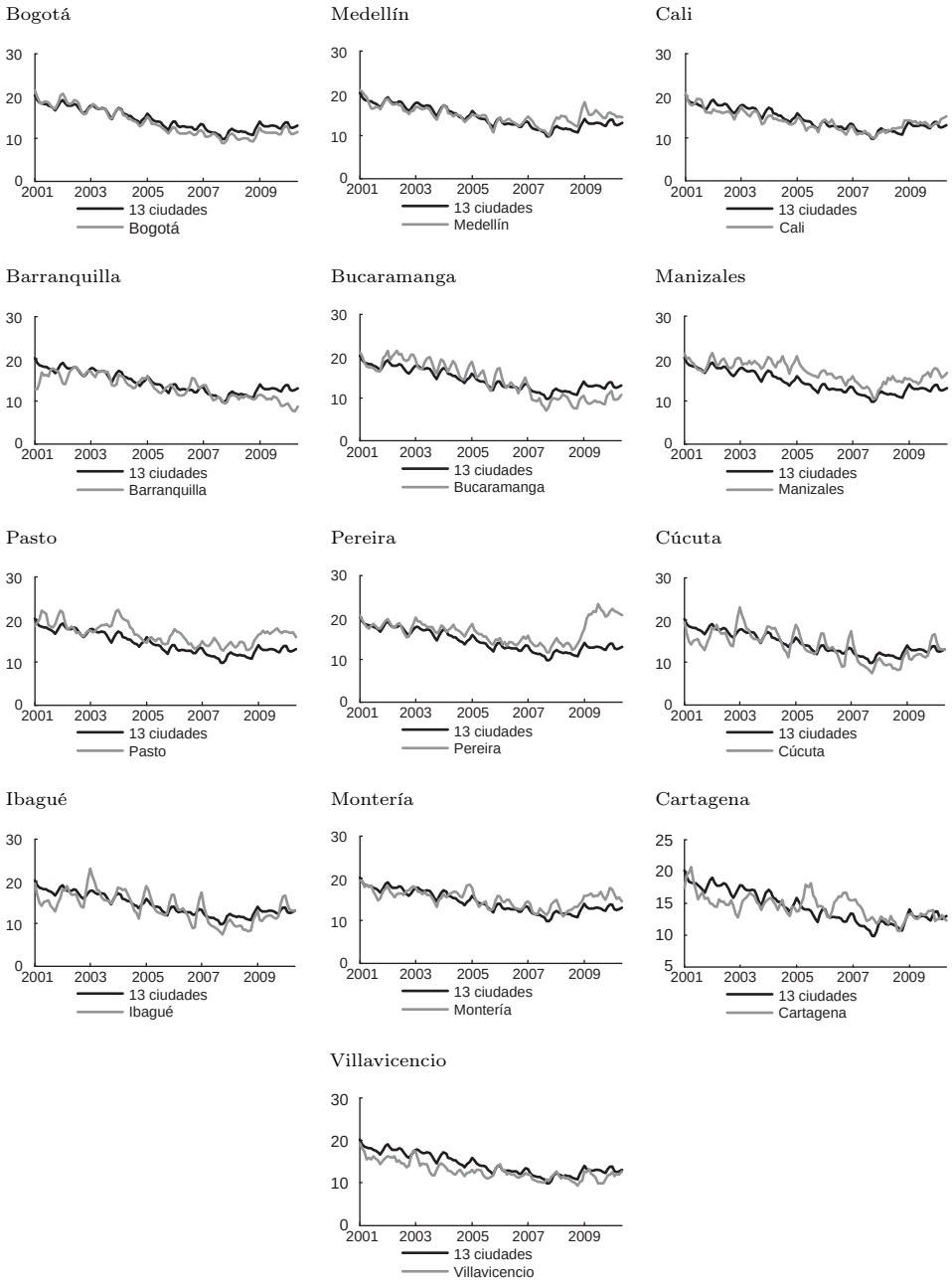
Anexo 1

Cuadro A.1: Porcentaje de inmigrantes por departamento

	Migrantes toda la vida		Migrantes recientes	
Departamentos	**Intra**	**Inter**	**Intra**	**Inter**
Antioquia (-5)	33,38	8,92	6,89	2,23
Atlántico (-8)	14,70	20,95	2,27	2,66
Bogotá (-11)	0,00	38,21	0,00	5,82
Bolívar (-13)	9,77	13,25	1,21	2,45
Boyacá (-15)	18,76	11,07	3,13	3,78
Caldas (-17)	20,25	16,89	4,12	5,02
Caquetá (-18)	18,74	22,39	6,66	5,16
Cauca (-19)	13,07	9,75	2,23	2,99
Cesar (-20)	10,97	20,50	2,26	3,86
Córdoba (-23)	11,52	7,49	1,61	2,02
Cundinamarca (-25)	19,12	33,49	3,91	9,45
Chocó (-27)	7,38	4,72	1,35	2,66
Huila (-41)	17,85	15,55	3,66	4,38
La Guajira (-44)	5,70	13,80	1,26	3,35
Magdalena (-47)	10,77	13,53	1,74	3,19
Meta (-50)	14,26	37,19	4,85	9,93
Nariño (-52)	12,51	4,30	1,72	2,22
Norte de Santander (-54)	21,57	13,24	3,43	3,07
Quindío (-63)	14,68	33,84	4,51	8,28
Risaralda (-66)	17,06	34,27	4,57	8,62
Santander (-68)	32,23	13,54	6,75	4,06
Sucre (-70)	9,48	9,92	1,36	2,04
Tolima (-73)	17,64	15,96	2,73	4,02
Valle (-76)	17,11	22,36	3,17	3,72
Arauca (-81)	10,08	29,60	1,83	4,23
Casanare (-85)	14,26	31,71	3,51	7,54
Putumayo (-86)	4,79	14,60	2,75	4,76
San Andrés y Providencia (-88)	1,58	35,60	0,28	2,58
Amazonas (-91)	20,30	11,14	1,34	3,12
Guainía (-94)	0,00	21,77	0,00	6,40
Guaviare (-95)	2,78	47,61	0,55	10,21
Vaupés (-97)	18,51	15,20	0,92	7,85
Vichada (-99)	2,64	24,15	0,85	9,09

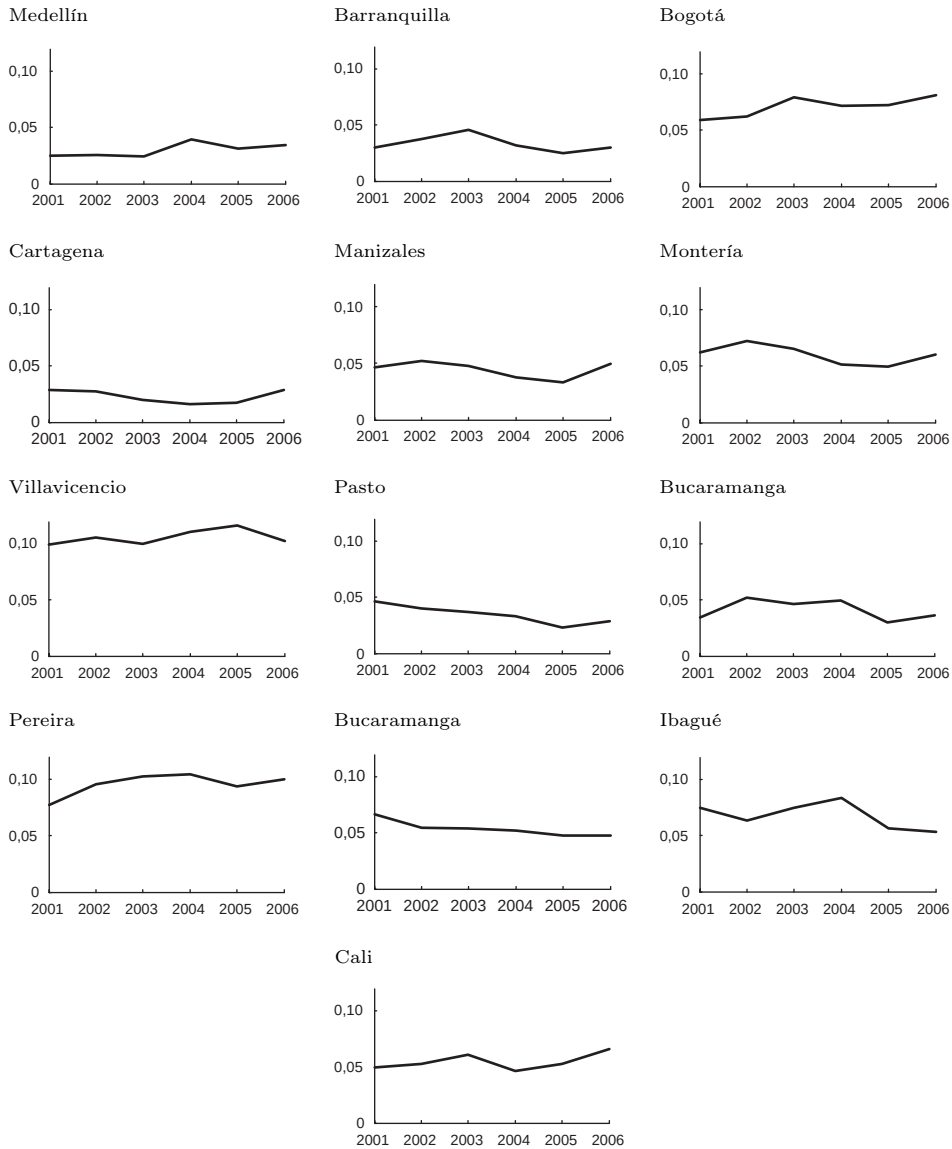
Notas:
Códigos departamentales del DANE entre paréntesis.
Migrantes de toda la vida son aquellos cuyo lugar de nacimiento y lugar de residencia al momento de la encuesta es diferente. Migrantes recientes son aquellos cuyo departamento de residencia al momento de la encuesta y cinco años antes de esta es diferente. El salario está expresado en cien miles.
Fuente: DANE (censo general de población, 2005); cálculos del autor.

Gráfico A.1: Tasas de desempleo para las 13 principales ciudades, 2001-2010 (porcentaje)



Fuente: cálculos del autor con información del DANE.

Gráfico A.2: Inmigrantes en cada una de las principales áreas metropolitanas, 2001-2006 (porcentaje)



Nota: los puntos representan las principales ciudades del país. Las tasas son promedios anuales. Entre 2001 y 2005 se tienen estadísticas para las trece principales ciudades del país. A partir del año 2006 hay disponibilidad de estadísticas de desempleo para las veinticuatro ciudades principales.
Fuente: DANE; cálculos del autor.

Comentarios

Sensibilidad de la oferta de migrantes internos a las condiciones del mercado laboral en las principales ciudades de Colombia

Raquel Bernal S.

En este estudio el autor utiliza los datos de la encuesta continua de hogares (ECH) entre 2001 y 2006 para construir un pseudo panel por educación, edad, año y ciudad principal de Colombia con el objetivo de evaluar si las condiciones del mercado laboral local en la ciudad de recepción del migrante desempeñan un papel significativo en la decisión de migración. Es decir, si los migrantes se mudan a ciudades en las cuales el mercado laboral es relativamente más favorable dadas sus habilidades, definidas por la interacción de edad y nivel educativo. La dificultad del análisis empírico radica en los problemas de causalidad simultánea y posible sesgo por variable omitida. En primer lugar, las condiciones del mercado laboral local afectan las decisiones migratorias de los individuos, pero, a su vez, los flujos migratorios, si son suficientemente grandes en términos relativos, pueden afectar las condiciones del mercado laboral de la ciudad de destino. En segundo lugar, las ciudades varían sistemáticamente de maneras que se observan y por las cuales se puede controlar, pero también en cuanto a no observadas, las cuales podrían causar problemas de endogeneidad. Por ejemplo, las ciudades con mercados laborales más favorables también pueden estar caracterizadas por otras comodidades que de la misma manera atraen a los migrantes: como mejor oferta de políticas del Estado, mejores sistemas educativos y de salud, mejor infraestructura, etc. De tal suerte, el efecto de las condiciones laborales locales podría estar captando un efecto mayor del que debería tener, puesto que es difícil aislar el efecto exclusivo del mercado laboral.

El autor implementa la metodología de Borjas (2001), que consiste en la medición de la migración relativa, en lugar de la absoluta, como variable dependiente de interés; la estimación de una especificación que contiene el rezago de las condiciones laborales locales, en cambio de su valor contemporáneo, y la estimación de efectos fijos por unidad de observación e interacciones, con el objetivo de solucionar los problemas mencionados. Los resultados indican que, en efecto, las condiciones locales del mercado laboral sí influyen significativamente en las decisiones migratorias de los individuos, pero que la magnitud del efecto es pequeña.

El estudio es una contribución bienvenida a la literatura sobre migración en Colombia. Por un lado, la literatura de este tema no es tan abundante debido a las restricciones de datos. La gran mayoría de encuestas de representación nacional no contienen buena información respecto a la historia migratoria de los individuos y esto ha impedido un análisis sistemático de estos fenómenos en el país. La pregunta particular que aborda el autor es importante y ha sido fuente de gran debate en la literatura internacional. En algunos países la gran movilidad entre estados y ciudades ha motivado el análisis de las razones por las cuales los individuos migran con probabilidades altas, y la situación de los migrantes en sus sitios de recepción. Las preguntas son, sin duda, también importantes desde el punto de vista del diseño de política, pues buscan evaluar la situación tanto de migrantes como de nativos. En Colombia, sin embargo, la migración es relativamente diferente a la que se da en los países que han motivado este tipo de aproximación (por ejemplo, los Estados Unidos y España). Gran parte de los desplazamientos en Colombia, y sobre todo en el período de análisis, se han debido a circunstancias particulares de nuestro conflicto social interno y corresponden a racionalidades y decisiones muy diferentes. Sería interesante y valioso que el autor discutiera estos temas de manera más específica en su introducción para entender más abiertamente la motivación y contribución de su estudio en este contexto. Vale la pena notar que el autor sí muestra un ejercicio de robustez donde excluye de su muestra a los individuos desplazados por el conflicto social, con resultados cualitativamente idénticos. Esto es interesante también porque podría sugerir que, incluso, el destino de los desplazamientos forzosos responde, además, a cierta racionalidad de los individuos desplazados de sus territorios de origen, y no solamente a las fuerzas de la violencia.

El autor aborda el tema con rigurosidad metodológica, lo cual ofrece tranquilidad respecto a la robustez de los resultados. Así, mediante una especificación cuidadosa y la presentación de varios ejercicios de robustez, muestra que los resultados son consistentes; sin embargo, vale la pena mencionar varios aspectos al respecto. Primero, en la introducción y motivación es difícil entender la pregunta específica que el autor aborda, solo hasta que, más adelante, presenta específicamente la ecuación por estimar. El análisis de las dificultades empíricas de esta especificación es confusa y dificulta entender de qué manera contribuyen las diferentes decisiones de estimación a la corrección de uno o varios problemas que el autor podría estar enfrentando. En esencia, la ecuación puede padecer problemas de endogeneidad por dos fuentes: 1) causalidad simultánea, que según se entiende en el texto es corregida por el autor utilizando rezagos de la variable explicativa de interés, es decir, las condiciones del mercado laboral local rezagadas uno, dos y tres años; 2) variable omitida regional, que se corrige con efectos fijos de ciudad, año, nivel de habilidad y sus interacciones. Los niveles tienen en cuenta heterogeneidad no observada constante y las interacciones tienen en cuenta heterogeneidad no observada que podría variar en el tiempo; es decir, controla explícitamente por otras características de las ciudades que podrían también atraer flujos migratorios y que están directamente correlacionadas con las condiciones del mercado laboral local; y 3) variable omitida individual.

Sin embargo, en el artículo no es fácil apreciar la contribución "novedosa" (como la denomina el autor) que toma de Borjas (2001), a parte de las correcciones mencionadas por causalidad simultánea y variable omitida. En particular, los flujos migratorios no se miden en términos absolutos o como la proporción de migrantes en una localidad dada, sino en términos relativos con respecto a los nativos o a los migrantes de toda la vida, con base en un índice que estima la sobre o subrepresentación de los migrantes de ese grupo de habilidad como proporción de los nativos de ese mismo grupo de habilidad. El estudio se beneficiaría mucho de una discusión clara y explícita en este punto, al igual que de una comparación de la especificación que el autor utiliza con una más estándar, que emplea la variable de proporción de migrantes (como lo hace en la subsección 4.5), buscando comparar y establecer el tipo y dirección del sesgo que se origina al utilizar una u otra medición. Si tal método se implementa para corregir por selección en no observables del grupo de individuos migrantes por nivel de habilidad, vale la pena presentar esta comparación para hacer evidente el tamaño del sesgo y darle alguna interpretación a la dirección del mismo y discutir intuitivamente cómo dicha medición implementa una corrección por selección.

Los resultados obtenidos son interesantes. Al utilizar el segundo y tercer rezagos de la variable explicativa de interés, se encuentra que, en efecto, los migrantes se trasladan a zonas con mejores condiciones del mercado laboral local, en particular, mayor tasa de ocupación, menor tasa de desempleo y mejores salarios por hora. Sin embargo, estas elasticidades son pequeñas (0,27, 0,18 y 0,22, respectivamente). Por ejemplo, la tasa de ocupación tendría que aumentar en 4 % para que el número relativo de migrantes de un determinado grupo de habilidad se incrementara en 1 %. Intriga, sin embargo, el primer panel del Cuadro 14.2, donde los resultados son totalmente opuestos al utilizar el primer rezago de las condiciones del mercado laboral local. En este caso, los migrantes se ubican en ciudades con peores condiciones del mercado laboral de origen. El autor argumenta que esto puede deberse a que un rezago no es suficiente para ser incorporado en el conjunto de información de un individuo potencialmente migrante y que, por ello, se concentra en el segundo y tercer rezagos. No obstante, preocupa que los efectos del primer rezago sean altamente significativos con errores estándar muy pequeños. La hipótesis del autor sería más plausible si los efectos del primer rezago fuesen insignificantes estadísticamente. Es posible que en el primer rezago se observe un efecto del flujo migratorio sobre las condiciones del mercado laboral de recepción, porque algunos de los que están medidos en la variable independiente de migración ya pueden llevar varios años en dicho mercado.

En esa medida, sería útil comprar los modelos del Cuadro 14.2 con el que utiliza la variable de mercado laboral en valor contemporáneo. Así mismo, sería útil comparar los modelos sin efectos fijos e interacciones con las especificaciones presentadas en tal cuadro para poder entender la dirección y magnitud de los sesgos por los que se preocupa el autor. Además, la comparación de los resultados del estudio con la literatura previa colombiana no es explícita. Según se argumenta, Roa (2008) presenta un ejercicio que podría ser comparable, pero sus resultados no se contrastan directamente con este trabajo.

Los resultados de la segunda parte, en la cual el autor evalúa la contribución de la migración sobre las condiciones del mercado laboral local (es decir, la primera pregunta del estudio pero en dirección contraria) son bastante interesantes. En general, se esperaría que si el flujo migratorio es grande, los migrantes contribuirían a incrementar la oferta laboral de determinado grupo de habilidad en la ciudad de recepción, de manera tal que las condiciones empeorarían para los nativos. Sin embargo, los resultados indican no solo que los flujos migratorios no contribuyen a disminuir las brechas entre regiones, sino que la dirección en que lo hacen (aunque pequeña) es la opuesta de la esperada al utilizar tasa de desempleo y salarios promedio como variables de interés. En particular, los flujos migratorios disminuyen la tasa de desempleo con un rezago de tres años, y mejoran los salarios promedio relativos. Este resultado peculiar podría sugerirse como un tema para profundizar en investigaciones futuras.

Por último, es conveniente discutir las recomendaciones de política de los resultados empíricos. ¿Conviene fomentar la migración? ¿Convendría hacerlo en ciertas direcciones más que en otras? ¿La migración es irrelevante en términos de brechas regionales? Creo que el autor contribuye de manera importante al entendimiento de estas y otras cuestiones sobre migración, que vale la pena seguir estudiando en el futuro.

Réplica
Sensibilidad de la oferta de migrantes internos a las condiciones del mercado laboral en las principales ciudades de Colombia

Antes de empezar me gustaría agradecer a Raquel Bernal el haber dedicado tiempo a leer el artículo y hacer comentarios pertinentes para la discusión sobre la migración interna en Colombia, junto con algunos de sus factores asociados. Así, pues, aprovecho esta oportunidad para profundizar en algunos de los aspectos señalados en los comentarios.

Dinámicas del conflicto interno, desplazamiento y su relación con la migración interna y los resultados del documento

Como lo señala Raquel, un punto donde el artículo quizá se queda corto en la parte introductoria es en el reconocimiento de la importancia del desplazamiento forzado en Colombia y su lugar en los estudios locales sobre migración interna.

Dado que la encuesta continua de hogares no es representativa de la población migrante, no quise poner demasiado énfasis en este tema, pero se debe resaltar, como también lo señala Raquel en sus comentarios, que entre los ejercicios de robustez también se incluye uno donde se excluyen de la muestra aquellos que podrían catalogarse como desplazados (nótese que esto se hace mediante las razones que ofrecen las personas para el evento migratorio en la ECH). Cabe destacar que estas razones no son exhaustivas y en algunos casos no muy claras, por lo que esta evidencia hay que interpretarla con cautela. Los resultados indican, pues, que al excluir los desplazados de la muestra los resultados se mantienen, lo que quiere decir que la selección del destino de los desplazamientos forzados podría estar respondiendo a cierta racionalidad de los individuos, luego del acto que los lleva a decidir dejar su lugar de origen. Como lo señala Raquel, este resultado es interesante, pero nuevamente debo enfatizar la cautela con la que estos resultados deben ser interpretados, dadas las muestras de migrantes existentes en la ECH, la forma como se identifican los desplazados en este análisis y el hecho de que el estudio toma en cuenta solamente el desplazamiento interdepartamental (puede que gran parte del desplazamiento forzoso tenga un mayor componente rural-urbano, o de municipios pequeños a ciudades principales en cada departamento).

Análisis recientes sobre desplazamiento en el país pueden encontrarse en los documentos pioneros de Ana María Ibáñez y coautores, citados en mi documento. Un estudio adicional, que infortunadamente no fue mencionado, escrito por Valentina Calderón y Ana María Ibáñez, analiza el efecto de las migraciones sobre los mercados laborales[16]. Las autoras encuentran que las migraciones generadas por la violencia (choques exógenos de oferta de inmigrantes) aumentan la probabilidad de encontrar un empleo en el sector informal, reduce salarios en el mismo y no tienen ningún efecto sobre los salarios en el sector formal en los mercados laborales de las ciudades de destino. Estos resultados complementan de buena manera los de mi investigación, al enfocarse en la relación contraria (de migración hacia mercados laborales).

Limitaciones de información

Una de las limitaciones con las que se enfrentan los investigadores interesados en los procesos de migración interna en Colombia es la falta de información detallada al respecto en el país. Por individuo es difícil indagar sobre los determinantes de las migraciones y las condiciones al momento de tomar la decisión de desplazamiento. La información disponible en las diferentes encuestas y los censos de población carece de datos retrospectivos, lo cual dificulta aún más la tarea, invitando a los investigadores a indagar sobre los determinantes de los flujos migratorios para una entidad espacial específica (municipios o departamentos) y obviando la heterogeneidad individual. Adicionalmente, hay que anotar que al momento en que se escribió el documento, durante sus casi cinco años de existencia la GEIH no tenía ningún módulo sobre migración.

Los resultados

A Raquel, como a mí, me intriga y me incomoda el hecho de que los resultados del panel A en el Cuadro 14.2 sean totalmente opuestos al de los paneles B y C. El panel A relaciona la oferta relativa de inmigrantes con el primer rezago de las condiciones laborales, mientras los del panel B y C lo hacen con los rezagos segundo y tercero.

La preocupación compartida proviene del hecho de que, además del signo, los coeficientes son altamente significativos. Esta significancia puede provenir del uso de los factores de expansión, que reducen sustancialmente los errores estándar y, por ende, aumentan la significancia estadística. Entre los investigadores el emplear o no los factores de expansión en estudios de migración basados en las encuestas de hogares como la ECH es cuestión de debate. De hecho, en su artículo Calderón e Ibáñez no los usan. El problema es que no sabemos qué tan representativa de los migrantes es la muestra en las encuestas de hogares. En el documento decidí usar

[16] V. Calderón y A. M. Ibáñez (2009), "Labor Market Effects of Migration-Related Supply Shocks: Evidence from Internal Refugees in Colombia", documentos CEDE núm. 14, junio, Universidad de los Andes, Bogotá, Colombia.

los factores de expansión por consistencia con otros estudios en diferentes temas socioeconómicos. También se muestra un gráfico en el anexo donde se presenta, al menos, que las proporciones de migrantes no cambian drásticamente de año a año y en cada área metropolitana. En cualquier caso, el signo también es inquietante y merece una mayor atención. Se debe investigar más sobre esta cuestión en el futuro.

De esta inconsistencia del primer rezago surgió la idea de usar como ejercicio de robustez la información de tres censos para hacer un ejercicio econométrico similar. La idea era corroborar si ese primer rezago era el extraño, pero no los resultados de los rezagos segundo y tercero. Como se menciona en el artículo, usar el censo tiene la ventaja de ofrecer un período más largo (ocho a diez años como primer rezago), pero la desventaja de no proveer información precisa sobre las condiciones de los mercados laborales (tasa de desempleo como se mide en las encuestas o salarios). Los resultados usando la información censal son cualitativamente similares a los obtenidos con la ECH, y son consistentes con la idea de que los resultados de la ECH para los rezagos segundo y tercero son más confiables y, a la vez, enfatizan la rareza de los que se obtienen con el primer rezago.

Un ejercicio válido que infortunadamente no se incluyó en el documento es combinar las dos fuentes de información usadas: los censos y la ECH. De hecho, de los censos podemos calcular con precisión los migrantes en cada celda y de la ECH lo podemos hacer con las variables de condiciones laborales para cada una de las ciudades, al menos desde 1984 y para las siete principales ciudades. Con Laura Cepeda y Javier Pérez, ambos adscritos al Centro de Estudios Económicos Regionales del Banco de la República en Cartagena, estamos concluyendo un nuevo documento que analiza esta relación de más largo plazo entre las condiciones del mercado laboral y la oferta relativa de inmigrantes. Los comentarios hechos por Raquel, y que no pude incorporar en el documento discutido, se tendrán muy en cuenta en la finalización de dicho proyecto.

El modelo y el objetivo del documento

Debo aclarar que la aproximación teórica y empírica de Borjas (2001) es "novedosa" en la medida en que no trata de explicar los flujos de migración como lo hacen varios de los estudios citados en mi documento. Esta metodología trata de validar el modelo teórico, postulado en el mismo documento de Borjas, al verificar la existencia o no de las relaciones entre las variables de interés. Aunque si esta relación es causal, no se puede saber dada la metodología.

Hay que aclarar que para esta metodología, no importa si los migrantes son un segmento selecto de la población (por ejemplo, si son muy educados, o si son desplazados por la violencia), de lo que trata la metodología y el modelo propuesto es de evaluar la racionalidad de los que decidieron migrar, dado que tal decisión ya fue tomada.

Aunque sería maravilloso tener variación exógena en las condiciones laborales de las ciudades y grupos de habilidad para capturar el efecto de dichas condiciones en los destinos migratorios de los individuos, lo que se intenta en el documento

es verificar la validez de la implicación principal del modelo de Borjas (2001): los migrantes están sobrerrepresentados (en relación con la distribución espacial de los nativos) en las ciudades donde las condiciones laborales eran las mejores para las habilidades que ellos poseen. Aunque esto no es una estimación del efecto causal, la asociación entre estas dos variables puede fortalecer o refutar la hipótesis, y estimular estudios causales sobre el tema.

Comentarios finales

Como lo recalca Raquel, las recomendaciones de política son importantes, y adhiero a su posición de que el artículo se queda corto en este respecto. A pesar de ello, considero que para dar recomendaciones de políticas sensatas se debe tener en cuenta qué objetivos buscaría una política de migración interna. Este debate se verá beneficiado de más investigación que informen sobre las causas de la migración, sus consecuencias para los migrantes, para los nos migrantes y para las economías regionales del país.

15 Rigideces laborales y salarios en los sectores formal e informal en Colombia

Camilo Mondragón Vélez
Ximena Peña
Daniel Wills*

La existencia y el tamaño del sector informal continúa siendo uno de los temas recurrentes en el debate de política económica y social en los países en desarrollo. En Colombia la informalidad aumentó sustancialmente durante la década de los noventa, y hoy en día más de la mitad de los trabajadores del país está en este sector. Las regulaciones del mercado laboral colombiano implican altos niveles de salario mínimo y de costos laborales no salariales; es decir, los costos que enfrentan los empleadores diferentes al salario y que incluyen contribuciones a salud y pensiones, parafiscales, cesantías y subsidio de transporte, entre otros[1]. En este sentido, el aumento en la informalidad está relacionado con crecientes costos no salariales (CNS), sumados al nivel y evolución del salario mínimo (Sánchez, Duque y Ruiz, 2009; Mondragón-Vélez, Peña y Wills, 2010).

El ajuste anual del salario mínimo se decide, en primera instancia, dentro un proceso tripartito de negociación entre: gremios empresariales, sindicatos y gobierno con base en las expectativas de inflación. Hacia finales de la década de los noventa, y particularmente en el año 1998, el salario mínimo real tuvo un incremento significativo a raíz de una falla en las proyecciones de inflación. Por su parte, los CNS aumentaron como resultado de las reformas estructurales al régimen laboral y al sistema de seguridad social que se implementaron a mediados de dicho decenio. En síntesis, las rigideces del mercado laboral implican que el sector formal, al que afectan de manera directa, no se puede ajustar a las fluctuaciones del ciclo económico; por tanto, políticas económicas que originalmente fueron diseñadas

* Los autores agradecen al Banco de la República por la financiación; a los asistentes de los seminarios del Banco de la República y Fedesarrollo, a los editores y al evaluador por sus valiosos comentarios y sugerencias. A María Claudia Camacho por sus sugerencias con respecto al análisis de los ajustes en la jornada laboral.

[1] Los parafiscales son impuestos a la nómina con los cuales se financian el Servicio Nacional de Aprendizaje (SENA), el Instituto Colombiano de Bienestar Familiar (ICBF) y las cajas de compensación.

para proteger a los trabajadores pueden tener efectos perversos sobre la calidad y remuneración del trabajo, al aumentar los niveles de informalidad.

Este artículo estudia el impacto de las reformas laborales en Colombia y la evolución del salario mínimo sobre los salarios de los trabajadores en los sectores formal e informal desde finales de los años ochenta hasta mediados de la década de los 2000. En este sentido, el presente trabajo complementa los hallazgos en términos de cantidades (tamaño del sector informal) de Mondragón-Vélez, Peña y Wills (2010). En particular, se quiere determinar si la evolución de los salarios, como señales de precio del mercado laboral, es consistente con la idea de *exclusión* (del sector formal) de trabajadores de baja productividad. A lo largo de este artículo, se define a los trabajadores como *formales* cuando contribuyen a la seguridad social en salud y reportan ingresos mensuales iguales o superiores al salario mínimo vigente. Se estudia la evolución de los salarios en los sectores formal e informal entre 1988 y 2006. Este período se caracterizó por la existencia de amplias fluctuaciones del ciclo económico, reformas estructurales de diversa índole, incluyendo las relacionadas con el mercado laboral, y variaciones sustanciales en las rigideces del mercado laboral. Por tanto, la estrategia de identificación intenta separar el efecto del aumento de los CNS y del salario mínimo sobre los salarios, de los efectos relacionados con el ciclo económico. Para ello utilizamos el salario mínimo real por ciudad y el desempleo por hogar como medida de ciclo económico.

Inicialmente, documentamos que el crecimiento en los niveles de informalidad durante la segunda mitad de los años noventa coincide con una caída relativa de los salarios del sector informal, asociado con un flujo significativo de trabajadores hacia el grupo de menores salarios y un aumento en la jornada laboral promedio en el sector formal. Este análisis sugiere tanto efectos diferenciados a largo de la distribución de ingresos, como potenciales ajustes en la jornada laboral por parte de los empleadores.

Posteriormente, se estima el impacto del salario mínimo y de las fluctuaciones de los CNS sobre los salarios. La estrategia de identificación incluye primordialmente regresiones por percentiles a lo largo de la distribución observada de salarios tanto para el total de trabajadores, como dentro de los sectores formal e informal. Las estimaciones incondicionales muestran que aumentos tanto en los CNS como en el salario mínimo tienen efectos negativos sobre los salarios de todos los trabajadores. Adicionalmente, las estimaciones para los sectores formal e informal sugieren diferencias importantes en cuanto a los efectos del salario mínimo a lo largo de la distribución de ingresos. En el sector formal los salarios de los trabajadores de menores ingresos (más cercanos al salario mínimo) crecen con el nivel del salario mínimo; sin embargo, el efecto es decreciente a lo largo de toda la distribución de ingresos en este sector, cae a cero alrededor del percentil 30 y resulta negativo para el resto de trabajadores de mayores ingresos.

En el sector informal los resultados sugieren que aumentos en el salario mínimo disminuyen los salarios de todos los trabajadores dentro de este sector, con efectos más acentuados en los extremos de la distribución. Por otra parte, encontramos que aumentos en los CNS bajan los salarios de todos los trabajadores en los sectores formal e informal, y la magnitud de los efectos muestra una variabilidad

limitada a lo largo de la distribución de ingresos en ambos sectores. Los resultados relacionados con efectos de cambios en los CNS, y efectos del salario mínimo sobre los salarios del sector informal son, en general, robustos a estrategias alternativas de identificación, y consistentes con diversos estudios y modelos teóricos en la literatura (véanse secciones 1 y 4). Sin embargo, los resultados sobre efectos del salario mínimo dentro del sector formal no son acordes con otros estudios sobre el caso colombiano (Maloney y Núñez, 2004; Arango y Pachón, 2007); por tanto, en el Anexo 6 se documentan resultados de estimaciones condicionales por grupos de ingreso, observando que los estudios mencionados utilizan dicha estrategia de identificación; además se presenta brevemente las restricciones técnicas asociadas con esta, dada la información disponible.

Finalmente, se muestran estimaciones utilizando el salario mensual reportado, en lugar y en comparación con el salario por hora, para determinar si parte de los ajustes se dan mediante cambios en la jornada laboral. Los resultados cualitativos de la estimación sobre salarios por hora se mantienen al utilizar salarios mensuales. No obstante, la magnitud de los efectos de cambios en el salario mínimo y los CNS sobre el salario por hora es mayor a los efectos sobre salarios mensuales en el sector formal. Por tanto, interpretamos lo anterior como evidencia de que la jornada de trabajo aumentó como respuesta al incremento de las rigideces del mercado laboral en el sector formal.

Este artículo contribuye a la literatura en varias dimensiones. Es el primer trabajo que considera efectos tanto del salario mínimo como de CNS sobre los salarios. Por ejemplo, extiende el análisis de Arango y Pachón (2007), que considera solamente el efecto del salario mínimo, y el de Kugler y Kugler (2009a) quienes solo estudian el efecto del aumento de los CNS. En segundo lugar, se incluye la dimensión de informalidad dentro de este análisis, contrario a Kugler y Kugler (2009a), quienes realizan sus estimaciones en una muestra de firmas formales, y Arango y Pachón (2007), que trabajan exclusivamente con la muestra total de trabajadores. Adicionalmente, este trabajo documenta diferencias entre estimaciones incondicionales al ingreso, utilizando regresiones por percentiles, de estimaciones condicionales por grupos de ingreso; las cuales están más en línea con Maloney y Núñez (2004) y Arango y Pachón (2007). Finalmente, analizamos los potenciales ajustes a la jornada laboral que pueden haber acompañado los cambios en salarios, lo cual no ha sido explorado en la literatura de manera integral.

El artículo está organizado de la siguiente manera: en la siguiente sección se describe la literatura relacionada; en la segunda los datos utilizados, la definición de informalidad y se presentan algunas estadísticas descriptivas. La tercera sección se dedica a presentar algunos hechos estilizados sobre la evolución del salario mínimo, los costos no salariales y los salarios; en la siguiente se describen brevemente algunos de los modelos teóricos desarrollados en la literatura; en la sección quinta se detalla la metodología utilizada y se presentan los resultados, y finalmente se concluye.

1. Literatura relacionada

Buena parte de la literatura que trata sobre los efectos del salario mínimo, así como de los CNS en los índices de informalidad, señala que aumentos en los costos del factor trabajo motivan a los empleadores a una selección o combinación de las siguientes alternativas: eliminar (o dejar de crear) puestos de trabajo formal, reducir los salarios de los trabajadores existentes (vía disminuciones en los montos pagados o aumentos en la jornada laboral), o crear puestos de trabajo informal (es decir, salarios por debajo del salario mínimo o que no pagan las contribuciones que determina la ley).

El efecto del salario mínimo sobre los salarios en Colombia fue inicialmente analizado por Bell (1997), quien sugiere que el salario mínimo aumenta el salario promedio en Colombia y México, pero también incrementa el desempleo. Maloney y Núñez (2004) corroboran estos hallazgos y además encuentran que el salario mínimo tiene un efecto positivo (de manera decreciente) sobre los salarios para diferentes grupos de ingresos de trabajadores asalariados, y lo hace en menor medida para los trabajadores por cuenta propia. Arango y Pachón (2007) complementan los anteriores hallazgos al estudiar los efectos del salario mínimo a lo largo de la distribución de salarios. Utilizando un pseudopanel de ciudades, años y percentiles de la distribución de ingreso, los autores encuentran que aumentos en el salario mínimo están asociados con incrementos en los salarios de los trabajadores en la parte media de la distribución, pero no tienen efecto o disminuyen los salarios en la parte inferior. Finalmente, Mora y Muro (2010) encuentran que un aumento en el salario mínimo incrementa la probabilidad de las cohortes jóvenes de pasarse al sector informal, mientras que disminuye la probabilidad de las cohortes mayores de hacerlo, aunque asumen que la decisión de pertenecer al sector informal es completamente libre.

Por otra parte, Núñez (2002) estudia el efecto de los CNS sobre el empleo y los salarios, y encuentra una relación positiva entre los impuestos al ingreso laboral y la informalidad. Por su parte, Kugler (2005), y Kugler y Kugler (2009a), encuentran que los CNS disminuyen los salarios para una muestra de trabajadores en el sector formal, pero también destruyen empleos formales. En particular, Kugler y Kugler (2009a) sugieren que los empleadores del sector formal pueden pasar una mayor proporción de los CNS a los trabajadores calificados que a los no calificados. Camacho, Conover y Hoyos (2009) encuentran que la introducción del régimen subsidiado de salud con la reforma de 1993, el cual aumentó los CNS y afectó los incentivos de los agentes, incrementó la informalidad entre 2 % y 5 %.

El énfasis de estudios empíricos recientes sobre el efecto de las rigideces del mercado laboral ha estado más concentrado en los efectos de cantidad (oferta y demanda en el mercado laboral, desempleo y tamaño del sector informal) que los de precio (es decir, salarios). Sánchez, Duque y Ruiz (2009) estiman que para el período 2000-2007 la informalidad aumentó 1,2 % debido a incrementos en el salario mínimo real; y de haberse mantenido la estructura de CNS vigente a comienzos de los años noventa, la informalidad habría sido menor en 5,4 %. Mondragón-Vélez, Peña y Wills (2010) encuentran que incrementos en el salario mínimo y los CNS

aumentan el tamaño y flujo de trabajadores hacia el sector informal. El presente trabajo complementa los hallazgos en términos de cantidades de Mondragón-Vélez, Peña y Wills (2010), cuyo principal aporte es explicar la dinámica del sector informal frente a los ajustes en el salario mínimo y los CNS a lo largo de la distribución de salarios.

2. Descripción de datos y definiciones

2.1. Descripción de datos

La información sobre los trabajadores colombianos en el nivel individual proviene de la encuesta de hogares (EH), en cabeza del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). Utilizamos la información disponible para las diez principales ciudades y áreas metropolitanas durante el período 1988-2000, y las doce principales ciudades durante los años 2001 a 2006. La información para clasificar a los trabajadores en los sectores formal e informal está contenida en el módulo de informalidad, recogida bianualmente hasta el año 2000 y anualmente a partir del año 2001[2].

Con el fin de generar variación del salario mínimo y el ciclo económico regional, utilizamos los índices de precios al consumidor (IPC) por ciudad y el producto interno bruto (PIB) por departamento, respectivamente. Los índices de precios provienen del DANE, mientras que para el PIB regional, se empalma la información disponible en el DANE con datos del Centro de Estudios Ganaderos y Agrícolas (CEGA), que cuenta con datos para los años ochenta no disponible en el DANE. La muestra inicial, luego de eliminar registros con información incompleta, contiene más de 360.000 observaciones: entre 24.000 y 36.000 individuos por año que representan entre 3,7 y 6,5 millones de trabajadores (60 % a 80 % del número total de trabajadores ocupados reportados por el DANE para los años 2001 a 2006) —el Anexo 1 contiene una descripción detallada de la muestra de trabajadores utilizada en el análisis econométrico—.

2.2. Definición de informalidad

La información disponible en la EH permite construir definiciones alternativas de informalidad. En primer lugar, la definición oficial del gobierno colombiano utilizada por el DANE, y consistente con los lineamientos de la Organización Internacional del Trabajo (OIT), clasifica a los trabajadores de acuerdo con el tipo de ocupación y el tamaño de la firma en la que laboran. De acuerdo con esta definición, el sector informal está compuesto por: i) los empleados particulares y

[2] Si bien el módulo de informalidad está disponible desde 1984, nuestro análisis inicia en 1988, ya que no existe información del índice de precios al consumidor (IPC) por ciudad para todas las ciudades analizadas antes de este año (información que es vital para nuestra estrategia de identificación). Adicionalmente, los resultados de las estimaciones presentados en la quinta sección son totalmente robustos a la utilización de la muestra sobre las diez principales ciudades durante todo el período de análisis —las estimaciones de robustez están disponibles a petición de los lectores—.

obreros que laboren en establecimientos, negocios o empresas que ocupen hasta diez personas en todas sus agencias y sucursales, incluyendo al patrono o socio; ii) los trabajadores familiares sin remuneración; iii) los trabajadores sin remuneración en empresas o negocios de otros hogares; iv) los empleados domésticos; v) los trabajadores por cuenta propia, excepto los independientes profesionales; vi) los patrones o empleadores de empresas de diez trabajadores o menos, y vii) se excluyen los obreros o empleados del gobierno[3]. Por otra parte, es posible construir definiciones asociadas con el cumplimiento de las normas laborales, y en particular aquellas que se refieren a las contribuciones de los trabajadores al régimen de seguridad social. Los principales componentes de dichas contribuciones son las relacionadas con salud y pensiones. El trabajo de Bernal (2009) y el de Mondragón-Vélez, Peña y Wills (2010) contienen una descripción detallada de las coincidencias y diferencias que existen entre definiciones alternativas de informalidad construidas a partir de la EH. Según los resultados del Cuadro 15.1, entre 43 % y 50 % de los trabajadores no contribuyen a la seguridad social en salud durante el período de análisis. Mondragón-Vélez, Peña y Wills (2010) muestran que esta definición captura la vasta mayoría de trabajadores que no contribuyen al régimen de seguridad social, incluyendo pensiones. Sin embargo, y dado que el objeto principal de este estudio son los efectos de las rigideces del mercado laboral colombiano sobre los salarios, se hace imprescindible que la definición de informalidad incluya el cumplimiento de las normas en cuanto al pago del salario mínimo. Intuitivamente se esperaría que el salario de *todos* los trabajadores que contribuyen a la seguridad social, y específicamente a una entidad de seguridad social en salud, sea igual o mayor al salario mínimo. No obstante, al examinar los datos encontramos que existe un grupo de trabajadores que no cumplen con esta condición. Como se muestra en el Cuadro 15.1, entre 5 % y 10 % de la fuerza laboral se encuentra en este grupo. Es posible que una fracción de los trabajadores dentro de este grupo esté reportando el ingreso mensual efectivamente recibido, neto de deducciones de seguridad social. Investigamos la composición del grupo, sin encontrar un quiebre sistemático a lo largo del tiempo con relación al salario mínimo. Por lo tanto, para efectos de este estudio definimos a los trabajadores como *formales* cuando contribuyen a la seguridad social en salud y reportan ingresos mensuales iguales o superiores al salario mínimo vigente[4]. La última columna del Cuadro 15.1 muestra que el sector formal, así definido, incluye entre 40 % y 50 % del total de la fuerza laboral.

[3] Tomado de la página del DANE (www.dane.gov.co). La definición de informalidad del DANE cambió el tamaño mínimo de la firma de 10 a 5 personas en 2009; sin embargo, dado nuestro período de estudio, mantuvimos la definición anterior.

[4] Los resultados presentados en la quinta parte son robustos a definiciones alternativas de informalidad, tales como contribución a salud, y la definición oficial utilizada por el DANE. Dichas estimaciones alternativas están disponibles a petición del lector.

Cuadro 15.1: Contribución a salud y pago del salario mínimo (porcentaje)

	Trabajadores que no contribuyen a salud	Trabajadores que contribuyen a salud	
		Ingreso laboral menor al salario mínimo	Ingreso laboral igual o mayor al salario mínimo
1984	49,0	6,5	44,5
1986	50,3	8,0	41,7
1988	49,4	5,8	44,8
1992	47,5	8,1	44,4
1994	46,2	6,7	47,1
1996	43,4	5,1	51,5
1998	45,6	6,6	47,7
2000	49,3	9,0	41,6
2001	48,1	5,2	46,8
2002	47,0	7,0	46,0
2003	47,5	6,3	46,2
2004	44,2	6,5	49,3
2005	44,3	5,8	49,8
2006	43,8	5,5	50,7

Fuente: cálculos de los autores.

2.3. Salario mínimo real por ciudad y costos no salariales

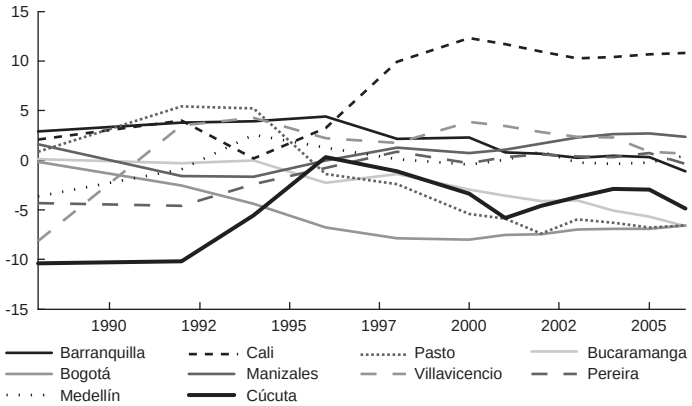
La década de los años noventa en Colombia es un período ideal para estudiar la dinámica del mercado laboral. Durante la primera mitad de este período se implementaron reformas profundas al sistema de seguridad social que resultaron en cambios importantes en los CNS. Hacia finales de tal decenio el salario mínimo real aumentó de manera importante, al mismo tiempo que el país caía en la peor recesión económica de su historia reciente. Si bien desde el punto de vista académico esta variación inusual en las instituciones laborales y el ciclo económico es de gran valor para entender los mecanismos que gobiernan el mercado laboral, la simultaneidad de los eventos constituye un reto para identificar por separado los efectos de cada uno de ellos. En este trabajo se hace un esfuerzo importante por generar el máximo cambio posible en cada una de las variables de interés; en particular, del salario mínimo y ciclo económico. Esto permite obtener las estimaciones más robustas posibles, sujetas a la información disponible.

La serie de salario mínimo nominal está disponible en el Banco de la República. Con el fin de obtener la máxima variación posible en los datos, el salario mínimo real se construyó deflactando la serie por ciudad (el mayor nivel de desagregación disponible en los datos de inflación)[5]. El Gráfico 15.1 muestra que el salario mínimo, medido como el diferencial relativo al salario mínimo nacional, varía entre ciudades, especialmente antes del año 2000. Como se puede observar, el orden del

[5] El DANE reporta la variación del IPC por niveles de ingreso (altos, medios y bajos), sin embargo, deflactar usando ese tipo de ingresos podría generar endogeneidad en el salario mínimo real, si se tiene en cuenta que se quiere estudiar su efecto sobre el resto de salarios en la economía.

salario mínimo real por ciudades no se mantiene; lo cual descarta la posibilidad de que los efectos del salario mínimo estuviesen capturando efectos locales de los mercados laborales de cada área metropolitana.

Gráfico 15.1: Salario mínimo real por área metropolitana (diferencial porcentual con respecto al salario mínimo nacional)



Fuente: cálculos de los autores.

Para construir la serie de CNS se consultaron las reformas laborales descritas en Santamaría, García y Mujica (2011). La más importante de estas es la Ley 100 de 1993, la cual reformó el sistema de seguridad social, aumentando las contribuciones de salud y pensiones tanto para empleados como para empleadores; equivalente a un incremento de 9,5 puntos porcentuales (pp) en los CNS. En este trabajo los CNS incluyen cesantías, contribuciones a salud y pensiones, impuestos a la nómina (parafiscales), dos primas anuales legales, vacaciones y subsidio de transporte (Gráfico 15.2[6]). Dada la estructura de CNS definida por ley, estos no solo varían en el tiempo vía las reformas, sino individualmente por grupos de ingreso. Por ejemplo, los trabajadores con salarios más altos deben contribuir al sistema pensional con una mayor proporción de su salario con el fin de financiar el componente solidario del sistema[7]. En segundo lugar, los trabajadores que ganan menos de dos salarios mínimos reciben un subsidio de transporte que asciende a cerca del 10 % del salario mínimo; lo cual implica una discontinuidad importante en los CNS para trabajadores que ganan alrededor de dos salarios mínimos, como se discute en el Anexo 6.

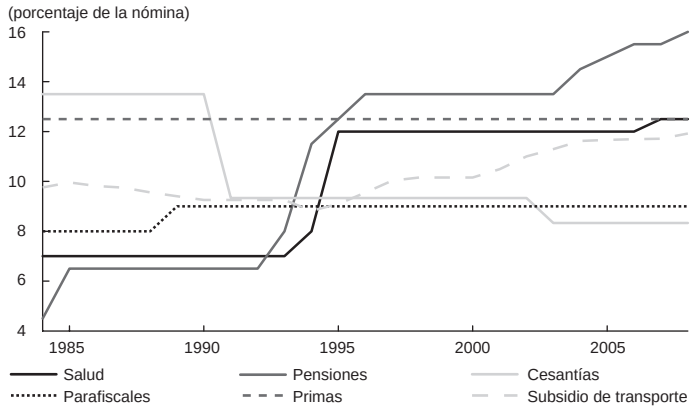
Así pues, en el año 2006 los CNS de trabajadores que ganan entre uno y dos salarios mínimos equivalían, en promedio, a 69 % del salario y los de aquellos que

[6] Otros costos no salariales, tales como dotaciones para empleados, no se incluyen debido a la dificultad de imputar datos razonables por ciudad en una serie de tiempo.

[7] Los trabajadores que ganan más de cuatro salarios mínimos deben contribuir con 1 pp adicional, y aquellos que devengan más de dieciséis deben contribuir con otro punto suplementario.

devengan entre dos y cuatro salarios mínimos, a 57,3 % del salario. Idealmente, los CNS se deberían imputar a todos los trabajadores de la muestra de acuerdo con lo que deberían pagar con base en sus características; sin embargo, esta imputación genera endogeneidad, dado que la variable dependiente es precisamente el salario. Por tanto, en las estimaciones que se presentan en la quinta sección solamente se incluye la variación de los CNS en el tiempo. Para esto, asignamos a todos los trabajadores observados en el mismo año la mediana de la distribución de CNS. Durante todo el período de análisis la mediana de la distribución es igual a la moda, y equivale a los CNS de quienes ganan entre cero y dos salarios mínimos, pues este grupo representa entre 70 % y 80 % del total de trabajadores[8].

Gráfico 15.2: Principales componentes de los CNS a lo largo del tiempo



Fuente: cálculos de los autores.

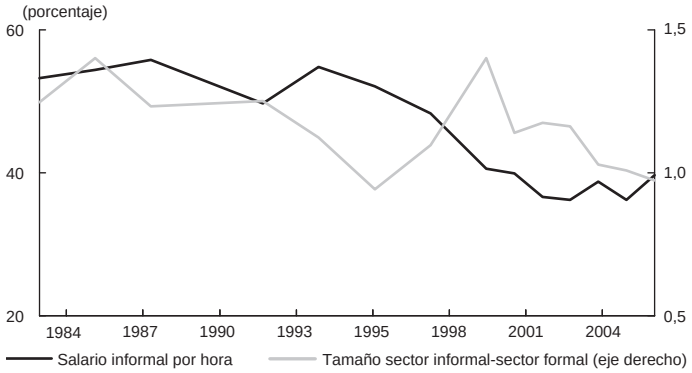
3. Hechos estilizados sobre la evolución del salario mínimo, los costos no salariales y los salarios en Colombia

Los hechos estilizados que se presentan relacionan la evolución de cantidades y precios en el mercado laboral colombiano durante los últimos veinte años. El Gráfico 15.3 muestra el tamaño del sector informal como porcentaje del tamaño del sector formal (medido en el eje de la derecha) y el salario del sector informal como porcentaje del salario del sector formal (medido en el eje de la izquierda). Mientras que los salarios del sector informal crecieron lentamente frente a los del sector

[8] Las diferencias en CNS por grupos de ingreso para aquellos que ganan más de dos salarios mínimos son marginales, mientras que el cambio entre quienes devengan menos y más de dos salarios mínimos es significativo (y está directamente relacionado con el pago del subsidio de transporte). Por tanto, el Anexo 6 documenta resultados de estimaciones condicionales para estos grupos de ingreso.

formal a lo largo del período, se dio una caída del empleo formal y un aumento del empleo informal, lo que se traduce en un incremento del tamaño relativo del sector informal. Esto se puede interpretar como evidencia de un mercado laboral segmentado, donde el trabajo en el sector informal no es deseable en términos de retornos, pero los trabajadores acceden a él por falta de alternativas en el sector formal. Entendemos por mercado segmentado aquel donde los precios y las cantidades de los segmentos formal e informal se equilibran separadamente. Sin embargo, parte de los trabajadores formales que pierden su empleo pasan a la informalidad, es decir que hay un canal de conexión entre los dos segmentos del mercado laboral. A lo largo de este trabajo se argumentará que esta segmentación obedeció, al menos en parte, al incremento de los costos asociados con el trabajo formal; en particular, los CNS y el salario mínimo.

Gráfico 15.3: Tamaño del sector informal y salarios informales

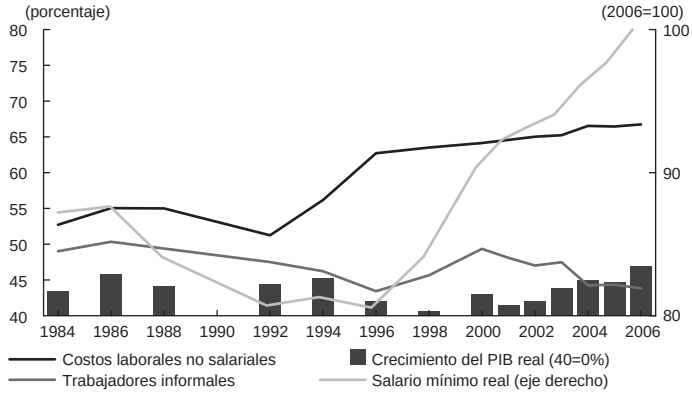


Fuente: cálculos de los autores.

El Gráfico 15.4 muestra la evolución de la informalidad, de los CNS (medidos como porcentaje del salario), del nivel de crecimiento económico (normalizado a 40 = 0) y del salario mínimo real (2006 = 100) para los años 1984-2006. El período entre finales de los años ochenta e inicios de los noventa estuvo caracterizado no solo por un crecimiento económico sólido y una tendencia descendente en los niveles de informalidad, sino también por una relativa estabilidad tanto en el salario mínimo como en los CNS. Durante la segunda mitad de los años noventa se dio inicio a la implementación de las reformas al sistema de seguridad social de comienzos de la década, en medio de una desaceleración en el crecimiento económico, la cual redundó en la recesión de 1998. El aumento importante tanto en el nivel del salario mínimo como en los CNS derivados de las reformas, en medio de la desaceleración de la economía, estuvo acompañado por un crecimiento significativo de la informalidad en el país. La tendencia decreciente de la informalidad observada previamente se reversó entre 1996 y 2000. La fase de recuperación, junto con el alto crecimiento económico a partir del año 2002, acompañada por un retroceso parcial en el nivel relativo del salario mínimo y por un crecimiento moderado de

los CNS, ha implicado una reducción gradual de la tasa de informalidad hacia los niveles observados a mediados de los años noventa[9]. En resumen, la dinámica en los niveles de informalidad en los últimos veinte años muestra no solo una relación inversa con el ciclo económico, sino también directa con el salario mínimo y los CNS.

Gráfico 15.4: Informalidad, rigideces laborales y ciclo económico



Fuente: cálculos de los autores.

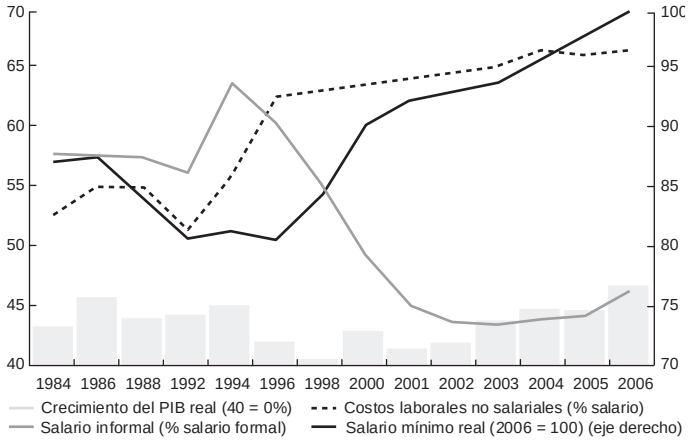
El Gráfico 15.5 muestra la evolución del salario mínimo, de los CNS y del nivel de crecimiento económico, esta vez, comparados con la evolución del salario medio en el sector informal en relación con el salario medio en el sector formal para el período 1984-2006. En primer lugar, nótese que el salario medio en el sector informal es significativamente más bajo que en el sector formal, pasando de 55 % a 45 % en el lapso estudiado (y creciendo hasta casi 65 % durante un corto período hacia mediados de los años noventa)[10]. Hacia finales de los años ochenta y comienzos de los noventa la estabilidad en el nivel de informalidad, observada en el Gráfico 15.4 estuvo acompañada de un período de estabilidad, seguido de un aumento de alrededor de 10 pp en los salarios relativos del sector informal. Durante la segunda mitad de la década de los noventa, a la vez que se presentó la implementación de las reformas y la desaceleración económica con un incremento significativo en la informalidad, los salarios del sector informal cayeron alrededor de 20 pp con respecto a los del sector formal. A partir de 2002 los salarios relativos en el sector informal han sido estables, y permanecen más de 10 pp por debajo de su nivel a comienzos de la década de los noventa, con un incremento marginal en el año 2006.

[9] Al utilizar la definición oficial, la informalidad durante estos últimos años se redujo marginalmente con respecto a los niveles observados hacia finales de los años noventa.(Mondragón-Vélez, Peña y Wills, 2010).

[10] Mondragón-Vélez, Peña y Wills (2010) muestran que los salarios relativos entre sectores (y su tendencia por niveles de educación) son robustos a la definición de informalidad.

En otras palabras, el crecimiento (reducción) de la informalidad en Colombia se ha reflejado en menores (mayores) salarios relativos para los trabajadores del sector informal con respecto a aquellos que laboran en el sector formal.

Gráfico 15.5: Salario relativo en el sector informal, rigideces laborales y ciclo económico

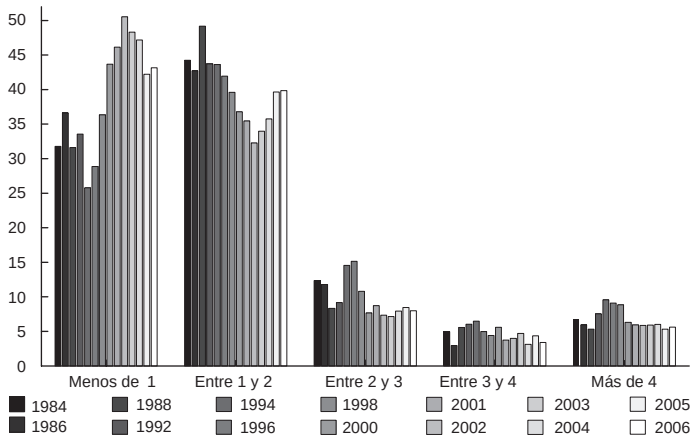


Fuente: cálculos de los autores.

Para entender mejor las dinámicas de los sectores formal e informal, exploramos la composición de trabajadores de acuerdo con su nivel de ingreso, así como su evolución en el tiempo. El Gráfico 15.6 muestra la proporción de trabajadores por grupos de ingreso durante el período 1984-2006. En primer lugar, 67 % a 80 % de los trabajadores devengan dos salarios mínimos o menos durante todo el período de análisis. Esta fracción pasó de 74 %, en promedio, antes de 1994, a 79 % después de 2000. Entre 1988 y 1994 (años de crecimiento económico sólido y estable) hubo un tránsito de alrededor de 10 % de trabajadores del grupo de salarios más bajos hacia el grupo de 2 a 4 salarios mínimos; el cual se reversó totalmente durante la segunda mitad de los años noventa. Adicionalmente, la proporción de trabajadores que ganan menos del salario mínimo se incrementó de 30 % en 1984 a más de 40 % después de 2000, y terminó por encima de 35 % en 2005-2006. La mayor parte de este aumento está explicada por una movilidad significativa (de casi el 20 %) de trabajadores hacia el grupo con salarios inferiores al salario mínimo entre 1994 y 2002. Sin importar el nivel de desagregación, la movilidad entre grupos de trabajadores que ganan más de dos salarios mínimos es limitada. Replicando este análisis para los sectores formal e informal, encontramos diferencias importantes. En primer lugar, mientras que la fracción promedio de trabajadores informales con ingresos menores a dos salarios mínimos pasó de 85 % a 93 % entre los períodos 1984-1998 y 2000-2006, las fracciones correspondientes en el sector formal son 58 % y 62 %. Es decir que, mientras la vasta mayoría (alrededor del 90 %) de trabajadores informales se encuentran en el grupo que gana menos de dos salarios

mínimos, en el sector formal aquel grupo representa el 60 %. Igualmente, encontramos que, en promedio, alrededor del 65 % de quienes devengan menos de dos salarios mínimos son trabajadores informales. Estos resultados implican que el análisis de resultados para el sector informal debe enfocarse en quienes ganan menos de dos salarios mínimos.

Gráfico 15.6: Proporción de trabajadores por grupos de ingreso



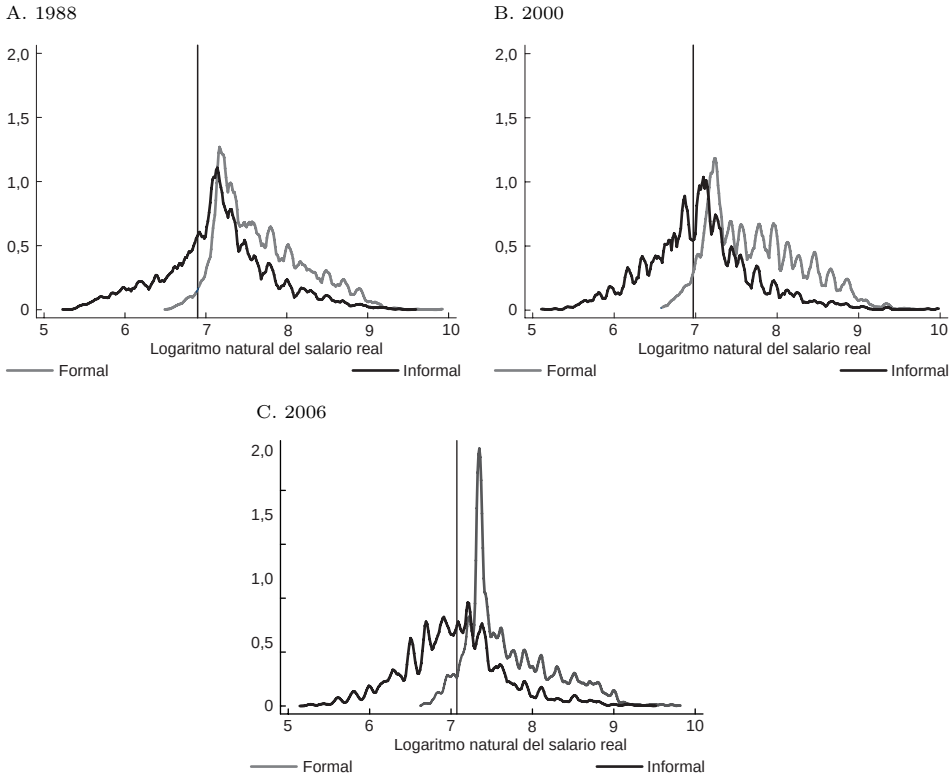
Fuente: cálculos de los autores.

Tanto la evolución de los salarios en el tiempo (gráficos 15.3 y 15.5), como el crecimiento de la proporción de trabajadores que ganan menos del salario mínimo (Gráfico 15.6) han hecho que este pierda relevancia en el sector informal; que constituye alrededor del 50 % de la fuerza laboral colombiana. Por tanto, cabe esperar que los efectos del salario mínimo sobre los salarios en el sector informal se hayan reducido parcial o totalmente durante el período de análisis. La dinámica es diferente en el sector formal. Maloney y Núñez (2004) sugieren que un salario mínimo es efectivo (*binding*) si tiene la capacidad de influir sobre la distribución de salarios, generando subidas sustanciales, baja desviación estándar y sesgo hacia la derecha. El Gráfico 15.7 muestra las distribuciones de densidad de los salarios por hora de los sectores formal e informal y el nivel del salario mínimo (por hora, representado por la línea vertical) en tres momentos del tiempo: 1984, 2000 y 2006[11]. Varios aspectos llaman la atención. Para todos los años analizados la distribución de salarios formales es estadísticamente mayor que la de los informales y, además, una masa importante de trabajadores informales está por debajo del salario mínimo. El nivel de efectividad del salario mínimo, que se puede apreciar

[11] Los gráficos se elaboran usando el salario por hora, donde se observa una densidad de trabajadores por debajo del salario mínimo por hora, pues este se calcula usando la jornada laboral legal. En otras palabras, dado que hay trabajadores que trabajan más de 48 horas a la semana, hay una densidad de trabajadores formales por debajo de esta línea.

en la densidad de salarios alrededor del mínimo, aumenta moderadamente entre 1988 y 2000; y drásticamente entre 2000 y 2006.

Gráfico 15.7: Distribución de salarios (por hora, años 1988, 2000 y 2006)



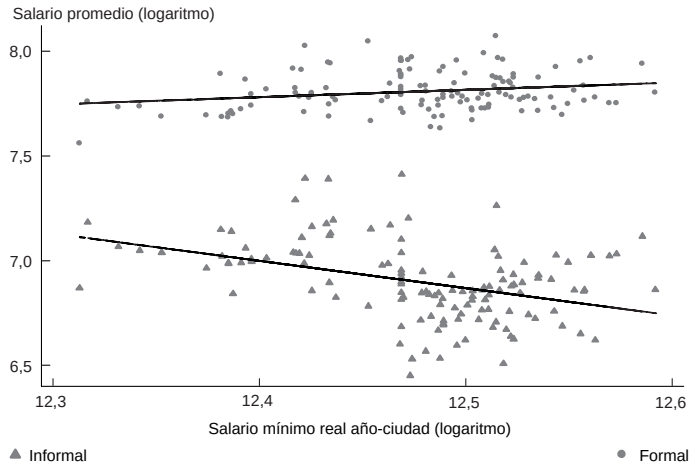
Fuente: cálculos de los autores.

Por su parte, el Gráfico 15.8 muestra el comportamiento de los salarios individuales reales promedio (medidos en el eje vertical) para diferentes niveles de salario mínimo real por ciudad (medido en el eje horizontal), por sector durante el período de análisis. Al comparar las tendencias por sector se observan diferencias importantes: mientras que la correlación es moderada en el sector formal, en el sector informal la relación es claramente negativa. Las estimaciones de la quinta sección exploran la significancia estadística de estas correlaciones a lo largo de la distribución de salarios.

El Gráfico 15.9 muestra la jornada laboral promedio (en número de horas trabajadas por semana) por sector y año. En promedio los colombianos trabajan entre 47 y 51 horas por semana (con relación al máximo de 48 horas semanales establecido por la ley). Hay grandes diferencias entre la evolución de las horas promedio trabajadas en los sectores formal e informal. Mientras que en el primero la jornada

laboral ha tendido a aumentar entre 0,5 y 0,6 horas por año durante las últimas décadas, en el sector informal las horas semanales promedio se mantuvieron alrededor de 49,3 hasta 1998, para luego bajar a cerca de 48,5 desde el año 2000. No solo existe una alta dispersión en las horas trabajadas, sino que además la distribución de las mismas también ha cambiado sustancialmente. En particular, la proporción de trabajadores que labora un número de horas por encima de lo establecido por la ley ha aumentado. Antes del año 2000 el 60 % de los trabajadores laboraba "tiempo completo", es decir, entre 40 y 50 horas a la semana; 26 % lo hacía más de 50 horas a la semana y el restante 14 % menos de 40 horas a la semana. A partir del año 2000 el porcentaje de trabajadores que laboran entre 40 y 50 horas semanales bajó a 50 %. Este cambio se concentró en mayor proporción en jornadas por encima de 50 horas, pues pasó a 32 % de los trabajadores, y el resto a trabajo de tiempo parcial, que pasó a ser el 18 % de la fuerza laboral. Los efectos de la Ley 789 de 2002, que fundamentalmente aumentó la jornada diurna de trabajo y redujo las primas asociadas con el trabajo dominical y festivo (además de reducir los costos de despido), se observan en el Gráfico 15.9, las cuales fueron efectivas a partir de su implementación en 2003. Aquella ley implicó un aumento inicial de 1,0 hora en la jornada semanal promedio del sector formal en 2003, y de alrededor de media hora a partir de 2004. En la quinta sección, se documentan las implicaciones de esta ley en lo que tiene que ver con los efectos de las rigideces sobre los salarios. En resumen, el aumento en la proporción de trabajadores con jornadas laborales por encima de tiempo completo está asociado, fundamentalmente, con las dinámicas del sector formal.

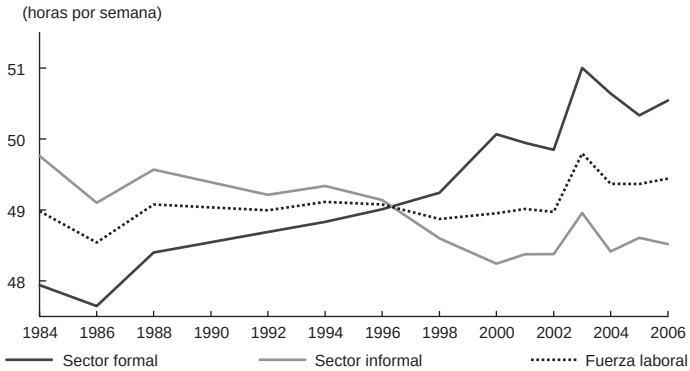
Gráfico 15.8: Salario real promedio relativo al salario mínimo real por ciudad



Fuente: cálculos de los autores.

La evidencia presentada en esta sección muestra que la relación existente entre el tamaño del sector informal con el ciclo económico y con las rigideces del mercado laboral colombiano (salario mínimo y CNS), abordadas por diversos estudios en la literatura, se ven reflejadas directamente en el comportamiento de los salarios. Mientras que el salario promedio en el sector formal muestra una correlación marginalmente positiva con el salario mínimo, los salarios en el sector informal tienden a ser menores cada vez que aumentan los niveles del salario mínimo. Adicionalmente, el crecimiento de la informalidad durante la segunda mitad de los años noventa coincide con una caída relativa de los salarios del sector informal, asociado con un flujo significativo de trabajadores hacia el grupo de menores salarios, y un aumento en la jornada laboral promedio en el sector formal; lo cual ha ocurrido durante un período de desaceleración económica y crecimiento significativo tanto del salario mínimo y los CNS, relacionado con la implementación de las reformas de principios de la década.

Gráfico 15.9: Jornada laboral promedio por sector



Fuente: cálculos de los autores.

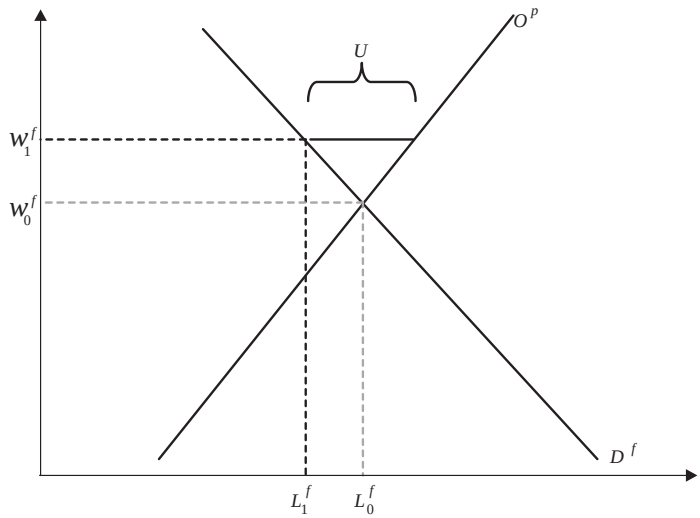
4. Modelos teóricos

Desde la óptica de modelos teóricos varios trabajos se han dedicado a identificar los efectos de políticas laborales, tales como el salario mínimo y los impuestos a la nómina, para empleadores y empleados, pero que no son valorados por los trabajadores como parte de su salario. En esta sección presentamos un marco analítico básico para entender los efectos de estas políticas sobre los salarios en equilibrio parcial. De la misma manera, discutimos brevemente las predicciones de modelos más sofisticados que han sido propuestos en estudios previos.

4.1. Salario mínimo

El Gráfico 15.10 muestra el impacto de introducir un salario mínimo efectivo sobre el equilibrio en el sector formal. Al introducir (o incrementar) el salario mínimo, el salario aumenta desde el nivel que equilibra el mercado (w_0^f) al nivel exigido por el salario mínimo (w_1^f). Dado un salario de (w_1^f) las empresas solo están dispuestas a contratar una cantidad (L_1^f) de trabajo formal, por tanto, el trabajo formal cae de (L_0^f) a (L_1^f). Finalmente, como consecuencia de la existencia del salario mínimo, se incrementa el número de trabajadores que quisiera laborar en el sector formal por un salario igual a (w_1^f), pero que no puede conseguir un trabajo en dicho sector. La cantidad de personas en esa situación está representada por U. En el sector informal, por definición, el salario mínimo no es efectivo; por ende, el salario de equilibrio en el sector informal es aquel que vacía el mercado. No obstante, algunos de los trabajadores que perdieron su empleo en el sector formal están dispuestos a trabajar en el sector informal por un salario inferior al salario mínimo. Entonces, la oferta de trabajadores aumenta en el sector informal; de esta manera, el salario de equilibrio se reduce de (w_0^i) a (w_1^i), para absorber a los trabajadores que pasaron del sector formal al informal. En resumen, un marco analítico básico como el descrito predice que el salario mínimo aumenta los salarios en el sector formal, siempre que sea efectivo y solo para aquellos que continúan laborando en dicho sector, pero los reduce en el sector informal.

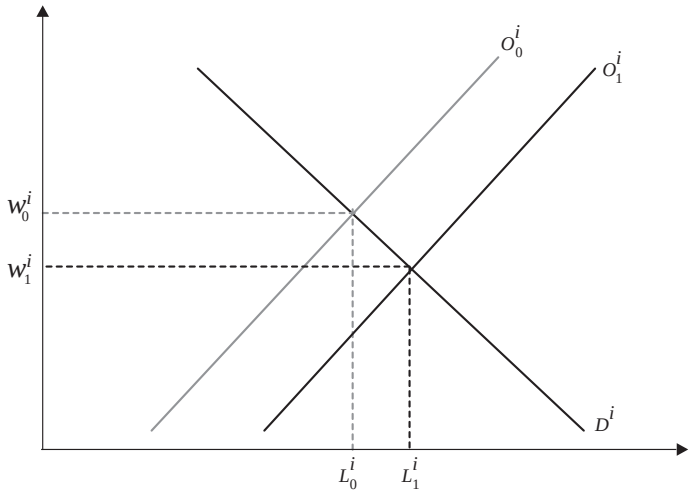
Gráfico 15.10: Efecto de introducir un salario mínimo en el sector formal



Los canales descritos, en equilibrio parcial, se mantienen exactamente iguales en equilibrio general; sin embargo, este último caso implica efectos adicionales (Gráfico 15.11). Debido a que el aumento del salario mínimo incrementa la brecha entre el salario de los sectores formal e informal, los beneficios para los empresarios de

operar en el segundo sector crecen. Este efecto adicional, más sutil y que opera en la dirección contraria (disminuyendo la demanda por trabajo en el sector formal y aumentándola en el sector informal), puede contrarrestar el efecto inicial y generar un efecto neto ambiguo. Rauch (1991) muestra que el efecto inicial deberá dominar siempre que la demanda laboral sea lo suficientemente sensible: si los empleadores modifican sus decisiones de demanda de empleo frente a un cambio suficiente en el precio, los efectos descritos por el marco analítico básico dominan sobre los efectos de equilibrio general (que podrían contrarrestarlos).

Gráfico 15.11: "Desbordamientos" del salario mínimo sobre el sector informal

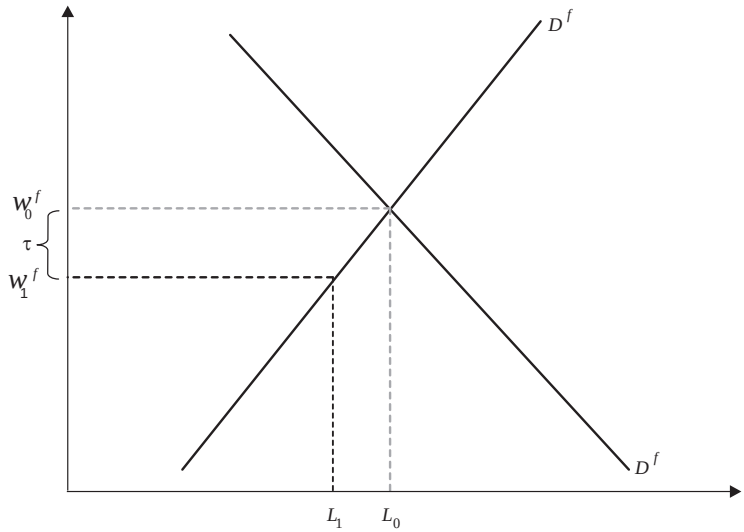


4.2. Costos no salariales (CNS)

Los CNS en Colombia no siempre se traducen en beneficios directos para el empleado, pues buena parte de ellos se dedica a financiar bienes públicos: programas de entrenamiento profesional, cuidado a la niñez y fondos de solidaridad. De esta manera, una fracción de los CNS puede ser modelada como un impuesto. En el Gráfico 15.12 se muestra que en presencia de un impuesto τ, los trabajadores del sector formal pasan de recibir un salario (w_0^f) a devengar uno más bajo, dado por (w_1^f). Asimismo, las empresas formales que contrataban una cantidad de trabajo (L_0) sin impuesto, reducen su nómina hasta (L_1). Como consecuencia del impuesto, una cantidad $(L_0) - (L_1)$ de trabajadores que en ausencia del impuesto trabajaría en el sector formal, buscará emplearse en el informal. Por ende, la oferta de trabajo en este segundo sector aumenta, presionando sus salarios a la baja, aún cuando los trabajadores informales, por definición, no paguen el impuesto. Los efectos son idénticos a los descritos para los aumentos en el salario mínimo sobre el sector informal. De nuevo, este marco analítico básico predice que un incremento en los costos no salariales reduce los salarios tanto en el sector formal

como en el informal. Como se mostrará, nuestros resultados son consistentes con estas predicciones.

Gráfico 15.12: Efecto de un impuesto a la nómina sobre el sector formal



Kugler y Kugler (2009b), modelando solo el sector formal, muestran que un impuesto a la nómina reduce los salarios tanto en un mercado competitivo, como en un contexto de salarios de eficiencia, tal como en Shapiro y Stiglitz (1984). En ambos casos el impuesto aumenta el costo del trabajo para el empleador, mientras que el beneficio se mantiene constante; como consecuencia, el mayor costo para el empleador que impone el gravamen a la nómina es compensado, en parte, por menores salarios y, en parte, por menor empleo. No obstante, sus modelos no tienen en cuenta la existencia del sector informal. Por su lado, Albrecht, Navarro y Vroman (2009) introducen el sector informal en el modelo de búsqueda y emparejamiento propuesto por Mortensen y Pissarides (1994). En aquel modelo hay fricciones en el proceso de búsqueda de empleo, por lo que en equilibrio hay desempleo. Los trabajadores de más baja productividad pueden decidir óptimamente emplearse en el sector informal, pues esto puede resultarles más rentable que esperar a encontrar un empleo en el sector formal. De hecho, trabajadores con productividad inferior a cierto umbral no buscan empleo en el sector formal. El modelo predice que un impuesto a la nómina reduce los salarios en el sector formal. En el sector informal el ingreso es exógeno y se asume fijo, y por consiguiente las regulaciones no lo afectan. El impuesto a la nómina aumenta el umbral de productividad para buscar un empleo formal, incrementando sustancialmente el porcentaje de trabajadores que no participa en la competencia por trabajos formales y, por esta vía, el tamaño del sector informal. Si se flexibilizara el supuesto de que los ingresos en el sector informal son exógenos, y se asumiera que dependen negativamente del tamaño del

sector (teniendo en cuenta que buena parte de este sector está conformada por trabajadores por cuenta propia, que compiten en cierta medida como empresas unipersonales para proveer servicios en mercados específicos), el modelo mostraría una predicción consistente con el modelo de Rauch (1991).

5. Estimación

En esta sección se estiman los efectos de cambios en el nivel del salario mínimo y de los CNS sobre los salarios. Los hechos estilizados presentados en la tercera sección, además de evidenciar la necesidad de incluir variables de control para el ciclo económico, sugieren tanto efectos diferenciados a largo de la distribución de ingresos como potenciales ajustes en la jornada laboral. La estrategia de identificación incluye regresiones por percentiles a lo largo de la distribución de salarios, y estimaciones sobre salarios por hora y salarios mensuales. Mientras que las estimaciones sobre los salarios por hora capturan todos los efectos de las rigidices del mercado, las estimaciones sobre los salarios mensuales excluyen los efectos de la jornada laboral, asumiendo implícitamente que todos los trabajadores laboran el mismo número de horas por mes. Así, las diferencias entre estos estimadores evidencian ajustes en la jornada laboral. Adicionalmente, todas las estimaciones incluyen una variable de control del ciclo económico. Consideramos tres controles alternativos: desempleo del hogar, PIB regional y desempleo por ciudad; y reportamos los resultados obtenidos con el primero de estos, el cual genera mayor variación en los datos[12].

5.1. Regresiones por percentiles de ingreso: salario por hora

Para estas estimaciones se utilizan todas las cohortes de individuos incluidos en el módulo de informalidad de la EH entre 1984 y 2006. Excluimos de la muestra a los trabajadores que reportan salarios en el 3 % superior e inferior dentro de su cohorte. La estrategia de identificación utiliza los procesos inflacionarios por ciudad para generar variación del salario mínimo real por ciudad, e incluye solamente variación temporal de los CNS como porcentaje del salario, de acuerdo con lo descrito en la sección 2.3. Así, pues, el modelo econométrico que se describe considera variaciones individuales, regionales y temporales; e incluye tanto controles de ciclo económico como características demográficas-laborales. El modelo que estimamos es el siguiente:

$$Q^{\theta}(S_{i,c,t}) = \beta_0^{\theta} + \beta_1^{\theta} SMR_{c,t} + \beta_2^{\theta} CNS_t + \beta_3^{\theta} CE_{i,c,t} + \gamma^{\theta} X_{i,c,t} + \varepsilon_{i,c,t}^{\theta} \qquad (15.1)$$

[12] Los resultados de las estimaciones son en general robustos a controles alternativos del ciclo. Al utilizar desempleo por ciudad, la magnitud (en valor absoluto) de los efectos de los CNS es menor, comparada con el desempleo del hogar o PIB regional (aunque se mantienen las tendencias); además, muestra efectos positivos en el extremo inferior de la distribución de salarios por hora (donde, en todo caso, las bandas de error son amplias). Las estimaciones de robustez utilizando PIB regional y desempleo por ciudad están disponibles a petición de los lectores.

Donde $Q^{\theta}(S_{i,c,t})$ es el percentil θ de la distribución de salarios; y tanto los efectos, como las variables de control y el error en la estimación, corresponden al percentil θ de la distribución. $SMR_{c,t}$ es el nivel del salario mínimo real en la ciudad c durante el año t; CNS_t es el porcentaje (mediano) de costos no salariales de acuerdo con la normatividad vigente en el año t; $CE_{i,c,t}$ es la variable de control del ciclo económico (en el caso del desempleo del hogar varía individualmente, mientras que cuando se utiliza el desempleo por ciudad o PIB regional varía por ciudad); finalmente, $X_{i,c,t}$ es un vector de variables demográficas-laborales que incluye edad, educación, género y estado civil, además de controles de industria y ciudad. Estimamos los errores mediante un procedimiento de *bootstrap* sobre cien submuestras, con reemplazo, para cada uno de los percentiles de la distribución.

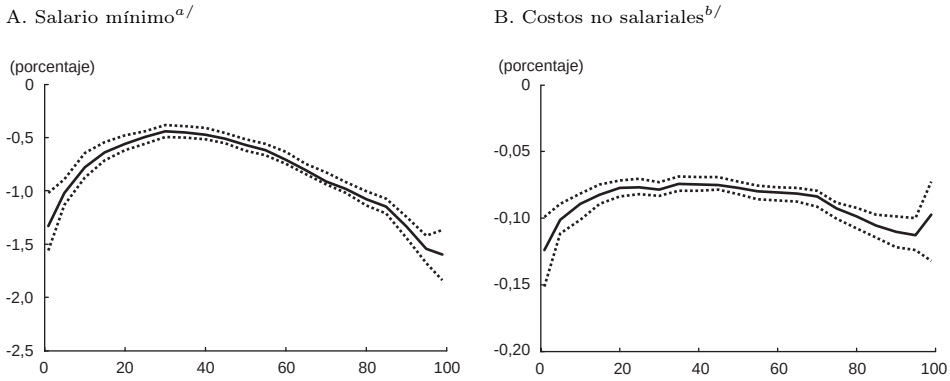
Inicialmente, estimamos los efectos sobre la muestra total de trabajadores. Los resultados del Gráfico 15.13 sugieren que aumentos tanto en el salario mínimo como en los CNS implican una caída en los salarios de todos los trabajadores. La magnitud del efecto del salario mínimo es mayor en los extremos de la distribución: creciente hasta el percentil 30 y decreciente para el resto de trabajadores con mayores salarios. Por su parte, el efecto de los CNS tiende a ser más estable, aunque es también más negativo hacia los extremos de la distribución[13]. Los resultados sobre CNS para todos los trabajadores, y del salario mínimo para trabajadores del sector informal, son consistentes con las predicciones de los modelos discutidos en la sección cuarta. Sin embargo, el efecto negativo sobre los salarios del sector formal resulta menos claro en las predicciones de dichos modelos; pues, mientras que el nuevo salario de equilibrio en el sector formal aumenta hasta el nivel del salario mínimo impuesto para quienes permanecen dentro de este sector, el salario disminuye para quienes pasan a laborar en el sector informal y se vuelve cero para quienes quedan desempleados (en modelos que consideren dicho estado). En síntesis, los resultados empíricos sobre el total de la muestra, que son incondicionales a movimientos de trabajadores entre sectores, implican que el efecto negativo sobre los salarios dentro del sector informal, sumado al efecto negativo sobre los salarios de quienes transitan de la formalidad hacia la informalidad (o al desempleo) domina sobre cualquier efecto positivo que pudieran tener quienes permanecen en la formalidad y potencialmente se benefician del aumento en el nuevo salario de referencia en dicho sector.

Con el fin de explorar diferencias entre sectores, complementamos este análisis con estimaciones condicionales para los sectores formal e informal[14]. El Gráfico

[13] Al incluir un control para el sector informal en las estimaciones sobre la muestra total de trabajadores, los efectos negativos se mantienen, mientras que el coeficiente de control para el sector informal resulta negativo.

[14] La estimación (condicional) por sectores podría estar sujeta a sesgos de selección, a pesar de la alta segmentación del mercado laboral colombiano, dado el movimiento de trabajadores entre sectores y el hecho de que los ingresos en el sector informal tienden a ser menores que en el sector formal. Sin embargo, el marco analítico de la cuarta sección y los resultados sobre el total de la muestra implican que la corrección de dichos sesgos en ambos sectores realzaría los efectos negativos de las rigideces sobre los salarios.

Gráfico 15.13: Efecto del salario mínimo y los costos no salariales sobre la distribución de salarios del total de trabajadores



Nota: [a/] Cambio porcentual en el salario real por hora ante un aumento de 1% en el salario mínimo real. [b/] Cambio porcentual en el salario real ante un aumento de 10 pp en el nivel de costos no salariales.
Fuente: cálculos de los autores.

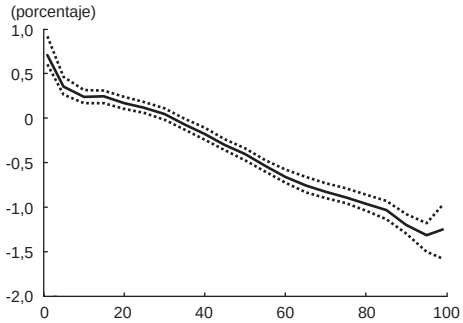
15.14 muestra los efectos del salario mínimo y los de CNS sobre la distribución de salarios en el sector formal. Los resultados del panel A sugieren que para los trabajadores que permanecen en este sector el efecto del salario mínimo es decreciente a lo largo de la distribución de salarios —consistente con los resultados de Maloney y Núñez (2004)—. Sin embargo, mientras que los salarios de la tercera parte de trabajadores formales con menores ingresos (cercanos al salario mínimo) aumentan ante incrementos en el salario mínimo; la estimación sugiere que los salarios del resto de trabajadores con mayores ingresos en este sector disminuyen ante aumentos en el salario mínimo. Este último resultado no es consistente con estudios previos que documentan una relación positiva entre el nivel de salarios y el salario mínimo para trabajadores asalariados (Bell, 1997; Maloney y Núñez, 2004; Arango y Pachón, 2007). Como se discute ampliamente en el Anexo 2, mientras que nuestra estrategia de identificación es incondicional con respecto a cambios entre grupos de ingreso; la estrategia de identificación utilizada en los estudios mencionados implica un condicionamiento a permanecer en el mismo grupo de ingreso[15].

Una extensión de las implicaciones del marco teórico presentado en la cuarta sección permite proveer una explicación plausible de las diferencias derivadas del condicionamiento por sector. Según el modelo básico, ante aumentos en los costos del factor trabajo generados por cambios en la legislación, los empleadores formales eliminarán aquellos puestos de trabajo donde la productividad marginal es

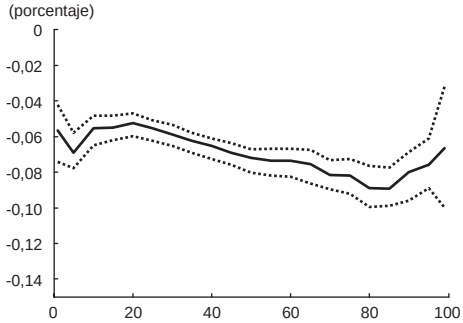
[15] En el Anexo 6, además de explorar estimaciones condicionales por grupos de ingreso y mostrar la similitud de dicha estrategia de identificación con estudios recientes sobre el caso colombiano, discutimos los problemas de sesgo que estos implican.

Gráfico 15.14: Efecto del salario mínimo y los costos no salariales sobre la distribución de salarios en el sector formal

A. Salario mínimo[a/]



B. Costos no salariales[b/]



Nota: [a/] Cambio porcentual en el salario real por hora ante un aumento de 1 % en el salario mínimo real. [b/] Cambio porcentual en el salario real ante un aumento de 10 pp en el nivel de costos no salariales.
Fuente: cálculos de los autores.

menor al nuevo nivel de salario mínimo o al costo laboral total incluyendo CNS. Sin embargo, el modelo teórico de la cuarta sección no diferencia a los trabajadores por niveles de calificación ni productividad y, por tanto, sus predicciones no tienen en cuenta que en general las firmas requieren mantener cierto número de trabajos, cuyo nivel sea el más bajo de calificación, para continuar operando (por ejemplo, operarios en una fábrica u obreros en un proyecto de construcción). En consecuencia, los empleadores formales pueden compensar, al menos parcialmente, los mayores costos de aquellos trabajadores esenciales en otras partes de su nómina reduciendo salarios y/o eliminado vacantes en rangos salariales superiores; de aquellos trabajadores de menor productividad dentro de su rango salarial. Por consiguiente, mientras que para los trabajadores esenciales de baja calificación que retienen sus puestos en el sector formal, aumentos en el salario mínimo tienen un impacto positivo en sus salarios; el resto de trabajadores de mayor rango salarial se enfrenta a posibles cambios en su nivel de ingreso, ya sea por una baja de salario en la misma firma, o por un cambio de trabajo con menor salario dentro de un sector formal más competido para cada nivel de calificación. De otra parte, la estimación por grupos de ingreso, presentada en el Anexo 2, excluye el ajuste integral a la nómina por parte de los empleadores, y analiza el comportamiento por rango salarial. Los resultados condicionales al grupo de ingreso son consistentes con los estudios mencionados en la medida en que implican que los salarios de aquellos trabajadores de mayor productividad dentro de su nivel de ingreso, y que por ende permanecen dentro de su rango salarial en términos reales, aumentan con el salario mínimo. Una posible interpretación de estos resultados es que reflejan un mecanismo de retención de trabajadores de alta productividad (por rango

salarial), como parte del ajuste integral de la nómina en respuesta a aumentos de los costos del factor trabajo de parte de los empleadores.

Por su parte, los CNS reducen los salarios de todos los trabajadores que permanecen en el sector formal. La tendencia es marginalmente decreciente a lo largo de la distribución de salarios; lo cual significa que la magnitud del efecto crece en valor absoluto. Mientras que un aumento de 10 pp en el nivel de CNS (similar al observado con la implementación de la Ley 100 de 1993) reduce los salarios entre 0,05 % y 0,07 % para el 50 % de los trabajadores formales de menores ingresos; el efecto para el 50 % restante con mayores ingresos es en general más negativo. Este resultado es consistente con las implicaciones teóricas de los modelos discutidos en la sección cuatro, y robusto a las estimaciones condicionales (por grupos de ingreso) presentadas en el Anexo 2.

El Gráfico 15.15 muestra los efectos de las rigideces sobre la distribución de salarios en el sector informal. Estos resultados sugieren que en dicho sector el efecto del salario mínimo es negativo a lo largo de toda la distribución de salarios, consistente con las implicaciones de Rauch (1991). La estimación sugiere que la magnitud del efecto del salario mínimo sobre los salarios en el sector informal es alta. La forma de la curva es de una u invertida, donde los trabajadores informales entre el percentil 15 y 70 de la distribución de salarios muestran coeficientes de $-0{,}75\,\%$ a $-1{,}0\,\%$ (por cada 1 % de aumento en el salario mínimo); mientras que el resto de trabajadores en los extremos inferior y superior muestran efectos por debajo de $-1{,}0\,\%$. Este resultado es robusto a las estimaciones condicionales presentadas en el Anexo 6 para la mayor parte de los trabajadores del sector[16]. Finalmente, los CNS tienen un efecto negativo sobre todos los salarios en el sector informal, el cual es de mayor magnitud en comparación con el sector formal. Adicionalmente, mientras que en el sector formal la tendencia es decreciente a partir del percentil 15 a 20; el efecto es relativamente estable para las dos terceras partes inferiores de la distribución en el sector informal, desde donde muestra una tendencia decreciente, es decir, de mayor magnitud en valor absoluto.

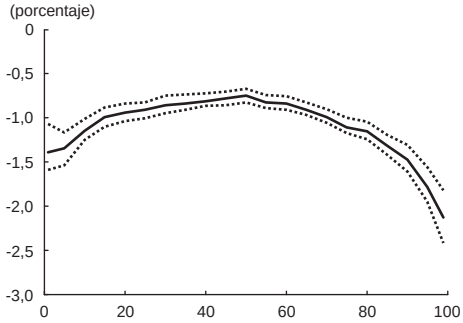
5.2. Estimando la importancia del ajuste en horas trabajadas: efectos en salarios mensuales

En esta sección presentamos los efectos estimados sobre los salarios mensuales por sector. En primer lugar, este ejercicio constituye una prueba más de robustez de los resultados. Adicionalmente, la comparación de estos resultados con las estimaciones sobre los salarios por hora, permite derivar conclusiones con respecto a los ajustes en la jornada laboral como un mecanismo alternativo de las firmas para hacer frente a incrementos en los costos del factor trabajo por cambios en la política laboral. Definimos S_t como el salario mensual y H_t como las horas promedio de

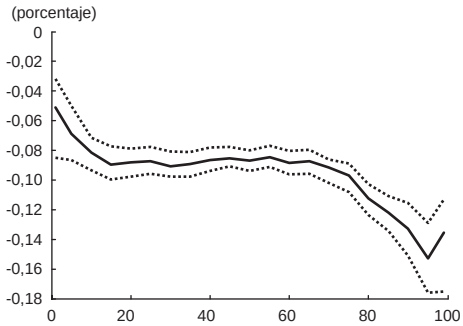
[16] Las estimaciones condicionales muestran un efecto negativo y significativo para quienes ganan hasta dos salarios mínimos (y constituyen más del 90 % del total de trabajadores informales); mientras que para el 10 % en el extremo superior de la distribución el efecto es positivo y significativo.

Gráfico 15.15: Efecto del salario mínimo y los costos no salariales sobre la distribución de salarios en el sector informal

A. Salario mínimo[a/]



B. Costos no salariales[b/]



Nota: [a/] Cambio porcentual en el salario real por hora ante un aumento de 1 % en el salario mínimo real. [b/] Cambio porcentual en el salario real ante un aumento de 10 pp en el nivel de costos no salariales.
Nota: salario real por hora.
Fuente: cálculos de los autores.

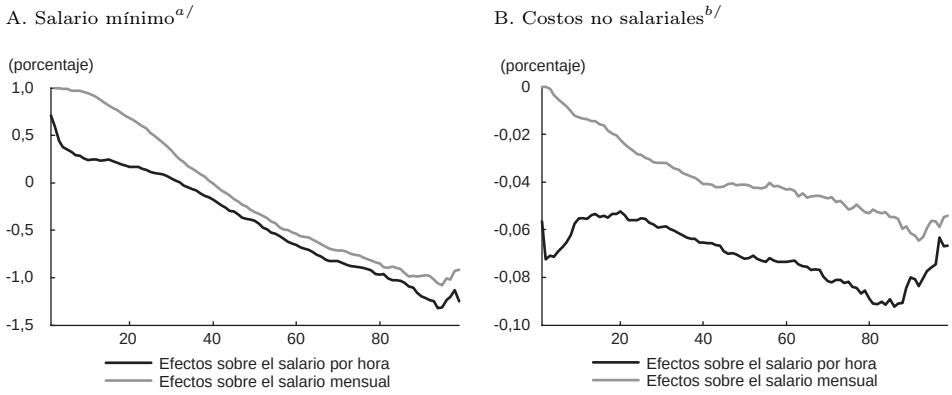
trabajo por mes en el año t. Sean ΔS y ΔH los cambios marginales en los salarios por mes y la jornada laboral promedio entre el período t y el período $t+1$. Por consiguiente, el ajuste marginal en el número de horas (promedio) es igual a:

$$\Delta H = \frac{1+\Delta S}{(\frac{S_{t+1}}{H_{t+1}})/(\frac{S_t}{H_t})} - 1 \tag{15.2}$$

donde ΔS es el cambio marginal en el salario mensual promedio, y $[(\frac{S_{t+1}}{H_{t+1}})/(\frac{S_t}{H_t})-1]$ es el cambio marginal en el salario por hora promedio. Entonces, cuando el salario mensual crece (decrece) como respuesta a cambios en la legislación laboral más que al salario por hora, esto implica un aumento (disminución) en la jornada laboral como respuesta a dichos cambios en las leyes. Los gráficos 15.16 y 15.17 muestran los efectos de las rigideces laborales a lo largo de la distribución de salarios en los sectores formal e informal, respectivamente. En particular, se presenta el cambio porcentual en el salario mensual (línea punteada) y por hora (línea sólida) debido a un cambio de 1 % en el salario mínimo (panel A) o un cambio de 10 pp en los CNS (panel B). La distancia entre estos corresponde al ajuste en horas trabajadas.

En el sector formal el ajuste (aumento) en la jornada laboral por cambios en el salario mínimo se da para los trabajadores de menores ingresos; mientras que la brecha prácticamente se cierra a partir del percentil 35; donde los efectos se vuelven negativos. Los CNS en este sector también implican un ajuste positivo en horas trabajadas; ya que ante efectos negativos sobre salarios, la jornada laboral aumenta cuando el cambio en el salario por hora es de mayor magnitud que el cambio en el salario mensual. En el sector informal no solo la brecha entre las

Gráfico 15.16: Efectos sobre salarios por hora y por mes en el sector formal



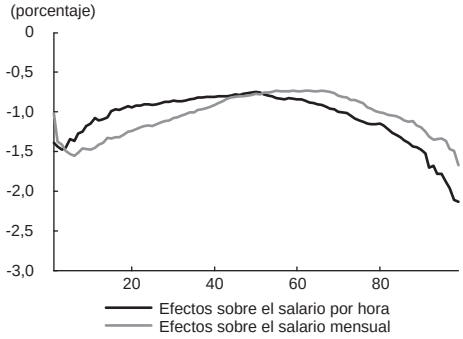
Nota: [a/] Cambio porcentual en el salario real por hora ante un aumento de 1 % en el salario mínimo real. [b/] Cambio porcentual en el salario real ante un aumento de 10 pp en el nivel de costos no salariales.
Nota: porcentual salario real por hora.
Fuente: cálculos de los autores.

curvas para salarios por hora y salarios mensuales es menor, pero la dirección de los ajustes no es consistente a lo largo de la distribución de salarios. En síntesis, este análisis sugiere que, como cabe esperar, los ajustes en la jornada laboral están fundamentalmente explicados por las dinámicas del sector formal, consistente con la evidencia presentada en la tercera sección.

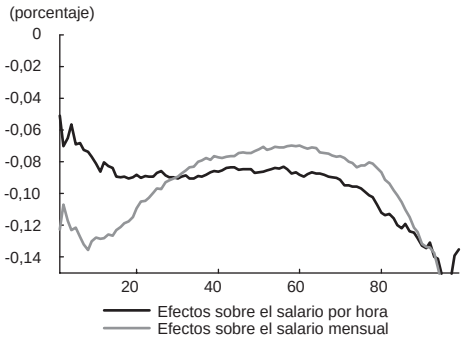
Finalmente, exploramos las implicaciones de la Ley 789 de 2002 relacionadas con los efectos de cambios en el salario mínimo y los CNS sobre los salarios por hora. Al incluir una variable de control entre 2003 y 2006, años durante los cuales la ley estuvo vigente dentro del período de análisis, los resultados cualitativos y las tendencias presentados en la sección 5.1 se mantienen. Adicionalmente, las magnitudes de todos los efectos, tanto de salario mínimo y CNS en los sectores formal e informal, son marginalmente menores en los percentiles inferiores con una brecha creciente para los percentiles más altos de la distribución (Gráfico 15.18). Interpretamos este resultado como evidencia de que los ajustes de los empleadores ante cambios en la política se relajaron en cierta medida como resultado de la flexibilización asociada con la implementación de esta ley. En otras palabras, el incremento en la jornada laboral asociado con aquella implementación de esta determinación legislativa, documentada en la tercera sección, redujo los costos marginales del factor trabajo y, por tanto, los efectos de los ajustes vía precios, es decir, salarios por hora.

Gráfico 15.17: Efectos sobre salarios por hora y por mes en el sector informal

A. Salario mínimo[a/]



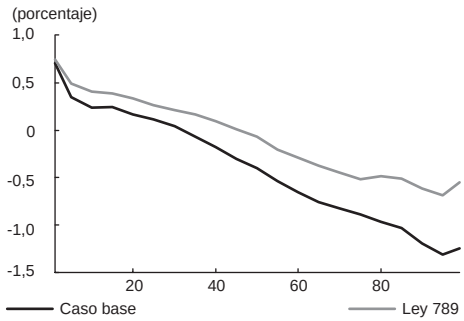
B. Costos no salariales[b/]



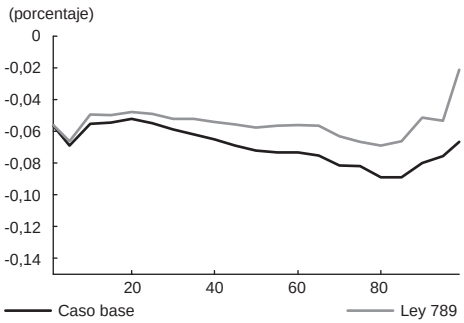
Nota: [a/] Cambio porcentual en el salario real por hora ante un aumento de 1 % en el salario mínimo real. [b/] Cambio porcentual en el salario real ante un aumento de 10 pp en el nivel de costos no salariales.
Nota: salario real por hora.
Fuente: cálculos de los autores.

Gráfico 15.18: Implicaciones de la Ley 789 sobre efectos del salario mínimo y los CNS sobre la distribución de salarios en el sector formal

A. Salario mínimo[a/]



B. Costos no salariales[b/]



Nota: [a/] Cambio porcentual en el salario real por hora ante un aumento de 1 % en el salario mínimo real. [b/] Cambio porcentual en el salario real ante un aumento de 10 pp en el nivel de costos no salariales.
CB: caso base; Ley 789: incluyendo control por esta variable.
Nota: porcentual salario real por hora.
Fuente: cálculos de los autores.

6. Conclusiones

Este artículo estudia el impacto de los aumentos en los costos laborales no salariales (CNS) y el salario mínimo sobre los salarios en los sectores formal e informal en Colombia. Nuestros resultados sugieren que aumentos en los CNS o el salario mínimo disminuyen los salarios de todos los trabajadores, a la vez que aumentos del salario mínimo disminuyen los salarios de los trabajadores que permanecen dentro del sector informal. El efecto del salario mínimo sobre los salarios para los trabajadores que permanecen en el sector formal es decreciente a lo largo de la distribución de ingresos y resulta negativo para las dos terceras partes de trabajadores con mayores ingresos en dicho sector.

Estos resultados confirman que, dado que el mercado laboral colombiano está caracterizado por altos niveles de CNS y salario mínimo, el sector formal se ajusta al ciclo económico y a cambios en la política laboral no solo vía cantidades, sino también vía precios. Estos ajustes de precios incluyen no solamente los salarios pactados sino también ajustes significativos en la jornada laboral por parte de los empleadores. Los efectos negativos más importantes se observan en los salarios del sector informal; esto implica que políticas que fueron originalmente diseñadas para beneficiar a los trabajadores más vulnerables, pueden terminar afectando negativamente al mismo grupo que pretendían proteger.

En este trabajo no exploramos los canales específicos mediante los cuales las fluctuaciones en las rigideces del mercado laboral disminuyen los salarios, dada la limitación en la disponibilidad de datos. Igualmente, este análisis no incorpora los beneficios que los cambios en la legislación laboral implican para los trabajadores. Consideramos que una exploración integral de estos elementos, en dirección a formulaciones efectivas de política, es un paso importante en la agenda de investigación a futuro.

Referencias

Albrecht, J., L. Navarro y S. Vroman (2009): "The Effects of Labour Market Policies in an Economy with an Informal Sector", *Economic Journal*, vol. 119(núm. 539), pp. 1105–1129.

Arango, C. y A. Pachón (2007): "The Minimum Wage in Colombia 1984-2001: Favoring the Middle Class with a Bite on the Poor", *Ensayos sobre Política Económica*, vol. 25(núm. 55), pp. 148–193.

Bell, L. (1997): "The Impact of Minimum Wages in Mexico and Colombia", *Journal of Labor Economics*, vol. 15(núm. 3), pp. 102–35.

Bernal, R. (2009): "The Informal Labor Market in Colombia: Identification and Characterization", *Desarrollo y Sociedad*, vol. 63(núm. 1), pp. 145–208.

Camacho, A., E. Conover y A. Hoyos (2009): "Effects of Colombia's Social Protection System on Workers' Choice between Formal and Informal Employment", Documentos CEDE, núm. 18, Universidad de los Andes - CEDE.

Kugler, A. (2005): "Wage-shifting Effects of Severance Payments Savings Accounts in Colombia", *Journal of Public Economics*, vol. 89(núm. 2-3), pp. 487–500.

Kugler, A. y M. Kugler (2009a): "Labor Market Effects of Payroll Taxes in Developing Countries: Evidence from Colombia", *Economic Development and Cultural Change*, vol. 57(núm. 2), pp. 335–358.

Kugler, A. y M. Kugler (2009b): "Labor Market Effects of Payroll Taxes in Developing Countries: Evidence from Colombia", *Economic Development and Cultural Change*, vol. 57(núm. 2), pp. 335–358.

Maloney, W. y J. Núñez (2004): "Measuring the Impact of Minimum Wages: Evidence from Latin America", en *Law and Employment: Lessons from Latin American and the Caribbean*, NBER Chapters, pp. 109–130. University of Chicago Press.

Mondragón-Vélez, C., X. Peña y D. Wills (2010): "Labor Market Rigidities and Informality in Colombia", Journal of Lacea Economia, núm. 008355, Lacea - Latin American and Caribbean Economic Association.

Mora, J. y J. Muro (2010): "A Cohort-Based Analysis of the Influence of Minimum Wage Levels on the Labor Force Participation in the Informal Sector: Quantitative and Substitution Effects", Document de Travail núm. 1001, Alcamentos.

Mortensen, D. y C. Pissarides (1994): "Job creation and job destruction in the theory of unemployment", *Review of Economic Studies*, vol. 61(núm. 3), pp. 397–415.

Núñez, J. (2002): "Empleo informal y evasión fiscal en Colombia", Archivos de Economía, núm. 210, Departamento Nacional de Planeación.

Rauch, J. (1991): "Modelling the Informal Sector Formally", *Journal of Development Economics*, vol. 35(núm. 1), pp. 33–48.

Sánchez, F., V. Duque y M. Ruiz (2009): "Costos laborales y no laborales y su impacto sobre el desempleo, la duración del desempleo y la informalidad en Colombia, 1980-2007", Documentos CEDE, núm. 5540, Universidad de los Andes.

Santamaría, M., F. García y A. Mujica (2011): "El mercado laboral y la reforma de la salud en Colombia: incentivos, preferencias y algunas paradojas", en *Efectos de la Ley 100 en salud: propuestas de reforma*, ed. M. E. L. Santa María. Fedesarrollo.

Shapiro, C. y J. Stiglitz (1984): "Equilibrium unemployment as a worker discipline device", *American Economic Review*, vol. 74(núm. 3), pp. 433–444.

Anexo 1
Selección de muestra

Tal y como se comenta en la quinta sección, en todas las estimaciones econométricas (regresiones por percentiles y regresiones lineales por grupos de ingreso en el Anexo 2) se excluyen de la muestra aquellos trabajadores con salarios reportados en el 3 % inferior y superior de su cohorte (año de observación).

Cuadro A1.1: Número de observaciones

	Tamaño de muestra inicial	Ocupados	Son menores de 70 años
1988	99.784	37.376	31.650
1992	81.936	32.865	28.263
1994	83.254	32.972	29.931
1996	82.806	32.441	28.488
1998	89.712	35.504	30.969
2000	86.327	33.681	27.288
2001	111.826	44.549	34.646
2002	111.575	44.793	33.813
2003	111.082	44.920	34.304
2004	108.476	43.468	34.887
2005	108.212	44.642	38.828
2006	109.077	45.460	39.391
Total	**1'184.067**	**472.671**	**392.458**

	Son mayores de 15 años	Trabajan más de 16 horas a la semana	Trabajan menos de 84 horas a la semana
1988	31.391	30.770	30.177
1992	27.927	27.126	26.549
1994	29.703	29.043	28.351
1996	28.276	27.497	26.949
1998	30.739	29.526	28.728
2000	27.073	25.505	24.864
2001	34.392	31.995	31.131
2002	33.551	31.069	30.321
2003	34.122	32.041	31.285
2004	34.738	32.712	31.928
2005	38.668	36.507	35.689
2006	39.256	37.379	36.746
Total	**389.836**	**371.170**	**362.718**

Cuadro A1.1: Número de observaciones (continuación)

	Reportan género, edad, estado civil, relación frente al jefe y peso muestral	Reportan ingresos totales y monetarios y horas trabajadas	Reportan tamaño de la firma, tiempo en el empleo e ingresos inferiorers a 110 millones
1988	37.254	31.952	31.907
1992	32.734	28.466	28.466
1994	32.908	30.174	30.161
1996	32.312	28.742	28.731
1998	35.427	31.222	31.222
2000	33.584	27.551	27.551
2001	44.339	35.066	34.995
2002	44.480	34.188	34.151
2003	44.675	34.773	34.702
2004	43.263	35.290	35.255
2005	44.538	39.307	39.285
2006	45.344	39.826	39.805
Total	**470.858**	**396.557**	**396.231**

Fuente: DANE(GEIH); cálculo de los autores.

Cuadro A1.2: Muestra expandida

	Tamaño de muestra inicial	Ocupados	Son menores de 70 años
1988	12'037.871	4'531.710	3'874.932
1992	13'360.807	5'437.378	4'631.232
1994	14'086.907	5'650.987	5'106.107
1996	14'798.836	5'807.579	5'066.490
1998	15'494.612	6'160.318	5'132.632
2000	16'237.107	6'419.045	5'041.553
2001	18'046.017	7'130.473	5'230.436
2002	18'425.510	7'426.068	5'322.926
2003	18'820.192	7'663.266	5'349.577
2004	19'228.304	7'747.047	5'747.536
2005	19'631.179	8'130.162	6'811.343
2006	20'056.000	8'477.686	7'020.222
Total	**200'223.342**	**80'581.719**	**64'334.986**

Cuadro A1.2: Muestra expandida (continuación)

	Son mayores de 15 años	Trabajan más de 16 horas a la semana	Trabajan menos de 84 horas a la semana
1988	3'848.357	3'764.874	3'679.971
1992	4'579.465	4'446.556	4'342.690
1994	5'073.492	4'958.911	4'834.990
1996	5'034.323	4'907.834	4'809.103
1998	5'101.436	4'883.837	4'762.899
2000	5'008.535	4'736.229	4'613.271
2001	5'203.489	4'894.148	4'748.425
2002	5'287.667	4'922.614	4'787.516
2003	5'323.650	5'009.396	4'891.025
2004	5'722.346	5'405.524	5'289.893
2005	6'791.581	6'422.863	6'278.638
2006	6'998.892	6'611.991	6'491.202
Total	**63'973.233**	**60'964.777**	**59'529.623**

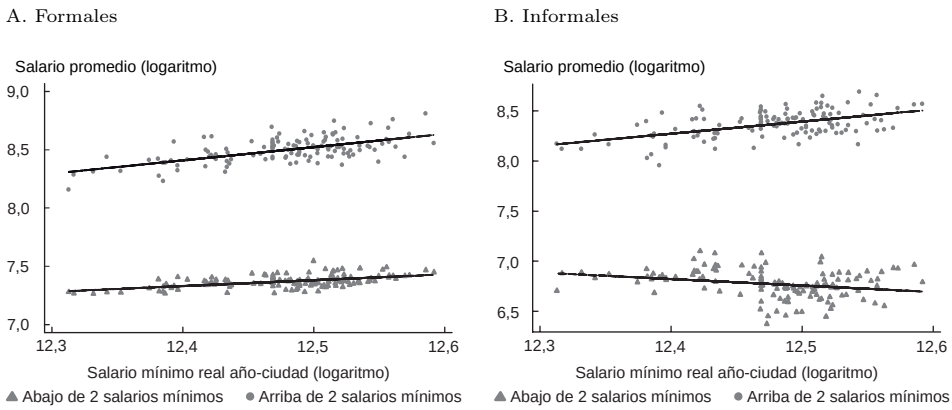
	Reportan género, edad, estado civil, relación frente al jefe y peso muestral	Reportan ingresos totales y monetarios y horas trabajadas	Reportan tamaño de la firma, tiempo en el empleo e ingresos inferiorers a 110 millones
1988	4'529.071	3'913.837	3'905.096
1992	5'414.847	4'662.689	4'662.689
1994	5'638.288	5'146.956	5'143.924
1996	5'777.959	5'108.943	5'106.164
1998	6'141.480	5'170.300	5'170.300
2000	6'394.110	5'088.318	5'088.318
2001	7'099.705	5'300.243	5'278.762
2002	7'356.116	5'371.003	5'362.867
2003	7'598.606	5'413.882	5'401.288
2004	7'678.532	5'807.077	5'798.229
2005	8'092.199	6'882.424	6'875.874
2006	8'443.055	7'094.355	7'088.626
Total	**80'163.968**	**64'960.027**	**64'882.137**

Fuente: DANE(GEIH); cálculo de los autores.

Anexo 2
Estimaciones condicionales

Las correlaciones entre el salario individual promedio y el salario mínimo real por ciudad documentadas en la tercera sección (Gráfico 15.8), sugieren un comportamiento diferente del salario promedio en los sectores formal e informal ante cambios en el salario mínimo real. En este sentido, los resultados de las regresiones por percentiles, documentados en la quinta sección, son consistentes con la correlación negativa entre el salario individual promedio y el salario mínimo en el sector informal. Sin embargo, los resultados de las regresiones por percentiles para el sector formal (quinta sección, Gráfico 15.14) muestran un efecto positivo del salario mínimo sobre los salarios solamente para la tercera parte de trabajadores con menores ingresos en este sector. Adicionalmente, al replicar el análisis del Gráfico 15.8 para diferentes grupos de ingreso dentro de cada sector, encontramos diferencias importantes (Gráfico A2.1). Mientras que la correlación entre salario individual promedio y salario mínimo continúa siendo negativa para la mayor parte de trabajadores en el sector informal —aquellos que devengan hasta dos salarios mínimos y representan 90 % del sector, la correlación es positiva para una minoría de trabajadores informales con ingresos superiores a dos salarios mínimos—. Por otra parte, el análisis correspondiente para el sector formal muestra una correlación positiva para ambos grupos de ingreso; lo cual, de nuevo, no está en línea con los resultados de las regresiones por percentiles para este sector.

Gráfico A2.1: Salario real promedio relativo al salario mínimo real por ciudad, sector y grupo de ingreso



Fuente: cálculos de los autores.

Las regresiones por percentiles presentadas en la quinta sección muestran los efectos marginales de las rigideces del mercado laboral sobre los salarios de manera incondicional al movimiento de trabajadores a lo largo de la distribución de salarios; aunque las regresiones por sectores son condicionales a su permanencia en

los sectores formal e informal. Sin embargo, la interpretación de dichos resultados es problemática al menos en un punto específico de la distribución de salarios, particularmente en el sector formal, dada la estructura del subsidio de transporte definida por ley: para un trabajador en el sector formal que gana exactamente dos salarios mínimos, cualquier aumento en su salario individual con respecto al salario mínimo vigente, implica perder el derecho al subsidio de transporte (que representa alrededor de 5 % de su ingreso); ya que dicho subsidio es, en promedio, equivalente a entre 9 % y 12 % del salario mínimo, como se muestra en el Gráfico 15.2. En síntesis, el subsidio de transporte genera un discontinuidad importante en los efectos de las rigideces sobre los salarios para trabajadores que ganan alrededor de dos salarios mínimos: mientras que los empleados no aceptarán un incremento en el salario que los pase al grupo con ingresos mayores a dos salarios mínimos, a menos que dicho aumento compense la pérdida del subsidio de transporte, para los empleadores el incremento equivalente en salario les cuesta más que el valor nominal del subsidio, tal y como lo define la ley, ya que el empleador debe pagar los CNS correspondientes sobre esta porción adicional de salario.

La dificultad técnica para identificar efectos diferenciados por grupos de ingreso radica en el hecho de que el pago del subsidio de transporte es una función del salario; que es precisamente la variable dependiente de interés en este estudio. La literatura de sesgos de selección no ofrece una alternativa viable para este caso en particular, dado que el pago del subsidio de transporte depende única y exclusivamente del nivel salarial; es decir, que no es posible identificar variables instrumentales adecuadas para corregir los sesgos de las regresiones condicionales. Por tanto, nos limitamos a documentar regresiones lineales por grupos de ingreso; que son condicionales a la permanencia de los individuos dentro de su sector y nivel de ingreso, y sujetas a los sesgos que describe Heckman (1979) en sus artículos seminales como estimadores de los efectos incondicionales. El modelo lineal que estimamos para cada uno de los sectores y grupos de ingreso, siguiendo la misma notación de la quinta sección, es el siguiente:

$$S_{i,c,t} = \beta_0 + \beta_1 SMR_{c,t} + \beta_2 CNS_t + \beta_3 CE_{i,c,t} + \gamma X_{i,c,t} + \varepsilon_{i,c,t} \qquad (3)$$

Dada la forma como se formula la pregunta sobre ingresos en la EH, para la mayor parte del período de análisis no es claro si el salario reportado ($S_{i,c,t}$) corresponde al salario de referencia (por ejemplo, uno o dos salarios mínimos, o un millón de pesos) o al ingreso monetario neto, que incluye subsidio de transporte, pero excluye las contribuciones que le corresponden al trabajador. Por ende, tenemos en cuenta ambos criterios al momento de definir los grupos de ingreso. La muestra es la misma que se utiliza en las estimaciones de la quinta sección; sin embargo, exploramos el efecto de truncar la muestra en cuatro salarios mínimos (donde se encuentran alrededor de 80 % a 85 % de los trabajadores del sector formal, y más del 95 % de los trabajadores del sector informal). Los cuadros A2.1 y A2.2 muestran los resultados de estas estimaciones para los sectores formal e informal, respectivamente. Los estimadores condicionales por grupos de ingreso

son consistentes con los resultados de la quinta sección en lo que tiene que ver con el efecto negativo de los CNS sobre los salarios para ambos sectores y grupos de ingreso, y con el efecto negativo del salario mínimo sobre los salarios de la mayor parte del sector informal (alrededor de 90 % de quienes devengan hasta dos salarios mínimos). No obstante, el efecto del salario mínimo sobre los salarios de los trabajadores formales resulta positivo; tanto para aquellos trabajadores con ingresos hasta de dos salarios mínimos, como para quienes reportan ingresos entre dos y cuatro salarios mínimos. El efecto es también positivo aunque no significativo para el grupo con ingresos mayores a dos salarios mínimos. Este resultado es consistente tanto con las correlaciones por grupos de ingreso para el sector formal, presentadas al inicio de este anexo, como con los resultados de Maloney y Núñez (2004) y Arango y Pachón (2007).

Cuadro A2.1: Efectos del salario mínimo y los costos no salariales sobre el salario real por hora en el sector formal (por grupos de ingreso)

	Grupo de bajos ingresos (ingresos hasta de 2 SM)		Grupo de altos ingresos (ingresos mayores a 2 SM)		Grupo de altos ingresos (ingresos entre 2 y 4 SM)	
	Salario neto	Salario de referencia	Salario neto	Salario de referencia	Salario neto	Salario de referencia
Salario mínimo	0,4833***	0,422***	0,1014	0,2608	0,5035***	0,7587***
	(0,1)	(0,124)	(0,084)	(0,169)	(0,109)	(0,131)
CNS (10 pp)	-0,0445***	-0,05582***	-0,0296**	-0,04945***	-0,01336	-0,03753**
	(0,122)	(0,135)	(0,118)	(0,151)	(0,111)	(0,15)
Desempleo hogar	-0,0662***	-0,0679***	-0,1199***	-0,1112***	-0,0588***	-0,0643***
	(0,0072)	(0,0081)	(0,0111)	(0,0121)	(0,0116)	(0,0146)
Edad	-0,002*	0,0006	0,0073***	0,0061***	0,0005	0,0001
	(0,001)	(0,001)	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)
Edad^2	0,00007***	0,00004***	0,00001	0,00002	0,00006**	0,00007***
	(0,00001)	(0,00002)	(0,00003)	(0,00003)	(0,00003)	(0,00002)
Género	0,0215***	0,0149***	0,0338***	0,0363***	0,0576***	0,0583***
	(0,004)	(0,004)	(0,005)	(0,006)	(0,005)	(0,005)
Estado civil	0,0089***	0,014***	0,007*	0,0065	-0,0067	-0,002
	(0,003)	(0,003)	(0,004)	(0,004)	(0,005)	(0,005)
Educación primaria	0,0572***	0,0667***	0,0949***	0,0934***	0,0768***	0,0797***
	(0,004)	(0,006)	(0,016)	(0,019)	(0,015)	(0,019)
Educación secundaria	0,1721***	0,2023***	0,2634***	0,2424***	0,1906***	0,1842***
	(0,005)	(0,006)	(0,016)	(0,017)	(0,014)	(0,018)
Educación terciaria	0,3845***	0,4403***	0,5606***	0,5098***	0,3678***	0,3665***
	(0,013)	(0,011)	(0,016)	(0,019)	(0,017)	(0,019)
Término constante	1,3822	2,1606	6,5237***	4,7648**	1,5124	-1,432
	(1,194)	(1,479)	(1,018)	(2,023)	(1,326)	(1,544)
Tamaño muestra	15.438.267	16.751.341	9.920.609	8.607.535	7.316.922	6.687.466
R^2	0,18	0,20	0,25	0,23	0,22	0,22

Nota: errores estándar (*cluster* por ciudad y año) en paréntesis: *** $p < 1\,\%$, ** $p < 5\,\%$, * $p < 10\,\%$
Fuente: DANE(GEIH); cálculos de los autores.

Cuadro A2.2: Efectos del salario mínimo y los costos no salariales sobre el salario real por hora en el sector informal (por grupos de ingreso)

	Grupo de bajos ingresos (ingresos hasta de 2 SM)		Grupo de altos ingresos (ingresos mayores a 2 SM)		Grupo de altos ingresos (ingresos entre 2 y 4 SM)	
	Salario neto	Salario de referencia	Salario neto	Salario de referencia	Salario neto	Salario de referencia
Salario mínimo	-0,5214**	-0,5604**	0,3466***	0,5032**	0,658***	0,8758***
	(0,218)	(0,24)	(0,096)	(0,254)	(0,15)	(0,274)
CNS (10 pp)	-0,06046**	-0,0679***	-0,04137***	-0,05842**	-0,01873	-0,03628
	(0,243)	(0,255)	(0,131)	(0,23)	(0,134)	(0,294)
Desempleo hogar	-0,0223	-0,0274*	-0,1054***	-0,0621	-0,0863***	-0,0676***
	(0,0146)	(0,0144)	(0,0314)	(0,0398)	(0,0249)	(0,0331)
Edad	0,0211***	0,0222***	-0,0065**	-0,0071**	-0,009***	-0,009**
	(0,001)	(0,001)	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,004)
Edad^2	-0,00024***	-0,00024***	0,00012***	0,00013***	0,00013***	0,00013***
	(0,00002)	(0,00002)	(0,00003)	(0,00004)	(0,00003)	(0,00004)
Género	-0,0889***	-0,0983***	0,1018***	0,1***	0,1115***	0,1126***
	(0,009)	(0,009)	(0,013)	(0,013)	(0,012)	(0,013)
Estado civil	0,0484***	0,0528***	0,0015	-0,0029	-0,0109	-0,0193**
	(0,005)	(0,005)	(0,007)	(0,008)	(0,008)	(0,009)
Educación primaria	0,1161***	0,1228***	0,0794***	0,086***	0,0349**	0,0447**
	(0,005)	(0,005)	(0,015)	(0,019)	(0,014)	(0,02)
Educación secundaria	0,2807***	0,2966***	0,2104***	0,2165***	0,1218***	0,1441***
	(0. 008)	(0,008)	(0,016)	(0,018)	(0,017)	(0,017)
Educación terciaria	0,5061***	0,5498***	0,3874***	0,3731***	0,2153***	0,2356***
	(0,023)	(0,022)	(0,022)	(0,023)	(0,024)	(0,023)
Término constante	13,1649***	13,6781***	4,033***	2,2609	0,0554	-2,4694
	(2.622)	(2.876)	(1.174)	(3.047)	(1.812)	(3.241)
Tamaño muestra	25.206.674	25.752.505	3.171.362	2.625.531	2.510.163	2.154.002
R^2	0,1326	0,1426	0,1426	0,1426	0,1236	0,1404

Nota: errores estándar (*cluster* por ciudad y año) en paréntesis: *** $p < 1\,\%$, ** $p < 5\,\%$, * $p < 10\,\%$
Fuente: DANE(GEIH); cálculos de los autores.

En este sentido, es importante notar que la estrategia de identificación de efectos del salario mínimo sobre los salarios en estos estudios también es condicional a los grupos de ingreso. Mientras que Maloney y Núñez (2004) reportan los coeficientes de variables *dummy* por rangos de salario (medidos como proporción del salario mínimo); Arango y Pachón (2007) estiman los efectos del salario mínimo para cada percentil por separado (es decir, condicional al percentil de ingreso de la ciudad), construyendo un panel de observaciones de nivel de ingreso por ciudad y tiempo para cada percentil. Tal y como se describe en la quinta sección, una posible interpretación de los resultados condicionales es que los salarios de aquellos trabajadores de mayor productividad en su rango salarial (y que por ende permanecen dentro de su nivel salarial en términos reales) aumentan con el salario mínimo; como un mecanismo de retención dentro un ajuste integral a la nómina de parte de los empleadores.

Una segunda alternativa consiste en realizar estimaciones por percentiles que incluyan una variable de control para el pago del subsidio de transporte con el fin de incorporar la discontinuidad que genera la estructura de este. Sin embargo, dichas estimaciones están sujetas a los problemas de endogeneidad generados por la ley. Al realizar dichas estimaciones encontramos que los efectos negativos de los CNS sobre los salarios de todos los trabajadores, junto con el efecto negativo del salario mínimo sobre la mayor parte de los trabajadores del sector informal, se mantienen; a la vez que los efectos del salario mínimo sobre los salarios de los trabajadores formales son positivos, aunque mantienen su tendencia decreciente a lo largo de la distribución de salarios.

Comentarios
Rigideces laborales y salarios en los sectores formal e informal en Colombia

Jhon James Mora

El artículo estudia el impacto de los aumentos en los costos no salariales y el salario mínimo sobre los salarios en los sectores formal e informal en Colombia para el período 1988 a 2006. A partir de definir a los trabajadores formales como aquellos que "contribuyen a la seguridad social en salud y reportan ingresos mensuales iguales o superiores al salario mínimo vigente", los autores realizan una serie de estimaciones sobre el salario real por hora para trabajadores formales e informales y encuentran que aumentos en el salario mínimo y en los costos no salariales implican una caída en los salarios reales de todos los trabajadores, es decir que los salarios de los trabajadores formales e informales caen a lo largo del período de estudio. Los autores también consideran que la jornada de trabajo aumentó como respuesta al incremento de las rigideces del mercado laboral en el sector formal.

Con respecto al efecto del salario mínimo sobre los salarios reales, en el artículo se realizaron estimaciones cuantílicas para los salarios. Los resultados, tal y como lo reconocen los autores, no están en "línea con otros estudios sobre el caso colombiano". En términos generales, no solo van en contra de estudios anteriores, sino también en contracorriente de la teoría estándar del modelo de dos sectores, más conocida como WGM (Welch, 1976; Gramlich, 1976; Mincer, 1976) y, a partir de la cual se puede deducir que ante un aumento del salario mínimo el efecto será negativo sobre los salarios en el sector informal, como resultado de un movimiento de trabajadores del sector formal al informal, y positivo en el sector formal. Como bien lo plantea Lemos (2009), este es un resultado plausible siempre y cuando el mercado se encuentre segmentado tal y como sucede en Colombia (Galvis, 2002; Mesa, García y Roa, 2008; Mora, 2009; Franco y Ramos, 2010, entre otros). Sin embargo, cuando los autores estiman el efecto para grupos de bajos ingresos, hasta dos salarios mínimos legales mensuales, un aumento en el salario mínimo tiene un efecto positivo sobre los salarios de los trabajadores formales y un efecto negativo sobre los trabajadores informales, lo cual está acorde tanto con la teoría como con la evidencia empírica en otros países. Este resultado es explicado, en parte, por Lemos (2009), quien encuentra que el efecto del salario mínimo sobre los salarios de

formales e informales (positivo/negativo) se refuerza para niveles bajos de capital humano.

Con respecto al efecto de los costos no salariales sobre el salario mínimo, los autores discuten con especial énfasis que "los trabajadores que ganan menos de dos salarios mínimos reciben un subsidio de transporte que asciende a cerca del 10 % del salario mínimo; lo cual implica una discontinuidad importante en los CNS [costos no salariales] para trabajadores que ganan alrededor de dos salarios mínimos". El énfasis está ampliamente justificado para los trabajadores formales, ya que existe una clara relación entre el subsidio de transporte y los salarios, y como bien lo dicen los autores "La literatura de sesgos de selección no ofrece una alternativa viable para este caso en particular, dado que el pago del subsidio de transporte depende única y exclusivamente del nivel salarial; es decir, que no es posible identificar variables instrumentales adecuadas para corregir los sesgos de las regresiones condicionales"; esto los lleva a estimar regresiones lineales por grupos de ingreso. Sin embargo, este procedimiento, que es válido en el caso de los salarios para el sector formal, no es claro en el sector informal, ya que de acuerdo con la definición de informalidad utilizada por los autores no existe relación entre el subsidio de transporte y los salarios por hora, por lo cual la correlación encontrada podría ser totalmente espuria —claramente, en la definición oficial de informalidad esta correlación sí se podría presentar; cabe preguntarse: ¿a quién le cobran los trabajadores informales el subsidio de transporte?—

Finalmente, y no por ello menos importante, se encuentra el hecho de extraer conclusiones en períodos tan largos con una muestra que cambia en cada etapa de la encuesta. El problema principal con series de corte transversal repetidas consiste en el supuesto fuerte de no correlación entre los efectos individuales y las covariantes a lo largo del tiempo, lo cual permite realizar regresiones tipo pool (Deaton, 1985). Además de lo anterior, ignorar los errores de medición y suponer que la heterogeneidad individual se mantiene constante a lo largo de tantos períodos es un supuesto fuerte que debe discutirse con mayor profundidad, ya que si los anteriores supuestos no se cumplen, los estimadores no serán ni consistentes ni eficientes.

Referencias

Deaton, A. (1985): "Panel Data from Time Series of Cross-Sections", *Journal of Econometrics*, vol. 30(núms. 1-2), pp. 109–126.

Franco, C. y J. Ramos (2010): "Diferenciales salariales en Colombia: un análisis para trabajadores rurales y jóvenes, 2002-2009", *Revista de Análisis Económico*, vol. 25(núm. 2), pp. 91–131.

Galvis, L. A. (2002): "Integración regional de los mercados laborales en Colombia, 1984-2000", Documentos de Trabajo sobre Economía Regional núm. 27, Centro de Estudios Económicos Regionales, Banco de la República (Cartagena).

Gramlich, E. (1976): "Impact of Minimum Wages on other Wages, Employment, and Family Incomes", *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 7(núm. 2), pp. 409–462.

Lemos, S. (2009): "Minimum Wage Effects in a Developing Country", *Labour Economics*, vol. 16(núm. 2), pp. 224–237.

Mesa, D., A. García y M. Roa (2008): "Estructura salarial y segmentación en el mercado laboral de Colombia: un análisis de las siete principales ciudades, 2001-2005", Serie Documentos de Trabajo 52, Facultad de Economía, Universidad del Rosario.

Mincer, J. (1976): "Unemployment Effects of Minimum Wages", *Journal of Political Economy*, vol. 84(núm. 4), pp. 87–104.

Mora, J. J. (2009): "Labor Market Segmentation in Colombia Using Markov Chains", Research Paper núm. 21, Departmento de Economía, Universidad Icesi, http://ssrn.com/abstract=1616361.

Welch, F. (1976): "Minimum Wage Legislation in the United States", en *Evaluating the Labor Market Effects of Social Programs*, ed. J. Ashenfelter, O. y Blum. Princeton University Press.

Réplica
Rigideces laborales y salarios en los sectores formal e informal en Colombia

A pesar de la alta segmentación del mercado laboral en Colombia, existe una amplia evidencia en la literatura de movimientos significativos de trabajadores tanto a lo largo de la distribución de salarios reales como entre los sectores formal e informal de la economía. La evidencia presentada en la primera parte del artículo complementa los hechos estilizados documentados en diversos estudios para el caso colombiano; particularmente en lo que tiene que ver con los efectos de los cambios en la regulación laboral y el tamaño del sector informal. En este sentido, el objeto principal de esta investigación fue corroborar si el comportamiento de los salarios, como señales de precio del mercado laboral, es consistente con los efectos que tienen los cambios en la regulación laboral sobre la informalidad en el país (es decir, sobre los movimientos de trabajadores entre los sectores formal e informal).

Por tanto, uno de los principales aportes de este estudio es la estimación de efectos "incondicionales" de la regulación laboral sobre los salarios. Como se discute brevemente en el artículo (Anexo 2), los estudios previos sobre los efectos del salario mínimo y los costos no salariales sobre los salarios en Colombia estiman efectos "condicionales", ya sea a la permanencia del trabajador en un rango de ingresos, o a su permanencia en el sector formal o en el informal. Los resultados, tanto de las estimaciones por percentiles como de las regresiones lineales (por grupos de ingreso) muestran la importancia de los movimientos de trabajadores entre sectores. Para los trabajadores que devengan entre 0 y 2 salarios mínimos, que corresponden a la gran mayoría del mercado laboral en Colombia, las estimaciones condicionales por sector muestran efectos positivos del salario mínimo sobre los salarios para aquellos trabajadores que permanecen en el sector formal y efectos negativos para aquellos que permanecen en el sector informal. Este resultado es perfectamente consistente con las predicciones (típicamente condicionales) de modelos teóricos de mercados segmentados y la idea de exclusión: los trabajadores "excluídos" del sector formal, ante un aumento de los costos del factor trabajo, pasan a competir en el sector informal, y dicho movimiento implica una reducción en los salarios en el sector informal. Por su parte, los trabajadores que permanecen en el sector formal se ven beneficiados por los aumentos salariales que implica un cambio como el incremento del salario mínimo en la legislación laboral. Sin

embargo, la cuantificación de los efectos condicionales no responde a la pregunta del efecto neto sobre todos los trabajadores, incluidos aquellos que pasan del sector formal al informal ante aumentos en el costo del factor trabajo. Es precisamente en este punto donde las estimaciones incondicionales cobran relevancia, y donde los resultados documentados en el estudio muestran que en el balance final han sido mayores los efectos sobre los perdedores (trabajadores que permanecen o transitan hacia la informalidad) que sobre los ganadores (trabajadores que permanecen en el sector formal o transitan hacia la formalidad) ante los aumentos del salario mínimo en Colombia durante las últimas tres décadas[17].

La definición de informalidad adoptada en el artículo está basada en el acatamiento de la regulación laboral de parte de los trabajadores y sus empleadores, consistente con los objetivos principales de la investigación. Dicha legislación afecta a quienes hacen parte del sector informal de manera directa, en tanto que la alternativa natural de estos trabajadores es laborar en el sector formal; y de manera indirecta, por el tránsito de trabajadores del sector formal hacia la informalidad ante cambios en la legislación, como se discutió. En ambos casos, aumentos en los costos del factor trabajo (ya sea vía salario mínimo o costos no salariales) hacen que, por un lado, la alternativa de transitar hacia la formalidad sea menos viable, y que la competencia en el sector informal al que pertenecen pueda ser mayor. En este sentido, la estructura de los modelos econométricos utilizados no condiciona la estimación de los efectos de acatar la norma, pues los cambios en cualquiera de los elementos de la legislación tienen implicaciones no solamente en las decisiones de los trabajadores informales (ya sea de buscar o aceptar trabajos en el sector formal, y donde el ingreso monetario neto puede diferir del total de beneficios salariales en términos de pensiones, salud y vacaciones, entre otros); sino en las propias condiciones de trabajo en su sector ante cambios en la oferta de trabajo en dicho segmento del mercado laboral.

Dado el objetivo principal de este estudio, la muestra ideal para estimar los efectos sería un panel de trabajadores que considere ambos sectores durante un amplio período, en el cual se den cambios importantes en la legislación laboral y el ciclo económico. Infortunadamente en el momento Colombia no cuenta con una serie panel de estas características. Por tanto, los datos que utilizamos son los mejores que existen en la actualidad para responder a la pregunta de investigación que se plantea en el estudio. Sin embargo, las técnicas de estimación utilizadas mitigan de manera parcial algunas de las falencias en la estructura de datos disponible. Por una parte, tanto las regresiones por percentiles como las regresiones lineales (por grupos de ingreso) se corrieron para diversos períodos; asimismo, las primeras incluyen errores *bootstrap* donde se generan estimadores para un

[17] En este sentido, el estudio afirma: "En síntesis, los resultados empíricos sobre el total de la muestra, que son incondicionales a movimientos de trabajadores entre sectores, implican que el efecto negativo sobre los salarios dentro del sector informal, sumado al efecto negativo sobre los salarios de quienes transitan de la formalidad hacia la informalidad (o al desempleo) domina sobre cualquier efecto positivo que pudieran tener quienes permanecen en la formalidad y potencialmente se benefician del aumento en el nuevo salario de referencia en dicho sector".

centenar de muestreos aleatorios, donde la heterogeneidad individual incorporada en la estimación varía con cada muestra, y finalmente las regresiones lineales que se presentan en el Anexo 2 (véanse las notas anexas a las tablas de resultados) se estimaron con errores estándar robustos aglomerados por año y ciudad (*clusters*), es decir, que permiten que la heterogeneidad individual varíe por año y ciudad. Finalmente, los errores de medición afectan en especial los salarios que son reportados para los diferentes miembros del hogar (pues las principales variables independientes, que son el salario mínimo y los costos no salariales, son generadas directamente por la regulación laboral). Aunque es difícil establecer y cuantificar los problemas de medición que contienen los salarios en la encuesta de hogares, con certeza hay errores de medición en dicha variable. En este sentido, los errores *bootstrap* estimados para las regresiones por percentiles muestran una variabilidad limitada en los estimadores a lo largo de las diversas muestras aleatorias (tanto en el total, como en las estimaciones por sectores); mientras que los coeficientes de mayor interés observados en las regresiones lineales por grupos de ingreso son, en general, robustos a supuestos alternativos sobre la naturaleza del salario reportado: si este corresponde al ingreso neto, al salario de referencia o al salario integral (lo cual fue objeto de análisis en el Anexo 2, debido precisamente a la falta de claridad con respecto a la pregunta sobre salarios en la encuesta de hogares).

16 Determinantes del subempleo en Colombia: un enfoque por medio de la compensación salarial

Rafael Puyana
Mario Ramos
Héctor Zárate*

El subempleo ha sido un factor importante en la dinámica del mercado laboral colombiano, especialmente en los últimos años. Esta variable, asociada con indicadores como la calidad del empleo y la utilización de la mano de obra, ha registrado grandes cambios a lo largo del tiempo. Mientras a principios de la década de los noventa se ubicaba en valores bajos, desde mediados de la misma comenzó a incrementarse fuertemente, llegando a máximos históricos luego de la crisis de 1999 y permaneciendo relativamente alta en la década de 2000. Adicionalmente, de nuevo presentó una fuerte tendencia al alza en los dos años posteriores a la desaceleración de la actividad productiva en 2008 (Gráfico 16.1)

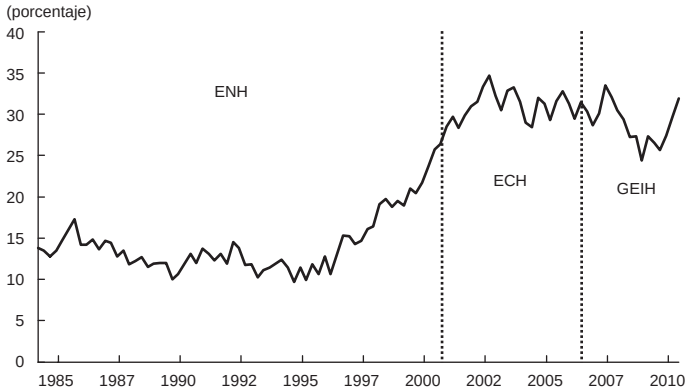
En este documento se estudian las tendencias del subempleo y las características de los trabajadores subempleados, con el fin de establecer un marco con el cual se puedan estudiar sus determinantes.

Posteriormente, se propone el uso de un modelo teórico desarrollado por Azariadis (1975) para establecer el uso de contratos óptimos de subempleo por parte de las empresas, donde se afirma que en equilibrio puede llegarse a observar un diferencial positivo de salarios para los subempleados con respecto a los no subempleados. La razón que sustenta este diferencial es la existencia de incertidumbre y riesgo sobre los salarios para aquellas personas que no cuentan con un contrato pleno.

Con base en este resultado, se utiliza un modelo econométrico de compensación salarial, siguiendo a Moretti (2000), donde se estima la compensación salarial en condiciones de subempleo, teniendo en cuenta su riesgo individual (relacionado con características personales) y el riesgo laboral (relacionado con la incertidumbre y

* Los autores agradecen los comentarios de los participantes en el Seminario de Economía del Banco de la República, así como los aportes de Luis Eduardo Arango, Franz Hamann y Emma Monsalve.

Gráfico 16.1: Tasa de subempleo



Fuente: DANE; cálculos de los autores.

el riesgo de estar subempleados). En general, los resultados indican que existe una compensación en el salario por hora a la incertidumbre que enfrentan los subempleados por insuficiencia de horas. Además, posiblemente señalan que en esta categoría del subempleo la decisión de aceptar el trabajo de "menor calidad" puede ser óptima.

Por su parte, hay evidencia de menores salarios por hora para los subempleados por competencias e ingresos con respecto a los plenamente ocupados[1]. Por ello, es posible que en estas categorías existan mercados segmentados, donde los individuos están obligados a aceptar estos trabajos, a pesar de que no compensan el mayor riesgo que asumen vía salario. Esto podría ser resultado de una baja demanda por el trabajo de estos agentes.

Adicional a esta introducción, en la primera sección se presentan tendencias y características del subempleo en Colombia; en la segunda se describe la estrategia teórica y su aplicación empírica para estudiar los determinantes del subempleo, y se especifica el modelo econométrico; en la tercera se presentan los datos y los resultados, y en la sección final se concluye.

1. El subempleo en Colombia

El subempleo en Colombia es un área con una agenda de investigación escasa; sin embargo, algunas investigaciones caracterizan el subempleo y exploran su relación con otras variables laborales, entre las cuales se encuentran las de Henao (2001), López (2001), Rodríguez (2001), Súarez (2001) y Urrutia (2002). En esta sección se presentan las tendencias y características históricas del subempleo, aprovechando

[1] En este documento se consideran plenamente ocupados a quienes manifiestan estar satisfechos con sus condiciones laborales.

la disponibilidad de información de las recientes encuestas de hogares. Además, se utilizan estos resultados para definir un marco inicial con el cual puedan estudiarse los determinantes del subempleo.

1.1. Definición y tendencias del subempleo

Según la gran encuesta integrada de hogares (GEIH) del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), el subempleo consta de aquellas personas que, estando ocupadas en una jornada menor a 48 horas semanales, desean y están disponibles para trabajar "mejor" o "más adecuadamente" (según la metodología de la GEIH del DANE). De esta forma, el subempleo puede considerarse como una situación donde los trabajadores perciben que están siendo subutilizados o recompensados inadecuadamente, criterio que es ciertamente subjetivo.

Con la encuesta continua de hogares (ECH) y la GEIH se define la condición de subempleo de acuerdo con tres características. La primera de ellas consiste en el subempleo por ingresos, de manera que los ocupados pueden considerar que están subempleados si desean cambiar su situación actual de empleo con el objetivo de mejorar su nivel de ingresos.

La segunda categoría consiste en el subempleo por insuficiencia de horas. En ella se clasifican aquellas personas que, trabajando menos horas de las legalmente establecidas (es decir, 48 horas semanales en Colombia), manifiestan el deseo de laborar un mayor número de horas en ese o en otro empleo.

Finalmente, la tercera categoría corresponde al subempleo por competencias. En este caso se consideran subempleados aquellos ocupados que desean cambiar su situación de empleo para realizar un mejor uso de sus competencias profesionales.

Cada una de estas clasificaciones se obtiene tanto para subempleo subjetivo como para el objetivo. En términos estadísticos, la tasa de subempleo se define como:

$$TS = \frac{S}{PEA} \times 100$$

donde TS es la tasa de subempleo, S es el número de ocupados subempleados, y PEA es la población económicamente activa.

En Colombia el subempleo ha cambiado su definición con distintas metodologías de las encuestas de hogares[2], lo cual dificulta su comparación histórica. Sin embargo, con un empalme sencillo de la encuesta nacional de hogares (ENH), de la ECH y de la GEIH se observa que las tasas fueron relativamente bajas hasta 1994 y 1995, oscilando entre el 10 % y el 15 % (Gráfico 16.1).

Desde ese período las condiciones del empleo se empezaron a deteriorar, y la tasa de subempleo llegó a su máximo histórico en el año 2002, cerca del 35 % de la PEA. Posteriormente, el subempleo se mantuvo en niveles altos, solo reduciéndose ligeramente entre 2008 y 2009, hasta un poco menos del 25 %; sin embargo,

[2] Para una explicación detallada de los cambios metodológicos en la medición del subempleo, véase Urrutia (2002).

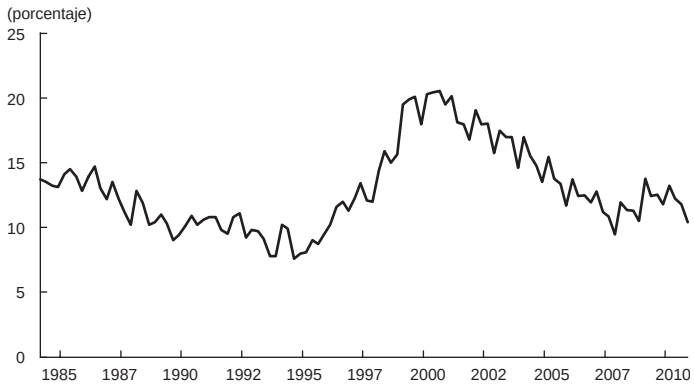
su nivel volvió a deteriorarse en 2010 y se ubicó nuevamente en niveles similares a los de principios de la década de 2000.

Cuando se compara el subempleo con la tasa de desempleo se pueden observar algunos hechos estilizados:

En primer lugar, la existencia de una relación positiva entre ambas variables. A primera vista la razón detrás de ello no es clara, ya que se trata de variables que reflejan grupos poblacionales distintos: la tasa de desempleo atañe a los individuos que no tienen empleo, mientras que la tasa de subempleo se refiere a individuos que sí están empleados; no obstante, como lo documentó Urrutia (2002), existe una posible causalidad entre las dos. Cuando se incrementa el desempleo, los salarios de reserva pueden disminuir debido a un deterioro de los ingresos de los hogares que se ven afectados, por tanto, aquellas personas que buscan empleo pueden aceptar trabajos que a futuro pueden calificar como inadecuados.

En segundo lugar, ambas variables comenzaron a incrementarse a partir del año 1994, indicando que tanto el desempleo como el subempleo se deterioraron (Gráfico 16.2). Según Arango y Posada (2001), esto pudo deberse a un desequilibrio en los ajustes salariales reales, los cuales se pactaron por encima de los incrementos de precios y de la productividad laboral, en un contexto de reducción de la inflación. Adicionalmente, Urrutia (2002) argumenta que existe una relación de causalidad empírica del desempleo al subempleo, y que el incremento de la tasa de desempleo que se observó en esos años causó los subsecuentes aumentos en el subempleo.

Gráfico 16.2: Tasa de desempleo



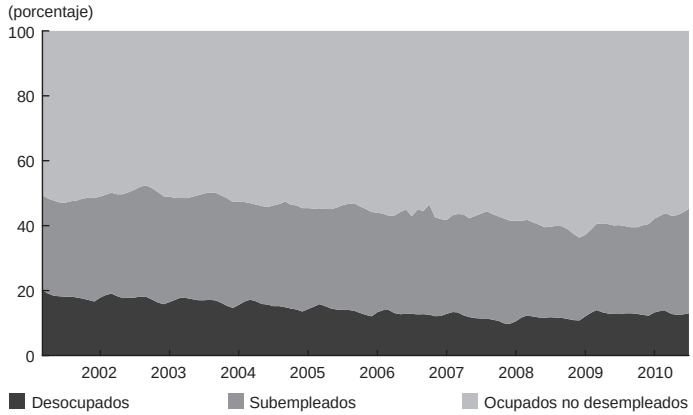
Fuente: DANE; cálculos de los autores.

Cabe destacar que mientras la tasa de desempleo alcanzó su pico máximo en el año 2000, la tasa de subempleo lo hizo dos años después. Esto puede indicar que, incluso al terminarse una recesión y disminuir el desempleo, los ocupados pueden percibir que sus condiciones laborales se mantienen deterioradas por un período más largo. Lo mismo parece haber ocurrido en 2010, cuando, a pesar de una

reducción en la tasa de desempleo, el subempleo registró una tendencia alcista (Gráfico 16.1).

En términos de la composición de la PEA, el Gráfico 16.3 presenta la participación del subempleo, del desempleo y de los trabajadores plenamente ocupados en la oferta laboral entre 2001 y 2010 para la ECH y la GEIH, encuestas que son comparables. Allí se observa que entre los años 2002 y 2008 ganaron participación los plenamente ocupados, correspondiendo al 63 % a finales de ese año.

Gráfico 16.3: Participación del empleo, desempleo y subempleo en la PEA (13 áreas, trimestre móvil)



Fuente: DANE; cálculos de los autores.

Sin embargo, a partir de la crisis internacional y de la reducción de la actividad económica, el subempleo ha ganado importancia en la PEA, incrementándose en mayor medida que el desempleo. De esta forma, parece que fue la calidad del empleo cuantificada mediante el subempleo la que más se deterioró en esta fase recesiva del ciclo (Gráfico 16.4).

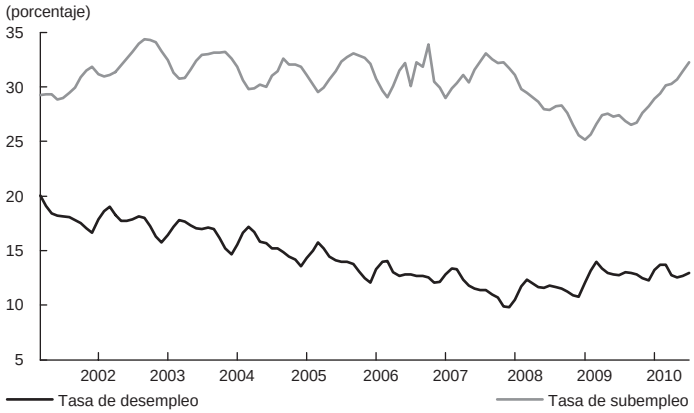
La ECH y la GEIH permiten obtener un nuevo indicador de subempleo: cuando los ocupados que perciben estar subempleados han hecho, además, una gestión para materializar su aspiración de mejorar el empleo, y están en disposición de efectuar el cambio, se consideran subempleados objetivos. Por ello, el DANE define la medida amplia de subempleo como el subempleo subjetivo y la medida restringida como el subempleo objetivo.

En el Gráfico 16.5 se presentan estas tasas de subempleo para el período 2001 a 2010. En sus niveles más bajos el subempleo subjetivo llegó al 25 %, mientras que el objetivo alcanzó a estar por debajo del 10 %. Este último dato parece estar en línea con los niveles de subempleo internacional, indicando que posiblemente esta medida objetiva es la más adecuada para realizar comparaciones con otros países.

Aunque estas variables presentan alguna relación, sus tendencias pueden divergir por períodos. Por ejemplo, entre 2007 y 2009 el subempleo subjetivo se redujo,

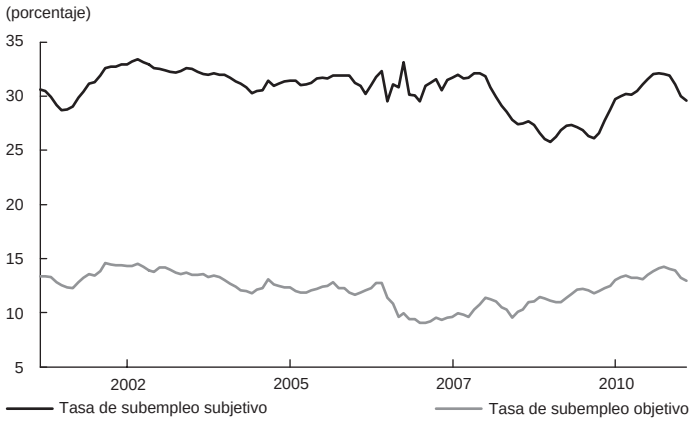
mientras que el objetivo comenzó a incrementarse. En cambio, ambas medidas registraron una tendencia alcista desde enero de 2009.

Gráfico 16.4: Tasas de desempleo y subempleo (porcentaje trimestral)



Fuente: DANE; cálculos de los autores.

Gráfico 16.5: Tasas de subempleo (13 áreas, trimestre móvil desestacionalizado)



Fuente: DANE; cálculos de los autores.

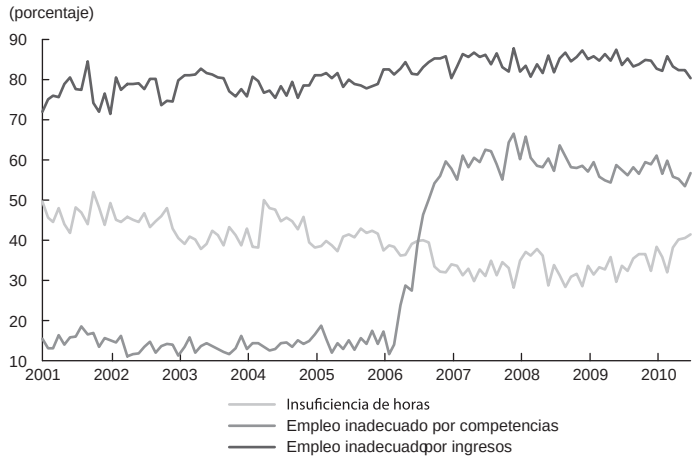
Lo anterior podría ser el reflejo de la condición subjetiva de la primera medida de subempleo. Así, puede pensarse que, durante una recesión económica, los trabajadores consideran que su trabajo no es de mala calidad con respecto a los trabajos disponibles en la economía. Esto llevaría a una reducción del subempleo subjetivo como la que se observó en estos años. De manera simétrica, cuando se entra en una fase expansiva del ciclo, los ocupados pueden percibir mejores condiciones

en la economía y considerar que el mismo trabajo es ahora de menor calidad con relación a los empleos disponibles. De nuevo, esto podría ser una causa del incremento del subempleo subjetivo en 2009 y 2010.

Esta hipótesis es difícil de comprobar con los datos debido a la naturaleza de percepción relativa de los agentes. Sin embargo, podría indicar que el subempleo objetivo es una mejor aproximación a la calidad del empleo y a la utilización de la mano de obra, ya que parece no depender de estas percepciones relativas. De hecho, esta medida presentó un incremento sistemático entre 2008 y 2010, período en el que, al parecer, se empeoró la calidad de los trabajos y se incrementó la informalidad laboral (López, 2011).

Desde el año 2001 el subempleo objetivo estuvo compuesto, principalmente, por aquellos trabajadores que se consideraban subempleados por ingresos —ellos han representado el 81,1 % en promedio en esta década (Gráfico 16.6)—. Antes del año 2006 y de la introducción de la GEIH, la segunda categoría más importante era el subempleo por insuficiencia de horas. No obstante, con la nueva encuesta de hogares se realizó un cambio de metodología que ocasionó que un mayor número de trabajadores fueran clasificados como subempleados por competencias. Entre 2007 y 2010 ellos representaron en promedio el 58,8 % del subempleo, mientras que los subempleados por insuficiencia de horas lo fueron en promedio el 33,5 %[3].

Gráfico 16.6: Composición del subempleo objetivo (porcentaje mensual)



Fuente: DANE; cálculos de los autores.

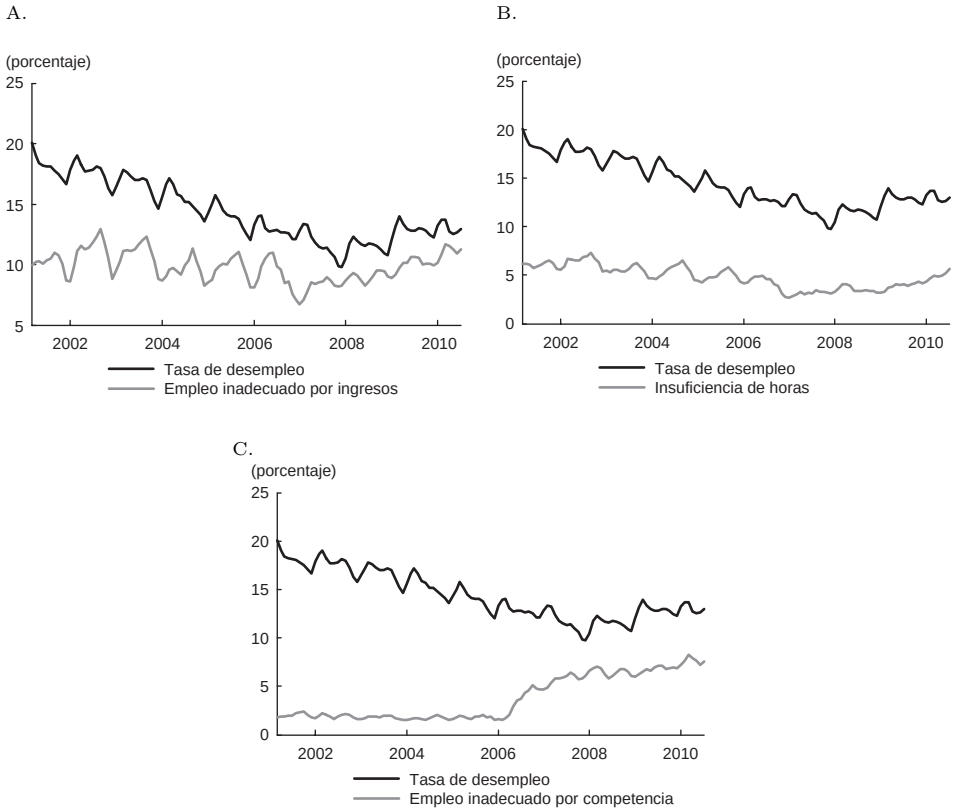
En el Gráfico 16.6 se observa que el incremento reciente del subempleo objetivo se explicó en buena parte por el subempleo por horas (el cual alcanzó el 40,6 % del

[3] Cabe notar que las tres categorías de subempleo no son excluyentes, y que pueden existir trabajadores que se consideren subempleados por más de una de ellas, razón por la cual lo que representan las tres categorías no suman el 100 %.

subempleo a mediados de 2010), indicando que el aumento del subempleo objetivo desde 2008 se debió, probablemente, a una subutilización de la mano de obra.

Analizando la relación de cada una de las categorías de subempleo objetivo con el desempleo (Gráfico 16.7), se observa que el subempleo por ingresos y, en mayor medida, el subempleo por insuficiencia de horas, son los que están más relacionados con la tasa de desempleo. Incluso ignorando el cambio en la metodología, el subempleo por competencias no parece tener una relación cercana con el desempleo. Lo anterior sugiere que las tres categorías de subempleo tienen determinantes distintos , y puede tratarse de mercados independientes. Como se verá en los resultados empíricos, parece existir evidencia de esta hipótesis en el caso colombiano.

Gráfico 16.7: Tasa de desempleo y subempleo objetivo por componentes



Fuente: DANE; cálculos de los autores.

1.2. Caracterización de la población subempleada

La información de la ECH y de la GEIH permite clasificar a los subempleados por distintos grupos poblacionales. Así, en el Cuadro 16.1 se presenta el porcentaje de ocupados por sexo que se encuentra subempleado. Aunque las tendencias son similares desde 2001, se observa que las mujeres tienden a estar más subempleadas que los hombres, y en promedio en el año 2010 el 37,4 % de las trabajadoras estaban subempleadas, frente al 33,9 % de los hombres. Adicionalmente, la brecha entre los dos parece haberse ampliado en este período.

Cuadro 16.1: Por sexo

Porcentaje subempleado subjetivo

	Hombres	Mujeres
2001	36,0	37,4
2002	38,8	41,1
2003	37,6	39,8
2004	35,5	38,2
2005	35,4	38,2
2006	35,0	36,8
2007	34,7	36,6
2008	30,3	32,8
2009	30,2	32,4
2010	33,9	37,4

Fuente: DANE; cálculos de los autores.

Al desagregar por edad, como se muestra en el Cuadro 16.2, la mayor incidencia del subempleo se encuentra en los jóvenes. Específicamente, el grupo más afectado es aquel de los 18 a los 24 años, con tasas superiores al 40 % de los trabajadores en ese rango. Los siguen de cerca los trabajadores entre 12 y 17 años, y los de 25 a 29 años. Por su parte, los trabajadores mayores presentan porcentajes menores de subempleo, lo cual puede indicar que son los jóvenes que comienzan su trayectoria laboral quienes están más dispuestos a aceptar trabajos en condiciones de subempleo.

En cuanto a las posiciones ocupacionales, el DANE desagrega la GEIH en empleados particulares, del gobierno, servicio doméstico, cuenta propia, patrón o empleador. Aunque varias de estas posiciones no están caracterizadas por tener un contrato establecido, el concepto de subempleo se puede aplicar a ellas en cuanto un trabajador se considere en esa condición si sus capacidades están subutilizadas, sus ingresos son menores que lo que aspira, o no consigue trabajar el número de horas que desea.

De esta forma, descomponiendo por posición ocupacional, el Cuadro 16.3 muestra que los trabajadores cuenta propia son los más subempleados; en algunos períodos la cifra llegó a ser cerca de la mitad. En el empleo doméstico también se observan altos niveles de subempleo. Ahora bien, incluso para ocupaciones que se consideran de buena calidad, como el empleo particular, la incidencia del subempleo parece ser alta, y alrededor del 12,8 % de los trabajadores del gobierno se

Cuadro 16.2: Por edad

	Porcentaje subempleado subjetivo (años)					
	12-17	18-24	25-29	30-39	40-59	Más de 60
2001	43,3	45,1	38,9	37,0	33,0	22,8
2002	42,6	48,9	43,7	40,3	35,9	24,8
2003	41,4	47,9	42,1	39,2	34,2	25,3
2004	40,0	46,5	40,7	36,8	32,6	22,9
2005	37,7	44,8	40,5	37,4	33,1	22,6
2006	34,4	43,1	39,2	37,0	32,5	22,5
2007	31,3	44,2	39,6	36,4	32,1	21,7
2008	31,7	38,8	34,9	32,3	28,8	16,7
2009	29,2	40,7	34,1	32,0	27,8	19,7
2010	34,7	43,3	39,2	36,6	32,6	22,6

Fuente: DANE; cálculos de los autores.

consideraron subempleados en 2010. Los anteriores hechos sugieren que el subempleo se relaciona con trabajos de mala calidad o subutilización de los trabajadores.

Cuadro 16.3: Por posición ocupacional

	Porcentaje subempleado subjetivo		
	Empleado particular	Empleado del gobierno	Servicio doméstico
2001	33,3	17,0	32,8
2002	36,7	18,3	37,1
2003	36,1	15,1	37,6
2004	34,2	18,8	37,0
2005	34,1	16,1	37,9
2006	34,0	14,4	39,1
2007	34,9	15,4	38,5
2008	29,5	13,3	33,8
2009	28,3	9,9	33,2
2010	32,1	12,8	41,2
	Cuenta propia	Patrón o empleador	Otros
2001	47,5	17,9	41,6
2002	51,0	19,8	45,4
2003	49,2	17,5	41,2
2004	46,8	17,1	36,5
2005	47,2	15,7	39,2
2006	44,4	16,8	36,7
2007	42,2	16,8	32,9
2008	38,3	13,9	29,7
2009	39,3	13,1	31,3
2010	44,2	14,6	35,9

Fuente: DANE; cálculos de los autores.

Al analizar por nivel educativo (Cuadro 16.4), se observan pequeñas diferencias en la incidencia del subempleo, tal vez con la excepción de la educación superior. Sin embargo, todos los niveles educativos presentan altas tasas de trabajadores subempleados, e incluso en aquellos trabajadores con más de bachillerato el subempleo representa alrededor del 30 %.

Cuadro 16.4: Por educación

Porcentaje subempleado subjetivo

	Menos	Primaria	Bachillerato	Superior
2001	36,6	39,0	37,7	32,0
2002	37,3	43,0	41,4	34,1
2003	37,8	42,2	40,3	32,5
2004	32,3	39,8	38,1	32,3
2005	36,4	39,5	38,3	31,5
2006	25,6	39,1	39,2	31,6
2007	39,1	37,5	38,2	30,2
2008	31,7	34,0	33,6	26,8
2009	36,1	33,5	33,4	26,1
2010	38,9	39,7	38,2	29,0

Fuente: DANE; cálculos de los autores.

Finalmente, según las ramas de actividad económica, el Cuadro 16.5 indica que la construcción es la de mayor subempleo. No obstante, la siguen de cerca el transporte y el comercio, y casi todas las ramas tienen un porcentaje de trabajadores en subempleo por encima del 30 %. Solamente los establecimientos financieros presentan un menor porcentaje de esta variable.

Cuadro 16.5: Por ramas de actividad económica

	2001	2002	2003	2004	2005
Otras ramas	29,17	30,50	30,20	27,47	28,50
Industria y manufactura	32,54	36,10	35,21	33,49	32,85
Construcción	47,12	50,04	46,56	43,85	42,64
Comercio, restaurantes y hoteles	39,33	42,84	41,28	38,85	38,79
Transporte y comunicaciones	35,56	40,37	39,79	36,18	37,84
Establecimientos financieros	29,79	27,02	27,04	26,29	26,92
Actividades inmobiliarias	38,17	38,93	39,98	37,92	37,00
Servicios, comunales y sociales	36,77	39,03	37,15	36,65	36,83
	2006	2007	2008	2009	2010
Otras ramas	27,93	27,62	24,48	27,44	30,01
Industria y manufactura	33,11	32,48	28,81	28,13	31,66
Construcción	43,46	44,48	36,17	39,78	44,62
Comercio, restaurantes y hoteles	36,93	36,35	32,46	32,60	36,70
Transporte y comunicaciones	39,04	40,25	35,99	35,38	38,99
Establecimientos financieros	24,19	26,82	20,95	20,29	21,87
Actividades inmobiliarias	36,02	35,51	33,21	33,23	38,09
Servicios, comunales y sociales	35,07	34,23	29,79	28,08	33,24

Fuente: DANE; cálculos de los autores.

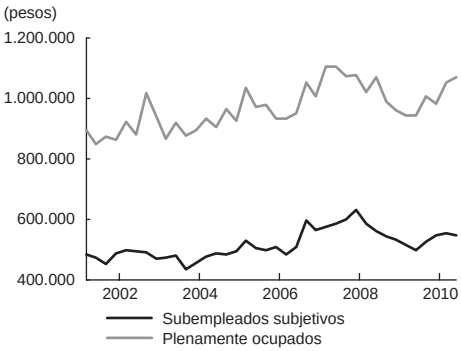
En términos generales, existen algunas diferencias entre grupos poblacionales con respecto a la incidencia del subempleo. Además, estas tienden a ser especialmente importantes para las distintas edades y posiciones ocupacionales. Ello parece indicar que, al estudiar los determinantes del subempleo, es necesario tener en cuenta y controlar por esta heterogeneidad entre la población subempleada y la plenamente ocupada.

1.3. Ingresos de los subempleados

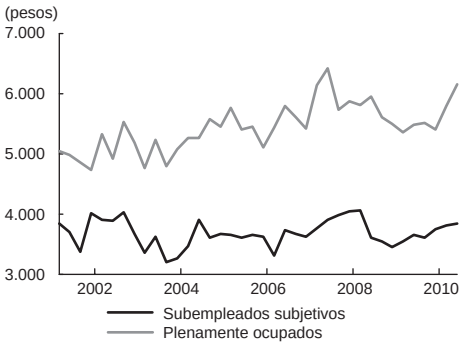
Cuando se comparan los ingresos de los trabajadores que están plenamente ocupados frente a los de trabajadores subempleados surgen algunas diferencias significativas. En primer lugar, el ingreso mensual real de los plenamente ocupados es aproximadamente el doble que el de los subempleados subjetivos, como lo muestra el Gráfico 16.8. Aún más, cuando se comparan los ingresos reales por hora trabajada se observa que, aunque la diferencia se reduce, los subempleados perciben ingresos bastante menores, cuya brecha se amplió en 2010.

Gráfico 16.8: Ingresos reales para subempleados subjetivos y para plenamente ocupados

A. Ingreso mensual real



B. Ingreso hora real



Fuente: DANE; cálculos de los autores.

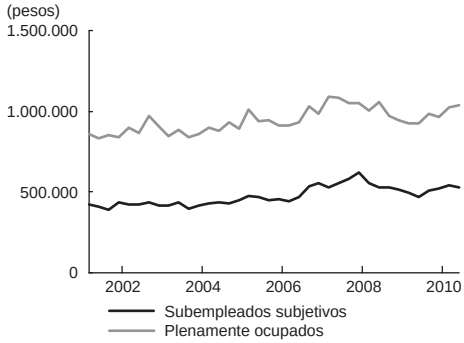
Estos diferenciales pueden también estudiarse para las distintas categorías de subempleo, resultados que se presentan en los gráficos 16.9 a 16.11. En el caso de subempleo por ingresos, los individuos subempleados efectivamente perciben un menor ingreso real tanto en términos mensuales como por hora trabajada frente a los plenamente empleados (Gráfico 16.9).

Para el caso de los subempleados por capacidades, existe una dificultad asociada con el cambio metodológico introducido por la GEIH en julio de 2006. Sin embargo, al examinar los datos posteriores a esa fecha, también se observan diferenciales importantes entre los ingresos mensuales y por hora frente a los plenamente ocupados (Gráfico 16.10).

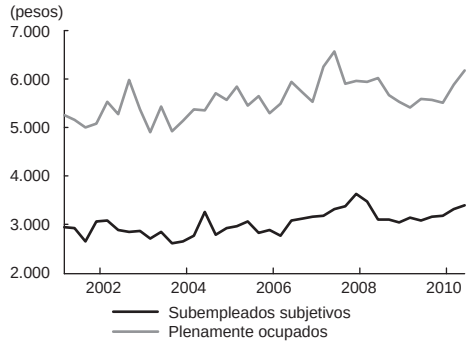
No obstante, en el caso de los subempleados por insuficiencia de horas, y a pesar de menores ingresos mensuales, se observa que los ingresos percibidos por hora trabajada son similares para subempleados y los plenamente ocupados (Gráfico 16.11). Esto podría indicar que en algunos casos los subempleados presentan una productividad igual a la de aquellos trabajadores de tiempo y condiciones completas, y que las diferencias entre los ingresos mensuales se explican por un mayor número de horas trabajadas, pero no por una deficiencia en el ingreso.

Gráfico 16.9: Ingresos para subempleo por ingresos y para plenamente ocupados

A. Ingreso mensual real



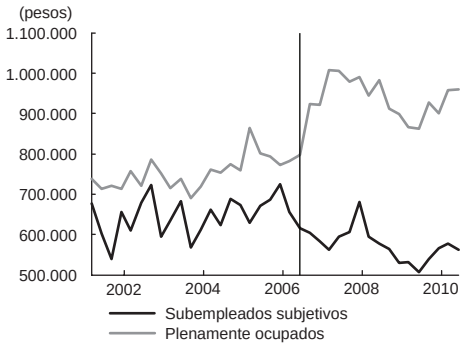
B. Ingreso hora real



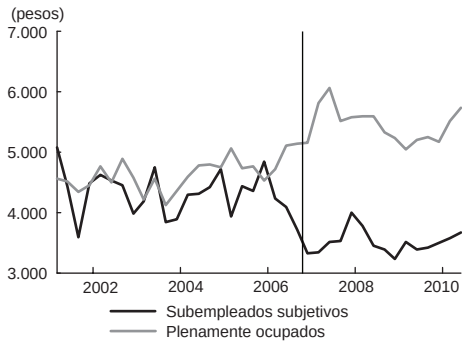
Fuente: DANE; cálculos de los autores.

Gráfico 16.10: Ingresos para subempleo por capacidades y para plenamente ocupados

A. Ingreso mensual real



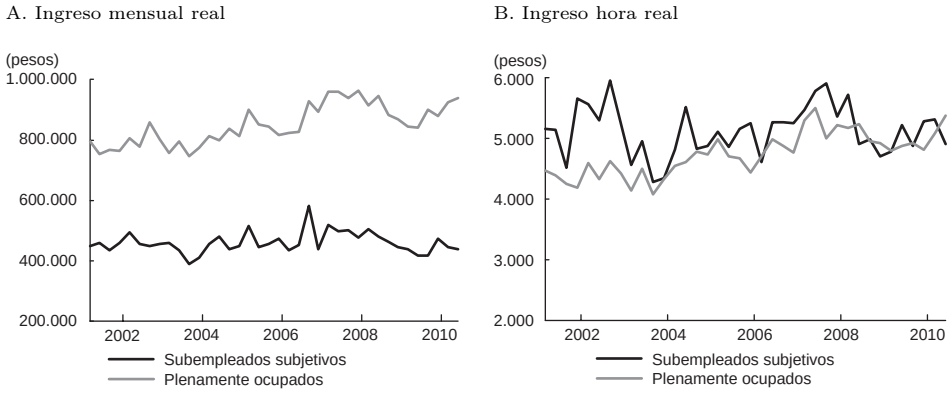
B. Ingreso hora real



Fuente: DANE; cálculos de los autores.

Estos resultados pueden implicar tres hechos importantes. Primero, la idea comúnmente aceptada de menores ingresos para los subempleados con respecto a los plenamente ocupados no es cierta para todos los casos. Segundo, las tres categorías de subempleo parecen indicar condiciones laborales distintas, posiblemente sugiriendo que se tratan de mercados independientes. Y tercero, dado todo lo anterior, los diferenciales de ingresos y sus causales pueden ser una fuente importante de información sobre los determinantes del subempleo y pueden ser claves para entender este fenómeno.

Gráfico 16.11: Ingresos para subempleo por horas y para plenamente ocupados



Fuente: DANE; cálculos de los autores.

2. Estrategia teórica y empírica para estudiar los determinantes del subempleo

Utilizando el análisis descriptivo de la sección anterior, se puede inferir que el subempleo está explicado por diversos hechos. Por una parte, depende de las características personales, de manera que, por ejemplo, los jóvenes y las mujeres presentan mayores tasas de subempleo. Por otra parte, depende de las condiciones que llevan a los agentes a aceptar trabajos en el subempleo. En este sentido, las personas podrían llegar a aceptar trabajos en el subempleo si, por ejemplo, reciben un salario por hora que resulte competitivo o si es la única opción de tener ingresos. Finalmente, depende de las condiciones que llevan a los empleadores a ofrecer contratos y empleos en condición de subempleo. Por ejemplo, para una empresa puede resultar óptimo contratar trabajadores de medio tiempo en algunas circunstancias.

Con el fin de estudiar de manera conjunta estos determinantes, este documento propone una estrategia que incorpora a las características individuales de los agentes, el riesgo al desempleo y el diferencial del salario entre quienes son y no son subempleados. Primero, se utiliza un modelo teórico donde se establece la condición con la cual las empresas y los empleadores pueden ofrecer en equilibrio contratos de subempleo. Uno de los resultados de este modelo es que existe un diferencial positivo para los salarios de los subempleados. Aunque este resultado puede parecer contraintuitivo, se basa en el hecho de que los trabajadores subempleados enfrentan un mayor riesgo ante la incertidumbre de su contrato y, por tanto, son compensados vía salario.

Segundo, se realiza una estimación de esta compensación salarial. De esta manera, si (controlando por características personales) se encuentra que los subempleados reciben una compensación salarial por el mayor riesgo que perciben, su

decisión de entrar al subempleo podría considerarse óptima. Por el contrario, si se encuentra que los subempleados no son compensados en su salario, podría concluirse que el mercado para este tipo de trabajo es segmentado, por lo que las personas se ven obligadas a aceptar empleos que no compensan óptimamente el riesgo, posiblemente como resultado de una baja demanda por su trabajo.

Este ejercicio se realiza para las categorías de subempleo, dado que los diferenciales con respecto a los plenamente ocupados difieren.

2.1. Un modelo teórico del subempleo

Siguiendo el trabajo de Azariadis (1975), el subempleo puede modelarse con firmas neutrales al riesgo que actúan tanto como empleadoras como aseguradoras de trabajadores homogéneos aversos al riesgo. Según este modelo, los arreglos contractuales resultantes pueden significar que es óptimo para las empresas subutilizar de manera aleatoria parte de la fuerza laboral en estados bajos de la demanda[4].

Este modelo parte de un estado de la naturaleza s que se determina de manera aleatoria de un grupo discreto de estados $S = \{s|s = s_1, s_2, \ldots, s_j\}$. La industria consiste en un número fijo de empresas idénticas y neutrales al riesgo que operan en competencia perfecta. Para las firmas el estado de la naturaleza es revelado mediante cambios en el precio del producto que cobran a sus clientes.

Adicionalmente, existe un número de trabajadores M que es mayor que el número de empresas, y que son aversos al riesgo e idénticos en gustos, recursos iniciales, y capacidad técnica o calificación. Sin embargo, difieren en la aversión al riesgo y en la habilidad. Ello implica que un empleador ofrece contratos de manera indistinta, pero los trabajadores los valoran de manera distinta. De esta forma, las empresas ofrecen a estos trabajadores contratos que dependerán, en parte, de cuánto varía la fuerza de trabajo en habilidades y actitud frente al riesgo. Estos contratos deben cumplirse estrictamente.

Ya que los trabajadores son idénticos en características observables, las firmas ofrecerán inicialmente contratos uniformes de la forma de un vector aleatorio:

$$\delta = \{w(s), n(s)\}$$

Donde δ es el contrato que se define como la combinación entre w, el salario, y n, el volumen de empleo que ofrece contratar la firma, el cual puede ser de tiempo completo o de tiempo parcial (es decir, con períodos aleatorios de desempleo). Ambos son dependientes del estado s.

La valoración del contrato por parte de cada agente incluye un componente de incertidumbre, pues ellos no conocen el estado de la naturaleza al ofrecer su trabajo. Además, la valoración del contrato será contingente a la cantidad m de trabajadores que entran a ofrecer su labor a esta empresa (es decir, la oferta laboral a la empresa). Así, a mayor número de oferentes, menor es la probabilidad de que cada uno resulte con un trabajo de tiempo completo.

[4] En este documento se presentan solo algunos apartes del modelo y de los resultados. Para la descripción completa del modelo, véase Azariadis (1975).

Por tanto, surgen dos fuentes de variación en los ingresos salariales para estos contratos: la primera es de naturaleza estocástica de la determinación de salarios, y la segunda es de incertidumbre sobre el estado del empleo que se ofrecerá.

Ahora bien, sea $\vartheta = \langle \delta_f \rangle$ la clase de todos los contratos de pleno empleo que son factibles para la típica firma, de manera que el miembro dominante de esa clase es $\delta_f^* = \left\{ w_f^*, n_f^* \right\}$. Ahora, sea $D = \langle \delta \rangle$ la clase de todos los contratos factibles con la misma fuerza laboral que δ_f^*, y que se forman reduciendo el empleo por debajo de n_f^* en al menos un estado (es decir, a un nivel de subempleo). Por tanto, $D = \langle \delta \rangle$ es tal que $\delta = \{w, n(s)\}$, donde w es un parámetro no estocástico al menos igual a w_f^* y $n(s) \leq n_f^*$ para todo s, y $n(s) < n_f^*$ para algún s.

De esta forma, todo contrato de subempleo en la clase D pagará un salario $w > w_f^*$ para compensar a los empleados por el riesgo de quedar temporalmente desempleados. Esto indica que, con los supuestos del modelo, existe una compensación salarial positiva a los subempleados.

Cabe notar que este modelo es aplicable al caso del subempleo en Colombia según la GEIH. Por una parte, su punto esencial consiste en que existe un grupo de trabajadores que deben acceder a un contrato de trabajo asociado con un grado de incertidumbre, el cual puede entenderse como una falta de certeza sobre el ingreso que se va a percibir, el número de horas que se va a trabajar o las condiciones en que se hará la labor. Además, a pesar de que en el modelo se habla explícitamente de contratos, puede entenderse que para trabajadores distintos a empleados particulares y empleados del gobierno, el contrato corresponde al arreglo de trabajo con el cual realizan una labor y reciben una remuneración (ya sea desempeñándose como cuenta propia, como patrón, etc.). Por ello, en este documento consideramos que existe una correspondencia entre el subempleo teórico del modelo, y el subempleo medido por el DANE.

2.2. Aplicación empírica del modelo teórico

El resultado relevante del modelo de Azariadis es la existencia de un diferencial salarial en favor de los subempleados, con algunos supuestos. Por la naturaleza de su contrato, los subempleados enfrentan un mayor riesgo de quedar desempleados al menos temporalmente. Con base en Moretti (2000) este riesgo está conformado por un riesgo individual y uno laboral. El primero está relacionado con las características individuales, y podría considerarse propio de las habilidades y condiciones de cada individuo. Por su parte, el segundo riesgo está asociado con las condiciones laborales y económicas.

El trabajo de Moretti, basado en la teoría salarial de Rosen (1987), hace parte de una extensa literatura dedicada a estudiar la compensación salarial entre grupos con diferentes riesgos. Varios enfoques que requieren diferentes especificaciones empíricas han sido utilizados en la literatura empírica para estimar el riesgo del desempleo y su efecto sobre los salarios. Por ejemplo, Topel (1984), utilizando una medida de riesgo estructural, analiza las diferencias en la compensación salarial entre industrias y regiones con distintos niveles de desempleo. Por su parte, Abowd y Ashenfelter (1981) examinan las diferencias salariales entre industrias

y ocupaciones con distintas probabilidades de desempleo cíclico. Posteriormente, Li (1986) combina ambas medidas de riesgo en el mismo modelo. En este trabajo seguimos la metodología utilizada por Moretti (2000), la cual descompone el riesgo del desempleo en el riesgo laboral y en el individual.

En nuestro caso, se utiliza la medición de la compensación salarial aplicada al subempleo, ya que permite estudiar las diferencias entre el salario por hora que perciben los subempleados y los plenamente ocupados. Si, como en el modelo teórico controlando por las características y el riesgo individual existe una compensación al subempleo, podrá concluirse que para estos trabajadores se compensa el mayor riesgo laboral asumido por la incertidumbre que enfrentan.

2.3. Especificación econométrica

El objetivo principal de esta sección es estimar las diferencias en la compensación salarial de los subempleados con respecto a los plenamente ocupados, teniendo en cuenta el riesgo de desempleo. Para cumplir con este propósito es necesario separar e identificar el riesgo de desempleo ocasionado por las condiciones del trabajo del riesgo de desempleo debido a las características individuales de los trabajadores. En otras palabras, se requiere separar e identificar el riesgo laboral y el individual.

Por su parte, el riesgo individual para un trabajador i es una variable latente I_i, que representa la probabilidad de que el trabajador i se encuentre desempleado sin tener en cuenta el riesgo laboral. De esta forma, la variable I_i está en función de la habilidad del trabajador, su relación con el mercado laboral y las características demográficas, entre otras. Para construir una medida de riesgo individual para los plenamente ocupados y los subempleados se utiliza la información de la GEIH de la siguiente forma:

$$I_i = X_{1,i}\beta_{11,i} + e_{1,i} \; i = \text{subempleo, plenamente ocupados} \tag{16.1}$$

donde X_1 incluye variables como edad, sexo, años de educación y variables *dummy* para identificar la región, el sector económico y sus interacciones.

La probabilidad de trabajar en el sector riesgoso es considerada como una decisión endógena de los trabajadores, y la ecuación de selección está dada por:

$$S = X_2\beta_2 + [log(W_s) - log(W_{po})]\beta_3 + I\beta_4 + e \tag{16.2}$$

donde: S se puede representar como una variable *dummy* con valor 1 para cada categoría de subempleo y 0 para los trabajadores plenamente ocupados; X_2 incluye las variables relacionadas con la aversión al riesgo de los trabajadores (características personales y laborales como posición ocupacional, dependencia familiar, entre otras); $log(W_s) - log(W_{po})$ es la diferencia salarial entre los subempleados y los plenamente ocupados.

Por su parte, en las ecuaciones 16.3 y 16.4 se especifican los determinantes del salario de los subempleados, $log(W_s)$ y de los plenamente ocupados $log(W_{po})$

$$log(W_s) = X_3\beta_3 + I\beta_{34} + \lambda_1 + e_s \text{ si } S = 1 \tag{16.3}$$

$$log(W_{po}) = X_3\beta_3 + I\beta_{34} + \lambda_2 + e_{po} \text{ si } S = 0 \tag{16.4}$$

Estas ecuaciones de salarios incluyen las variables explicativas utilizadas tradicionalmente en trabajos sobre los determinantes salariales (Arango, Obando y Posada, 2010). λ_1 y λ_2 son los parámetros que corrigen por la selección muestral y se calculan con base en el inverso de la razón de Mills. Se espera que el efecto del riesgo individual que tenga sobre los salarios del sector sea negativo, o no positivo.

2.4. Estimación

Suponiendo que los errores de las ecuaciones de selección y de salarios siguen la distribución normal, la estimación multiecuacional descrita se realiza con un enfoque paramétrico con las siguientes etapas: primero, se estima la forma reducida de la ecuación de selección (16.2) por máxima verosimilitud; segundo, se seleccionan todos los individuos de un sector particular y se estiman los riesgos individuales, $\hat{I}_s$, $\hat{I}_{po}$, de acuerdo con la ecuación (16.1); tercero, con las predicciones de los riesgos obtenidos en el paso anterior, se estiman las ecuaciones de salarios (16.3) y (16.4); finalmente, se predicen los salarios y se estima la forma estructural de la ecuación de selección.

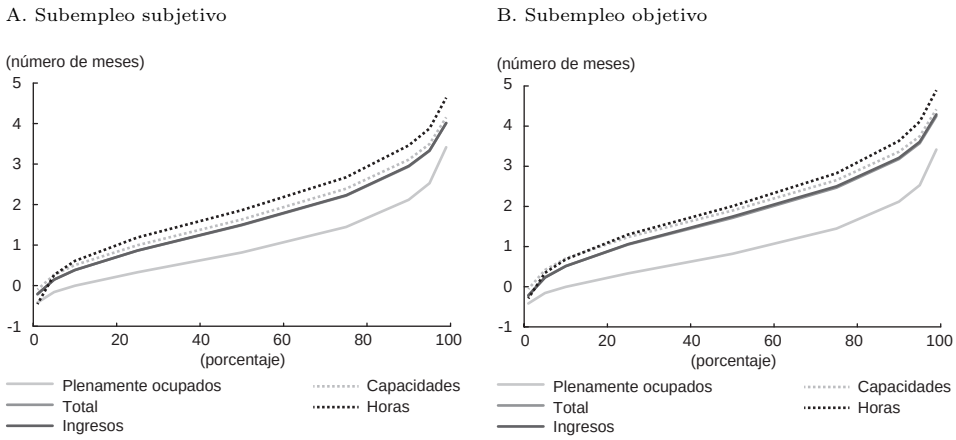
3. Datos y resultados empíricos

Los datos provienen de los registros individuales de las encuestas comparables GEIH entre el cuarto trimestre de 2006 y el segundo de 2010. Con estas encuestas se obtiene la información de las características de los trabajadores, los salarios y las condiciones laborales. La unidad de observación es el individuo que hace parte de los ocupados del mercado laboral, y la muestra final cuenta con 619.822 observaciones.

En este artículo los trabajadores pueden estar clasificados en dos sectores, con diferentes características: los plenamente ocupados y los subempleados por diferentes motivos. Debido a factores institucionales y tecnológicos, los subempleados están caracterizados por mayor riesgo al desempleo que los plenamente ocupados. En el Gráfico 16.12 se comparan las distribuciones empíricas del número de meses no trabajados en el último año por los trabajadores de las diferentes clasificaciones de subempleo y los plenamente ocupados. De acuerdo con el gráfico, los trabajadores plenamente ocupados (línea continua más clara) tienen menores posibilidades de desempleo que los subempleados. Así, los plenamente ocupados están desempleados en promedio 27 días en el año, en tanto que los subempleados, 47 días. Por consiguiente, la incertidumbre de trabajar en el subempleo es mayor que la del sector de los plenamente ocupados, por ende, en este trabajo el sector riesgoso está asociado con las diferentes clasificaciones de los subempleados.

Adicionalmente, en el Cuadro 16.6 se presentan los resultados de la técnica de descomposición, propuesta por Blinder (1973) y Oaxaca (1973), para analizar la diferencia media entre los riesgos individuales de los plenamente ocupados y los

Gráfico 16.12: Medición del riesgo del desempleo (número de meses no trabajados en el último año)



Fuente: DANE; cálculos de los autores.

subempleados. Este procedimiento separa la diferencia de riesgo individual de desempleo en dos partes. Mientras la primera está asociada con las características de productividad de los trabajadores, y específicamente se determina con los predictores de la ecuación 16.1, la segunda parte está relacionada con la estructura económica.

En el panel superior del Cuadro 16.6 se presenta la predicción del riesgo promedio de desempleo para los plenamente y ocupados y cada clasificación de subempleo, la diferencia de riesgo entre estos sectores y los intervalos de confianza. En la muestra de estudio el riesgo individual de desempleo es siempre mayor para todas las categorías de subempleo.

En el panel inferior del Cuadro 16.6 la brecha del riesgo se divide en tres partes. La primera mide el cambio promedio en el riesgo de los subempleados si estos tuviesen las mismas características de los plenamente ocupados. Por ejemplo, el decrecimiento de 0,15 indica que las características son responsables de aproximadamente un cuarto de la diferencia del riesgo (-0,66). Por su parte, el segundo término cuantifica el cambio en el riesgo de desempleo de los subempleados cuando se aplican los coeficientes de los plenamente ocupados a las características de los subempleados. Este es el factor de mayor contribución a la diferencia del riesgo y su participación oscila entre 79,6 % a 93,7 %. La tercera parte mide el efecto combinado de las características y los coeficientes.

Los resultados indican que en todas las categorías de subempleo el riesgo de desempleo se explica, principalmente, por la estructura económica durante el período de estudio.

En el Cuadro 16.7 se presentan las estimaciones de las ecuaciones de salarios (16.3) y (16.4) para los trabajadores plenamente ocupados y los que están

subempleados en cada una de las diferentes alternativas, tanto del subempleo subjetivo como del objetivo. El riesgo individual tiene un efecto negativo y estadísticamente significativo sobre los salarios tanto en los subempleados por ingresos y por capacidades como en los trabajadores plenamente ocupados. Por otra parte, el efecto es no positivo en los salarios de los subempleados por horas. El coeficiente de λ es significativo en todas las ecuaciones de salarios, y la hipótesis nula, que plantea la inexistencia de sesgo de selección muestral, es rechazada.

Cuadro 16.6: Descomposición Blinder-Oaxaca para el riesgo individual

	Subempleo subjetivo			
	Total	Ingresos	Capacidades	Horas
Riesgo de los plenamente ocupados	1,0292	1,0292	1,0292	1,0292
Riesgo de los subempleados	1,6910	1,6967	1,8075	2,0965
Diferencia	-0,6618	-0,6675	-0,7783	-1,0673
Límite inferior	-0,6913	-0,6982	-0,8164	-1,1241
Límite superior	-0,6324	-0,6368	-0,7403	-1,0105
Contribución a la diferencia				
Características	-0,1500	-0,1568	-0,1833	-0,0689
Coeficientes	-0,5268	-0,5178	-0,5654	-0,9789
Interacción	0,0149	0,0071	-0,0296	-0,0194
Participación de los coeficientes en la diferencia	79,60	77,57	72,65	91,72
	Subempleo objetivo			
	Total	Ingresos	Capacidades	Horas
Riesgo de los plenamente ocupados	1,0292	1,0292	1,0292	1,0292
Riesgo de los subempleados	1,9557	1,9934	2,1079	2,2522
Diferencia	-0,9265	-0,9643	-1,0788	-1,2230
Límite inferior	-0,9726	-1,0140	-1,1408	-1,3085
Límite superior	-0,8804	-0,9145	-1,0167	-1,1375
Contribución a la diferencia				
Características	-0,1235	-0,1245	-0,1691	0,0151
Coeficientes	-0,7650	-0,7739	-0,8303	-1,1460
Interacción	-0,0380	-0,0658	-0,0794	-0,0921
Participación de los coeficientes en la diferencia	82,57	80,26	76,97	93,70

Fuente: DANE; cálculos de los autores.

Cuadro 16.7: Estimaciones de las ecuaciones de salarios

	Plenamente	Subempleo subjetivo				Subempleo objetivo			
	Ocupados	Total	Ingresos	Capacidades	Horas	Total	Ingresos	Capacidades	Horas
λ	0,536***	0,511***	0,382***	0,441***	0,506***	0,536***	0,314***	0,246*	0,518***
riesgo individual	-0,106***	-0,056***	-0,063***	-0,100***	0,026	-0,068**	-0,092***	-0,123***	-0,085
edad	0,017***	0,023***	0,023***	0,010	0,047***	0,010	0,008	-0,010	0,006
edad^2	0,000***	0,000***	0,000***	0,000*	-0,001***	0,000	0,000	0,000	0,000
mujer	0,144***	0,106*	0,122**	0,093	0,169	0,055	0,111	0,090	0,216
jefe	0,101***	0,086***	0,077***	0,047***	0,203***	0,074***	0,037*	0,006	0,167***
cónyuge	0,034***	0,036**	0,032*	0,028	0,128***	0,053*	0,028	0,049	0,128**
años de educación	0,024***	0,014***	0,010**	0,006	0,031***	0,006	0,002	-0,001	0,013
años de educación^2	0,002***	0,002***	0,002***	0,002***	0,001**	0,002***	0,002***	0,002***	0,002***
agropecuaria	-0,023	-0,056	-0,007	-0,044	-0,059	-0,059	-0,016	-0,026	0,068
minas	0,133***	-0,027	-0,029	-0,075	-0,078	-0,007	-0,014	0,037	0,304
industria	-0,040***	-0,102***	-0,064***	-0,055***	-0,145***	-0,150***	-0,101***	-0,077***	-0,147***
electricidad	0,095***	0,064*	0,078**	0,073	0,143**	0,013	0,021	-0,022	0,323**
construcción	0,070***	0,033	0,081***	0,117***	-0,171**	-0,021	0,041	0,071	-0,015
comercio	-0,070***	-0,112***	-0,077***	-0,076***	-0,117***	-0,156***	-0,114***	-0,109***	-0,087*
transporte	-0,099***	-0,193***	-0,152***	-0,144***	-0,113***	-0,224***	-0,162***	-0,153***	-0,108
financiero	0,164***	0,189***	0,203***	0,197***	0,183***	0,124***	0,124***	0,097**	0,087
inmobiliaria	0,004	-0,008	0,029***	0,026*	-0,068***	-0,043**	0,007	0,001	-0,070**
particular	0,237***	0,261***	0,252***	0,246***	0,323***	0,258***	0,206***	0,225***	0,324***
gobierno	0,477***	0,434***	0,369***	0,337***	0,529***	0,420***	0,352***	0,343***	0,373**
doméstico	-0,064	0,009	0,007	0,048	0,127	0,020	-0,016	0,064	0,221**
cuenta-propia	0,138***	0,229***	0,173***	0,177***	0,399***	0,252***	0,146**	0,167**	0,390***
patrón	0,417***	0,503***	0,393***	0,365***	0,987***	0,593***	0,389***	0,324***	0,872***
ltd	-0,052***	-0,052***	-0,085***	-0,069***	-0,045	-0,037	-0,064*	-0,007	-0,046
mujer × conyuge	0,000	0,032	0,044**	0,039	-0,072	0,038	0,074**	0,061	-0,042
mujer × jefe	-0,056***	-0,012	0,008	0,026	-0,103***	0,030	0,068***	0,088***	-0,081*
años de educación × mujer	-0,019***	-0,028***	-0,026***	-0,025***	-0,042***	-0,017*	-0,011	-0,016	-0,023
años de educación^2 × mujer	0,002***	0,002***	0,002***	0,002***	0,003***	0,001***	0,001*	0,001	0,002**
edad × mujer	-0,010***	-0,007**	-0,008***	-0,004	-0,013**	-0,005	-0,009	-0,003	-0,015
edad^2 × mujer	0,000***	0,000**	0,000**	0,000	0,000*	0,000	0,000	0,000	0,000
constante	7,073***	6,842***	7,006***	7,235***	6,255***	7,094***	7,378***	7,569***	7,329***

Nota: los símbolos ***, **, * denotan significancia estadística al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente. Fuente: DANE; cálculos de los autores.

Según el cargo que desempeñan en la empresa, se encuentra que los profesionales o directivos reciben un premio sobre el salario por hora con respecto a los demás ocupados. Además, los profesionales reciben mejores pagos por hora en el subempleo por horas (tanto objetivo como subjetivo). Los resultados por área metropolitana sugieren que las mejores remuneraciones por hora se encuentran en Bogotá, Bucaramanga, Medellín y Cali. Por ramas de actividad económica, los establecimientos financieros aparecen como el sector donde el pago por hora es mayor. Los empleados de la industria y el comercio reciben una mayor penalización del salario al ser subempleados, frente a los plenamente ocupados.

El salario para los hombres plenamente ocupados se incrementa en promedio 0,63 % hasta los 43 años, edad cuando alcanzan su máxima remuneración. Los subempleados subjetivos también alcanzan el salario máximo a los 43 años, pero el incremento promedio por año es de 0,88 %. Las mujeres plenamente ocupadas alcanzan su máximo salario a los 38 años, con un incremento promedio de 0,24 % por cada año adicional; mientras que si son subempleadas subjetivas, el salario registra su máximo a los 42, con un incremento promedio de 0,60 %. De igual manera, la remuneración a las mujeres plenamente ocupadas solo es mayor para los subempleos por horas tanto objetivo como subjetivo.

3.1. Compensación salarial

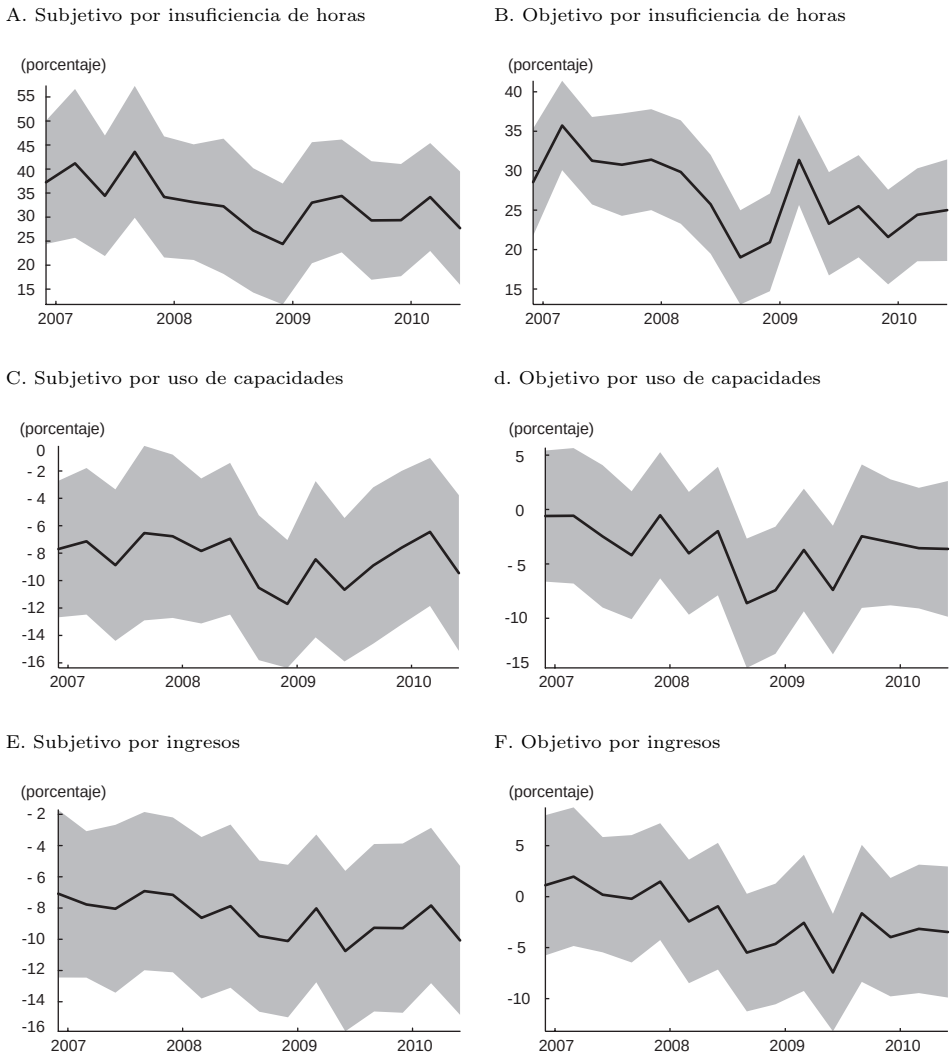
En el Gráfico 16.13 se presentan las diferencias salariales de los subempleados con respecto a los plenamente ocupados para las etapas de la GEIH con sus respectivos intervalos de confianza. De acuerdo con el Gráfico 16.13, los subempleados subjetivos por insuficiencia de horas tienen un salario mayor que el de los plenamente ocupados, y este oscila entre el 27 % y el 37 % para el período de estudio. Adicionalmente, la compensación de aquellos trabajadores clasificados como subempleados objetivos por insuficiencia de horas es superior entre 20 % y 35 %. Por otra parte, los subempleados por ingresos y por uso de capacidades tienen remuneraciones menores que las de los plenamente ocupados.

En el Cuadro A1.1 del Anexo 1 se presenta la distribución por nivel educativo de la compensación salarial de las categorías de subempleo con respecto a los plenamente ocupados. Los subempleados objetivos por insuficiencia de horas tienen compensaciones positivas en todos los cuantiles de la distribución. Cabe destacar que, en promedio, los de menor nivel de educación alcanzan la mayor compensación (36,8 %), y para aquellos con más de 16 años de educación la compensación salarial media es superior en 17,6 %. Se observa que los trabajadores con mayor educación ubicados en el subempleo por capacidades tienen compensaciones de −15,1 %. Esto indica que, a pesar de ser calificados, aceptan empleos que subutilizan su capacidad y reciben un salario menor que sus contrapartes plenamente ocupadas[5].

En el Cuadro A1.2 se presenta la compensación salarial según el sexo de los ocupados: tanto mujeres y hombres clasificados como subempleados por insuficiencia

[5] Un posible reflejo de este resultado es la concepción cotidiana de profesionales (abogados, médicos, entre otros) que se desempeñan en servicios de bajo valor agregado.

Gráfico 16.13: Diferencias salariales entre subempleados y plenamente ocupados para cada etapa de la GEIH



Nota: los intervalos de confianza del 95 % se construyeron utilizando métodos de *bootstrapping*.
Fuente: cálculos de los autores.

de horas tienen compensaciones mayores que los plenamente ocupados. Además, la compensación para el subempleo objetivo total, a pesar de ser negativa, es mayor para las mujeres (−4,6 %) que para los hombres (−10,0 %). Este hecho podría incentivar a que los hombres acepten en menor medida trabajos en subempleo, explicando así las menores tasas de subempleo para el género masculino.

Finalmente, en el Cuadro A1.3 del anexo se presenta la estimación de los parámetros de la ecuación de selección como un ejercicio de consistencia interna. En él se puede observar que la compensación salarial para los subempleados por insuficiencia de horas tiene un signo positivo, de manera que un incremento en esta compensación aumenta la probabilidad de estar en esta categoría de subempleados. En el Cuadro A1.4 se reporta la capacidad de predicción del modelo estructural, la cual alcanza el 98,5 %.

4. Conclusiones

En este documento se analizan las tendencias del subempleo y las características de los trabajadores subempleados, con el fin de establecer un marco con el cual se puedan estudiar los determinantes del subempleo. Adicionalmente, se propuso el uso de un modelo teórico desarrollado por Azariadis (1975), quien afirma que en equilibrio puede darse un diferencial positivo de salarios para los subempleados frente a los plenamente ocupados. La razón que explica este diferencial es la existencia de incertidumbre y riesgo sobre los salarios para aquellas personas sin un contrato pleno. Teniendo en cuenta este resultado y aislando el riesgo individual del laboral de los subempleados, se utilizó un modelo econométrico para estimar la compensación salarial siguiendo a Moretti (2000).

Los resultados indican que existe una compensación salarial a los subempleados por insuficiencia de horas frente a los plenamente ocupados, y esta oscila entre el 27 % y el 37 % para los subjetivos, y entre el 20 % y el 35 % para los objetivos. Esto muestra que para este grupo de subempleados los salarios por hora compensan el hecho de que los trabajadores enfrentan incertidumbre. Además, posiblemente indican que en esta categoría del subempleo la decisión de aceptar el trabajo de "menor calidad" puede ser óptima. Dicha compensación parece ser mayor en la fase expansiva del ciclo económico, posiblemente poniendo en evidencia el hecho de que en períodos recesivos las personas reducen su salario de reserva.

Sin embargo, no hay evidencia de compensación salarial para los subempleados por competencias ni por ingresos. Por ello, es posible que en estas categorías existan mercados segmentados, donde los individuos se ven obligados a aceptar estos trabajos a pesar de que no compensan vía salario el mayor riesgo que asumen. Esto podría ser resultado de una baja demanda por el trabajo de tales agentes.

Dado lo anterior, y teniendo en cuenta la caracterización del subempleo realizada en la primera parte del documento, puede concluirse que existen varios determinantes del subempleo. Sumadas a las variables tradicionales se incluyen el riesgo individual de desempleo y la diferencia salarial de los subempleados con respecto a los plenamente ocupados.

Los resultados sugieren que los jóvenes son más propensos a aceptar contratos de subempleo; mientras que los empleados de mejor educación reducen la probabilidad de ser subempleados, excepto en el subempleo por horas.

Los trabajadores con mayor riesgo de desempleo tienen más propensión al subempleo. Con respecto al diferencial salarial, se observa que solamente para los

subempleados subjetivos por insuficiencia de horas se incrementa la probabilidad de aceptar contratos con un uso inferior de las capacidades.

Adicionalmente, el subempleo depende de la tasa de desempleo y (mediante ella) del ciclo económico. En todas las especificaciones de la ecuación de selección se encontró un efecto positivo de la tasa de desempleo. De esta manera, en la fase recesiva los hogares reducen su salario de reserva, lo que llevaría a una entrada de agentes al mercado que aumenta la fuerza laboral y, tal como lo predice el modelo teórico de Azariadis, conlleva la aceptación de trabajos que posteriormente califican como inadecuados, incrementando el subempleo.

Una posible ampliación del presente estudio es utilizar métodos recientes semiparamétricos en la estimación de la ecuación de selección, si el supuesto de la distribución de los errores o la forma funcional de esta ecuación no se especifica.

Referencias

Abowd, J. y O. Ashenfelter (1981): "Compensating Wage and Earning Differentials for Employer Determined hours of work", Working paper, University of Chicago.

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. y C. Posada (2001): "Unemployment Rate and the Real Wage Behavoir: A Neoclassical Hint for the Colombian Labor Market Adjustment", Borradores de Economía núm. 180, Banco de la República de Colombia.

Azariadis, C. (1975): "Implicit Contracts and Underemployment Equilibria", *Journal of Political Economy*, vol. 83(núm. 6), pp. 1183–1202.

Blinder, A. (1973): "Wage Discrimination: Reduced form and Structural Estimates", *The Journal of Human Resources*, vol. 8(núm. 4).

Henao, M. (2001): "Caracterización del subempleo y políticas para enfrentarlo", en *Subempleo y bienestar social*. DANE, Departamento Administrativo Nacional de Estadística, Pontificia Universidad Javeriana.

Li, E. (1986): "Compensating Differentials for Cyclical and Noncyclical Unemployment: The Interaction between Investors' and Employees' Risk Aversion", *Journal of Labor Economics*, vol. 4(núm. 2), pp. 277–300.

López, H. (2001): "Desempleo y subempleo: Desafios estratégicos para la economía colombiana", en *Subempleo y bienestar social*. DANE, Departamento Administrativo Nacional de Estadística, Pontificia Universidad Javeriana.

López, H. (2011): "El mercado laboral colombiano: Tendencias de largo plazo", en *Algunas dimensiones del mercado de trabajo en Colombia en el corto y en el largo plazo*, ed. L. E. Arango, y F. Hamann. Banco de la República, Publicado en este libro.

Moretti, E. (2000): "Do Wages Compensate for Risk Of Unemployment? Parametric and Semiparametric Evidence from Seasonal Jobs", *Journal of Risk and Uncertainty*, vol. 20(núm. 1), pp. 45–66.

Oaxaca, R. (1973): "Male-female Wage Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review*, vol. 14(núm. 3), pp. 693–709.

Rodríguez, L. (2001): "La subutilización de la fuerza de trabajo y su relación con otros indicadores laborales en subempleo y bienestar social", Documento de trabajo, DANE y Universidad Javeriana.

Rosen, S. (1987): "The theory of equalizing differences", en *Handbook of Labor Economics*, ed. O. Ashenfelter, y R. Layard, vol. 1 of *Handbook of Labor Economics*, chap. 12, pp. 641–692. Elsevier.

Súarez, A. (2001): "La medición del subempleo en Colombia a través de la encuesta nacional de hogares", en *Subempleo y bienestar social*. DANE, Departamento Administrativo Nacional de Estadística, Universidad Javeriana.

Topel, R. (1984): "Equilibrium Earnings, Turnover, and Unemployment: New Evidence", *Journal of Labor Economics*, vol. 2(núm. 4), pp. 500–522.

Urrutia, M. (2002): "El subempleo en Colombia", en *Revista del Banco de la República*. Nota Editorial.

Anexo 1
Descomposición de Oaxaca para el riesgo de desempleo, distribuciones de las diferencias salariales según las características de los trabajadores y estimación de la ecuación de selección

Cuadro A1.1: Diferencias salariales para los plenamente ocupados y para los diferentes tipos de subempleo

Entre 0 y 5 años de educación (porcentaje)

	Subempleo subjetivo				Subempleo objetivo			
Estadística	Total	Ingresos	Capacidades	Horas	Total	Ingresos	Capacidades	Horas
1	-22,99	-27,66	-24,56	-17,10	-23,29	-25,48	-25,55	-5,60
5	-19,28	-23,43	-19,67	-8,34	-18,13	-21,62	-19,95	4,86
10	-16,98	-20,94	-17,16	-3,30	-15,11	-19,00	-16,71	11,20
25	-12,21	-16,33	-12,68	6,36	-9,18	-14,14	-10,61	21,77
50	-6,65	-10,66	-7,17	18,72	-1,54	-7,90	-2,53	34,93
75	-0,62	-4,78	-0,97	32,65	7,47	-0,63	6,98	50,44
90	5,79	0,68	5,47	47,08	16,49	6,76	17,48	64,44
95	9,43	3,88	9,50	56,64	21,84	11,42	23,89	73,95
99	15,23	9,60	16,13	81,30	31,71	18,59	33,97	95,37
Media	-6,07	-10,37	-6,47	20,76	-0,26	-6,91	-0,97	36,83
Desviación	8,61	8,30	8,80	20,30	12,27	9,91	13,28	21,39
Varianza	74,24	69,03	77,54	412,19	150,70	98,24	176,55	457,61
Asimetría	0,348	0,196	0,376	0,715	0,547	0,465	0,613	0,519
Curtosis	2,847	2,778	3,041	3,947	3,350	2,924	3,501	3,654

Entre 6 y 11 años de educación (porcentaje)

	Subempleo subjetivo				Subempleo objetivo			
Estadística	Total	Ingresos	Capacidades	Horas	Total	Ingresos	Capacidades	Horas
1	-26,48	-29,82	-29,51	-19,37	-29,39	-30,03	-30,82	-13,85
5	-23,01	-25,48	-24,42	-11,86	-24,91	-26,13	-25,74	-5,02
10	-20,85	-23,18	-21,74	-7,60	-22,16	-23,65	-22,79	0,24
25	-16,54	-19,31	-17,52	0,44	-17,08	-19,16	-17,44	9,65
50	-11,49	-14,69	-12,86	11,12	-10,80	-13,49	-11,17	21,10
75	-6,29	-10,13	-8,30	25,28	-3,58	-7,44	-4,49	35,41
90	-0,66	-5,88	-3,88	41,29	4,44	-1,61	2,25	50,41
95	3,11	-3,11	-0,78	52,19	9,87	2,34	7,21	59,56
99	9,96	2,06	5,32	76,85	19,42	10,10	18,02	78,58
Media	-11,02	-14,59	-12,81	14,51	-9,67	-12,93	-10,51	23,55
Desviación	7,87	6,80	7,14	19,97	10,51	8,67	10,09	19,80
Varianza	61,93	46,20	50,93	398,71	110,51	75,21	101,74	392,15
Asimetría	0,462	0,129	0,122	0,977	0,655	0,421	0,548	0,630
Curtosis	3,324	3,035	3,287	4,355	3,684	3,158	3,919	3,540

Cuadro A1.1: Diferencias salariales para los plenamente ocupados y para los diferentes tipos de subempleo (continuación)

Entre 12 y 15 años de educación (porcentaje)

	Subempleo subjetivo				Subempleo objetivo			
Estadística	Total	Ingresos	Capacidades	Horas	Total	Ingresos	Capacidades	Horas
1	-27,99	-31,50	-31,13	-22,00	-31,33	-31,24	-31,49	-19,90
5	-24,69	-26,99	-26,25	-15,44	-27,25	-27,41	-26,57	-11,47
10	-22,36	-24,65	-23,43	-11,45	-24,46	-25,10	-23,94	-6,66
25	-17,85	-20,88	-19,19	-3,85	-18,94	-20,77	-19,35	2,42
50	-12,41	-16,40	-14,80	6,22	-12,40	-15,44	-13,95	13,79
75	-6,73	-12,05	-10,64	19,99	-4,84	-9,92	-8,30	27,77
90	0,41	-7,89	-6,67	37,05	3,48	-4,64	-2,89	44,01
95	5,65	-5,18	-4,03	48,87	9,16	-1,27	0,42	53,89
99	13,98	-0,09	1,13	71,99	19,13	4,70	6,97	73,52
Media	-11,58	-16,36	-14,95	10,04	-11,23	-15,09	-13,62	16,50
Desviación	8,95	6,62	6,65	19,82	10,94	7,92	8,23	20,00
Varianza	80,15	43,80	44,21	392,85	119,72	62,70	67,79	400,09
Asimetría	0,661	0,100	-0,063	1,078	0,628	0,274	0,239	0,735
Curtosis	3,527	3,066	3,221	4,516	3,462	2,897	3,133	3,662

Más de 15 años de educación (porcentaje)

	Subempleo subjetivo				Subempleo objetivo			
Estadística	Total	Ingresos	Capacidades	Horas	Total	Ingresos	Capacidades	Horas
1	-28,57	-33,65	-33,22	-22,08	-31,54	-32,27	-32,91	-21,50
5	-24,71	-29,56	-29,60	-14,66	-26,94	-28,67	-28,76	-13,42
10	-21,76	-27,24	-27,22	-10,32	-23,45	-26,42	-26,20	-8,75
25	-16,31	-22,96	-22,56	-1,91	-17,03	-22,00	-21,53	0,74
50	-9,01	-17,12	-16,42	9,03	-9,07	-16,33	-15,59	14,01
75	-0,80	-11,06	-10,23	22,94	-0,12	-10,15	-9,13	31,74
90	6,49	-5,76	-5,30	40,61	8,43	-4,28	-3,14	48,50
95	9,84	-3,21	-2,83	52,21	13,58	-1,09	0,29	59,04
99	15,17	0,84	1,38	73,98	22,52	4,19	6,46	78,22
Media	-8,35	-16,88	-16,35	12,46	-8,10	-15,81	-15,05	17,47
Desviación	10,53	8,09	8,24	20,42	12,30	8,38	8,95	22,44
Varianza	110,84	65,38	67,93	417,17	151,19	70,26	80,09	503,34
Asimetría	0,220	0,112	0,047	0,948	0,440	0,277	0,424	0,677
Curtosis	2,379	2,447	2,384	4,151	3,285	2,658	3,945	3,368

Fuente: cálculos de los autores.

Cuadro A1.2: Diferencias salariales para los plenamente ocupados por sexo

	Mujer (porcentaje)							
Estadística	Total	Ingresos	Capacidades	Horas	Total	Ingresos	Capacidades	Horas
1	-25,85	-29,08	-29,41	-21,14	-28,55	-27,87	-27,71	-18,41
5	-21,59	-24,38	-23,81	-13,65	-23,22	-23,58	-22,74	-9,47
10	-18,74	-21,94	-20,66	-9,54	-19,59	-20,84	-19,73	-3,87
25	-13,81	-17,50	-15,87	-1,49	-13,46	-15,75	-14,18	6,51
50	-8,06	-12,50	-10,80	9,37	-5,73	-9,59	-7,24	19,69
75	-1,36	-7,08	-5,04	22,65	3,32	-2,69	1,26	35,01
90	5,25	-1,64	1,64	36,05	12,20	4,31	11,72	49,11
95	8,76	1,67	6,06	45,52	17,25	8,87	18,50	57,08
99	14,68	7,79	13,54	64,78	26,07	16,60	29,82	73,10
Media	-7,36	-12,10	-10,11	11,78	-4,63	-8,80	-5,49	21,41
Desviación	9,11	7,89	8,85	18,31	12,23	9,75	12,36	20,44
Varianza	82,99	62,18	78,35	335,41	149,54	95,09	152,89	417,87
Asimetría	0,29	0,26	0,40	0,74	0,39	0,42	0,75	0,38
Curtosis	2,76	3,07	3,41	3,74	2,89	3,04	3,58	2,95

	Hombre (porcentaje)							
Estadística	Total	Ingresos	Capacidades	Horas	Total	Ingresos	Capacidades	Horas
1	-27,41	-31,45	-31,12	-18,80	-30,47	-31,17	-32,06	-12,90
5	-23,63	-26,95	-26,13	-10,78	-25,78	-27,43	-27,31	-4,00
10	-21,40	-24,63	-23,25	-6,09	-22,85	-25,08	-24,55	1,60
25	-17,24	-20,57	-18,72	2,55	-17,72	-20,78	-19,43	12,07
50	-12,05	-15,89	-13,85	14,29	-11,28	-15,50	-13,34	24,82
75	-6,71	-10,98	-8,91	30,53	-3,84	-9,82	-6,71	41,84
90	-1,26	-6,54	-4,48	47,38	4,29	-4,56	-0,33	58,79
95	2,82	-3,85	-1,72	58,48	10,17	-1,31	3,81	68,98
99	11,26	1,09	3,20	84,23	23,16	4,79	13,14	89,75
Media	-11,54	-15,72	-13,85	18,09	-10,01	-15,07	-12,69	28,02
Desviación	8,07	7,03	7,34	21,68	11,13	7,96	9,73	22,45
Varianza	65,09	49,46	53,95	469,90	123,81	63,34	94,71	504,01
Asimetría	0,53	0,11	-0,01	0,89	0,88	0,30	0,68	0,66
Curtosis	3,54	2,90	2,98	3,96	4,83	2,97	5,51	3,52

Fuente: Cálculos de los autores.

Cuadro A1.3: Forma estructural de la ecuación de selección

	Subempleo subjetivo				Subempleo objetivo			
	Total	Ingresos	Capacidades	Horas	Total	Ingresos	Capacidades	Horas
λ	-35,566***	-29,236***	-24,544***	-14,137***	-16,921***	-15,179***	-14,630***	-13,336***
riesgo individual	14,075***	11,942***	10,276***	6,318***	7,785***	6,727***	6,007***	6,422***
diferencial	-2,327 *	0,324	-8,700***	2,361***	-2,143 **	-4,379***	-11,687***	-1,958 *
edad	2,681***	2,336***	2,102***	1,248***	1,577***	1,366***	1,119***	1,293
edadsq	-0,027***	-0,023***	-0,022***	-0,012***	-0,016***	-0,014***	-0,012***	-0,013
mujer	-2,929***	-3,002***	-3,523***	-0,397	-0,790***	-0,870***	-1,432***	0,554
jefe	3,941***	3,313***	2,565***	1,751***	2,213***	1,745***	0,875***	1,880***
cónyuge	1,111***	0,737***	0,623***	0,180*	0,842***	0,736***	0,726***	0,119 **
aedu	-0,087***	-0,164***	-0,144***	0,078***	-0,034 *	-0,127***	-0,185***	0,026
aedusq	0,002***	0,007***	0,006***	-0,003***	0,003***	0,007***	0,009***	-0,002***
agropecuaria	0,780***	1,094***	0,717***	-0,676***	-0,979***	-0,331***	-0,312***	-2,071***
minas	-0,924***	0,037	-2,075***	-0,132	-1,305***	-0,741***	-1,959***	-2,057***
industria	-1,065***	-0,796***	-0,701***	-0,925***	-0,962***	-0,752***	-0,968***	-1,587***
electricidad	-0,222 **	0,962***	-0,251 **	-2,011***	1,007***	0,999***	-0,092	-0,217
construcción	-11,560***	-9,704***	-7,592***	-5,552***	-6,144***	-5,001***	-4,453***	-5,943***
comercio	-1,674***	-1,284***	-1,058***	-1,520***	-0,947***	-0,652***	-0,936***	-1,675***
transporte	-1,748***	-1,273***	-1,498***	-1,888***	-1,167***	-0,882***	-1,275***	-2,039***
financiero	3,819***	2,812***	2,553***	2,459***	2,061***	1,654***	0,957***	1,968***
inmobiliaria	-0,934***	-0,832***	-0,597***	-0,590***	-0,483***	-0,265***	-0,292***	-1,062***
particular	17,344***	14,354***	12,826***	9,364***	9,327***	7,918***	7,261***	6,710***
gobierno	20,148***	15,932***	13,007***	11,735***	10,176***	7,708***	6,137***	8,151***
doméstico	12,920***	10,647***	10,731***	6,284***	7,327***	6,472***	6,696***	5,277***
cpropia	17,739***	14,569***	13,046***	9,552***	10,110***	8,580***	8,020***	8,248***
patrón	21,278***	17,592***	14,902***	10,225***	11,944***	9,935***	8,467***	10,037***
nh6	1,460***	1,212***	1,042***	0,569***	0,686***	0,541***	0,494***	0,529***
tdh2	-2,243***	-2,039***	-1,705***	-0,892***	-1,140***	-1,022***	-0,908***	-0,822***
td	0,062***	0,057***	0,032***	0,022***	0,035***	0,022***	0,030***	0,046***
linlh	0,092***	0,073***	0,060***	0,036***	0,046***	0,039***	0,033***	0,037***
mujer*hijos	-3,283***	-2,819***	-2,355***	-1,442***	-1,749***	-1,501***	-1,369***	-1,343**
mujer*conyuge	0,651***	0,516***	0,793***	0,399***	-0,092	-0,019	0,575***	0,376***
mujer*jefe	1,083***	0,784***	1,168***	0,548***	0,699***	0,781***	1,704***	0,559***
aedu*mujer	-0,642***	-0,528***	-0,534***	-0,303***	-0,455***	-0,373***	-0,373***	-0,414***
aedusq*mujer	0,044***	0,037***	0,032***	0,018***	0,028***	0,023***	0,017***	0,023***
edad*mujer	0,094***	0,105***	0,198***	0,0278**	0,032 **	0,038***	0,143***	-0,017
edadsq*mujer	-0,001***	-0,002***	-0,003***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,002***	0,000
_cons	-77,152***	-68,082***	-52,785***	-43,217***	-44,984***	-35,842***	-23,292***	-37,305***

Notas: en cada modelo a la variable dependiente se le asigna el valor de 1 para los subempleados y 0 en el caso de los plenamente ocupados. Cálculos de los autores con base en la GEIH. Los símbolos ***, **, * denotan significancia estadística al 1 %, 5 % y 10 % respectivamente.
Fuente: cálculos de los autores.

Cuadro A1.4: Capacidad predictiva del modelo estructural

	Subempleo por insuficiencia de horas		
Predicción	Plenamente ocupados	Subempleados	Total
Plenamente ocupados	263,159	1,008	264,167
Subempleados	3,425	30,496	33,921
Total	266,584	31,504	298,088

Fuente: cálculos de los autores.

Comentarios
Determinantes del subempleo en Colombia: un enfoque por medio de la compensación salarial

Stefano Farné

Tradicionalmente, el subempleo en Colombia se ha asociado con una menor calidad del empleo, sin distinción con respecto a su origen.

Según muestran los autores, los colectivos más afectados por este fenómeno son las mujeres, los jóvenes, los empleados domésticos, los trabajadores por cuenta propia, de la construcción, el transporte y el comercio. Sorprendentemente, todos los niveles educativos presentan altas tasas de trabajadores subempleados.

Al analizar las tendencias y características de este grupo de trabajadores colombianos, y al relacionarlas con el comportamiento de la tasa de desempleo, los autores derivan una interesante intuición: que en realidad "las tres categorías de subempleo (investigadas en las encuestas de hogares colombianas) tienen determinantes distintos" (p. 1.1).

En primer lugar, la anterior afirmación nos induce a reflexionar sobre la propia definición de estas tres modalidades de subempleo encuestadas por el DANE. En efecto, mientras los subempleados por competencias y (bajos) ingresos son personas que desean o buscan cambiar su empleo con el fin de utilizar mejor sus competencias o de mejorar su nivel de ingresos, los subempleados por insuficiencia de horas son personas que desean trabajar más tiempo en su empleo principal o secundario y no necesariamente tienen intención de cambiar de actividad.

El hecho de que, en este último caso, los trabajadores no manifiesten la intención de cambiar de empleo y que al mismo tiempo se observe que sus ingresos por hora trabajada son similares a los de los empleados plenamente ocupados, lleva a los autores a considerarlos como un grupo aparte y a plantear la hipótesis de que exista una compensación en el salario por hora que les retribuya la incertidumbre que ellos enfrentan en cuanto a duración de su trabajo y seguridad de sus ingresos.

Para comprobar esta hipótesis los autores utilizan un modelo econométrico de compensación salarial de los subempleados con respecto a los plenamente ocupados que tiene en cuenta las características de los trabajadores, su aversión al riesgo y su exposición al desempleo.

Encuentran, así, que el riesgo individual de desempleo es siempre mayor para todas las categorías de subempleo frente a los plenamente ocupados, pero que en

el caso de la tipología por insuficiencia de horas este mayor riesgo es compensado por mayores salarios con un premio por hora que oscila entre el 27 % y el 37 % para los subempleados subjetivos y entre el 20 % y el 35 % para los objetivos. Este comportamiento se observa también considerando por separado hombres (28 %) y mujeres (21,4 %).

Por el contrario, en el caso de los subempleados por competencias y (bajos) ingresos no encontraron evidencia de compensación alguna frente a los plenamente ocupados.

Concluyen así que, mientras que para los subempleados por insuficiencia de horas la "subutilización" puede corresponder a una decisión laboral óptima, para los demás subempleados puede que no haya suficiente demanda laboral y, por tanto, que los individuos se vean obligados a aceptar estos trabajos a pesar de que sus salarios no compensan el mayor riesgo que asumen.

Otro hallazgo de interés de la investigación es el efecto positivo que ejerce la tasa de desempleo sobre el subempleo, lo cual permite explicar los rezagos que ha presentado la tasa de subempleo colombiana al terminarse una recesión y disminuir el desempleo: durante las crisis económicas aumenta la participación laboral, lo cual induce a que los individuos acepten trabajos que posteriormente califican como inadecuados, incrementando el subempleo.

La investigación de Puyana, Ramos y Zárate hace una importante contribución a una mejor comprensión del fenómeno del subempleo y del funcionamiento del mercado de trabajo colombiano. Además, abre una nueva perspectiva interpretativa en materia de calidad del empleo, bastante diferente de la tradicional. No todo subempleo es un empleo de mala calidad, aunque quien lo detenta preferiría trabajar más.

17 El desempleo en Pereira: ¿solo cuestión de remesas?

Luis Eduardo Arango
Paola Montenegro
Nataly Obando*

Desde comienzos de 2009 la tasa de desempleo de la ciudad de Pereira[1] se ha ubicado entre las más altas del país. A nuestro juicio, este fenómeno es resultado de problemas tanto de la oferta como de la demanda de trabajo debido a que, por un lado, se observó un aumento significativo en la participación laboral (oferta de trabajo) y, por otro, una caída en la ocupación (demanda de trabajo) la cual, de todas maneras, venía mostrando una dinámica muy pobre en los últimos años.

Para explicar el desempleo en Pereira planteamos dos hipótesis. La primera, que la participación laboral ha respondido al comportamiento de las remesas provenientes de España, las cuales han disminuido debido a la difícil situación económica por la que ha atravesado dicho país al cual emigraron muchos trabajadores colombianos desde los años noventa[2]. Tanto la magnitud como la variación de las remesas tienen efectos importantes sobre el mercado laboral urbano de Colombia,

* Los autores agradecen a un evaluador anónimo por sus valiosas sugerencias, a Carmiña Vargas por sus comentarios y recomendaciones, a Emma Monsalve por su asistencia en materia de información y a los asistentes a los seminarios de la Universidad Autónoma Latinoamericana-Medellín, Universidad de la Salle y Banco de la República.

[1] Las estadísticas incluyen también los municipios de Dosquebradas y La Virginia, por lo que en el documento siempre que se hable de Pereira se hace referencia también a estos dos municipios vecinos. Toda la información se basa en las encuestas de hogares del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), así: de enero de 2001 a junio de 2006 en la encuesta continua de hogares (ECH) y de agosto de 2006 a diciembre de 2009 en la gran encuesta integrada de hogares (GEIH).

[2] Los Estados Unidos también han sido un destino importante de los emigrantes del Eje Cafetero.

pero principalmente de Pereira, debido a que esta ciudad recibe una gran proporción de lo que llega al país por este concepto[3].

Al disminuir los recursos que reciben los hogares en Colombia por concepto de remesas enviadas por sus familiares, algunos integrantes de dichos hogares se han visto en la necesidad de salir a trabajar o a buscar una ocupación; en eso consiste al aumento de la participación laboral. Las remesas reducen los incentivos a participar en el mercado de trabajo por el aumento del salario de reserva de los trabajadores secundarios del hogar y el aumento de la probabilidad de desánimo de los desocupados[4].

Las remesas también permiten a sus receptores financiar períodos de tiempo más largos de búsqueda de empleo, lo cual debería reducir los niveles de subempleo por ingresos y competencias en el mediano y largo plazos[5] (Garay y Rodríguez, 2005). Así mismo, las remesas son utilizadas por las familias para cubrir necesidades básicas de alimentación, educación, vivienda, etc., además de constituir una fuente alterna de ingresos durante las fases de recesión del ciclo económico (Cadena y Cárdenas, 2004).

La participación laboral también pudo haber aumentado por el retorno de quienes habían emigrado al exterior años atrás y que venían enviando remesas. Finalmente, aunque el tipo de cambio (pesos por euro) también pudo contribuir con la reducción en los ingresos de las familias beneficiarias de las remesas y haber afectado la decisión de participar, la caída en las remesas es, a nuestro juicio, la principal razón para que la tasa de desempleo haya aumentado de la forma como lo ha hecho recientemente.

El enfoque empírico para examinar la primera hipótesis (el aumento de la oferta laboral en Pereira, asociado con la caída en las remesas) es bastante simple. Se busca establecer los determinantes de la probabilidad de participar en el mercado laboral urbano (trece áreas) mediante un modelo *probit*; nuestra innovación es la

---

[3] Según el Ministerio de Relaciones Exteriores, Pereira es una de las ciudades con mayor experiencia migratoria internacional en el país, pues cerca de 14,5 % de los hogares tienen al menos un miembro que reside en el exterior; de estos, 77 % se localizan en España (Organización Internacionl para las Migraciones, 2005). Información de la encuesta sobre emigración internacional y remesas familiares en el Área Metropolitana Centro-Occidente (AMCO) aplicada por el DANE en julio de 2004, sugiere que las remesas del exterior representan 10,0 % de los ingresos totales de los hogares de ese entonces.

[4] En Fajnzylber y López (2008) se estudian distintos aspectos sobre el tema de remesas; Sánchez (2008) analiza las dimensiones asociadas con la pobreza. Cárdenas, Medina y Trejos (2010) encuentran efectos en la participación en el mercado de trabajo que varían dependiendo del enfoque empírico. Por un lado, encuentran que no hay un efecto significativo de las remesas en la participación laboral de las familias que tienen migrantes, al tiempo que identifican un efecto negativo en la participación laboral.

[5] Una pregunta que surge, cuya respuesta se aleja del objetivo de este documento, tiene que ver con el nivel educativo de los emigrantes del Eje Cafetero hacia España y la vulnerabilidad de sus ocupaciones (y por ende de las remesas) al ciclo económico. Es posible que, desde el punto de vista de España (y los Estados Unidos), se esté presentando una selección negativa de los inmigrantes (Borjas, 2000 capítulo 9; Medina y Posso, 2009) y que los trabajadores colombianos en ese país sean de los primeros en ser despedidos en momentos de crisis.

inclusión, como explicación de la probabilidad de participar, de la tasa de desempleo de España (uno de los principales receptores de inmigrantes del Eje Cafetero) y del tipo de cambio (pesos por euro). Para el período posterior a junio de 2006, fecha de inicio de la aplicación de la GEIH, se incluyó el valor de las remesas por hogar, ya que esta contiene una pregunta específica al respecto. Los resultados se ajustan a la predicción teórica: ambas, tasa de desempleo de España y remesas, afectan la probabilidad de participar en el mercado laboral, con más fuerza en el caso de Pereira que en las doce áreas restantes.

Por su parte, la segunda hipótesis plantea que la tasa de desempleo es reflejo de la escasa dinámica de la demanda de trabajo vista mediante la tasa de ocupación, la cual viene en descenso y ha permanecido estancada desde 2006. Creemos que este comportamiento está estrechamente relacionado con la calidad de la mano de obra, su potencial en materia de productividad y los aumentos del salario mínimo. Sobre lo anterior, debe tenerse en cuenta que la fuerza de trabajo en Pereira tiene un nivel educativo que es inferior al promedio de trece áreas; por ello, es posible que la demanda de trabajo no haya crecido de manera vigorosa debido a que los aumentos en el salario mínimo no han sido compatibles con el aumento en la productividad de una mano de obra con baja escolaridad.

Esta hipótesis, que la demanda de trabajo tiene escasa dinámica debido al aumento desproporcionado de los salarios que se deben pagar a una masa de trabajadores con menor escolaridad relativa, se verifica realizando regresiones tipo panel con información mensual de trece áreas, donde la tasa de ocupación de los particulares que trabajan cuarenta horas o más a la semana por ciudad (como *proxy* de la demanda de trabajo) es la variable dependiente. Las fuentes básicas de información son la ECH desde enero de 2001 a junio de 2006 y la GEIH entre agosto de 2006 y diciembre de 2009[6].

El artículo tiene cuatro secciones aparte de esta introducción; la primera hace una revisión de algunos hechos del mercado laboral de la ciudad de Pereira. La segunda, analiza el problema por el lado de la oferta y verifica la hipótesis de que la participación laboral ha aumentado debido a la caída de los ingresos no laborales de las familias asociados con las remesas provenientes de España. Las mismas cayeron producto de la difícil situación económica por la que atraviesan dichos países a los cuales habían emigrado muchos trabajadores colombianos, algunos de los cuales tomaron la decisión de regresar. Además, presenta y discute las estimaciones de los modelos *probit*. La tercera sección describe el problema por el lado de la demanda de trabajo, y presenta y discute los resultados del modelo

[6] Se hace distinción entre las fuentes de información porque con la GEIH vinieron cuatro cambios importantes que dificultan la fusión de los datos: i) cambio de informante idóneo a informante directo; ii) paso de un mecanismo (manual) de captura de la información en papel físico a un dispositivo electrónico; iii) conjugación de (partes de) tres encuestas (ECH, Ingresos y Calidad de vida) en una sola, por lo que se presenta ampliación del formulario; y, por último, iv) ampliación del marco muestral de 13 a 24 ciudades con un total de 62.000 hogares: 30.000 en trece áreas, 14.400 en el resto y 17.600 en once ciudades. Sin embargo, ni la metodología de las preguntas ni las definiciones cambian de una encuesta a otra. La información de julio de 2006 no se incluyó debido a movimientos que consideramos erráticos en algunas variables.

panel de la tasa de ocupación. Finalmente, la cuarta plantea algunas conclusiones y propone unas recomendaciones de política derivadas de esta investigación.

1. ¿Qué ha pasado en el mercado de trabajo de Pereira?: algunos síntomas

La tasa de desempleo refleja desbalances entre la oferta (tasa global de participación [TGP]) y la demanda de mano de obra (tasa de ocupación [TO]). Si la primera es mayor que la segunda, como suele suceder, habrá desempleo. La TGP es una variable que resulta de dividir la población económicamente activa[7] por la población en edad de trabajar[8]. En el panel A del Gráfico 17.1 se observa que, si bien hasta principios de 2006 la TGP de Pereira tuvo un comportamiento muy similar en nivel y tendencia al promedio de doce áreas[9], a partir de ese año se produjo una disminución de casi cinco puntos porcentuales (pp); posteriormente, desde finales de 2008 dicha variable presentó un aumento brusco, dando lugar a la pregunta: ¿qué pasó entre 2006 y 2009 para que cambiara su comportamiento?

La TO resulta de dividir la población ocupada por la población en edad de trabajar. El panel B del Gráfico 17.1 muestra que antes de 2006 la TO de Pereira se mantenía ligeramente por debajo del promedio de doce áreas, pero a partir de ese año la diferencia se amplió. En este caso, como en el de la oferta, también hay unos hechos por explicar. Por ejemplo, ¿por qué la TO de Pereira se mantenía de manera persistente por debajo del promedio de doce áreas? ¿Por qué cayó en el año 2006 y por qué se ha mantenido allí?

La tasa de desempleo (υ) se obtiene al relacionar la TGP y la TO, así: $\upsilon = [1 - (TO/TGP)]$. En el caso de Pereira, esta ha estado siempre por encima de la de doce áreas, pero a principios del año 2009 tuvo un aumento notable al pasar de 14,5 % en enero a 20,4 % en diciembre (Gráfico 17.1 panel C).

En el Gráfico 17.2 se observa que, entre 2001 y 2009, la composición promedio de la PEA por grupos de edad en Pereira difiere de la de doce áreas en más de 1 pp, para todos los grupos de edad, excepto en el de 36 a 45 años, para el que la diferencia es menor. En Pereira los grupos de 12 a 25 años y de más de 45 tienen mayor presencia que en las demás ciudades en promedio, mientras que en los grupos intermedios de edad (26-35 y 36-45 años) sucede lo contrario.

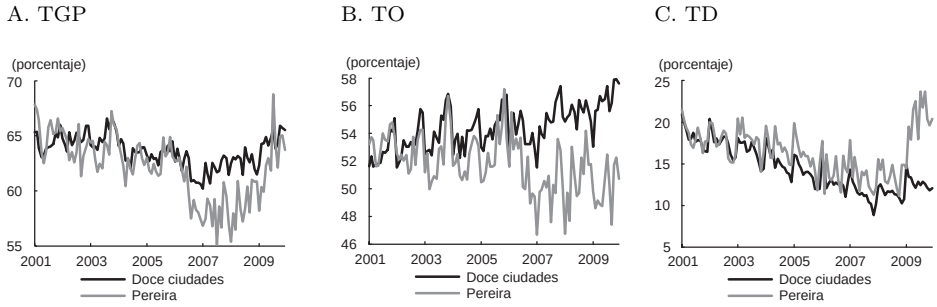
---

[7] Es la fuerza laboral y se define como la suma de los ocupados (quienes trabajan) y los desocupados (quienes están buscando empleo).

[8] En las zonas urbanas son las personas de 12 años de edad o más; en las rurales, las de 10 años o más.

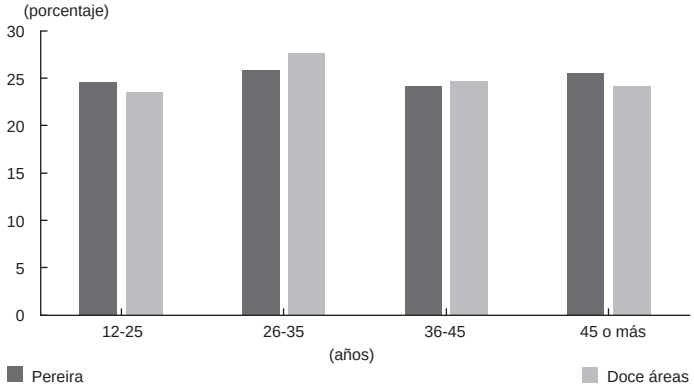
[9] Las doce áreas son: Bogotá, D.C; Medellín-Valle de Aburrá; Cali-Yumbo; Barranquilla-Soledad; Bucaramanga-Girón-Pie de Cuesta-Floridablanca; Manizales-Villamaría; Pasto; Cúcuta-Villa del Rosario-Los Patios-El Zulia; Ibagué; Montería; Cartagena, y Villavicencio. La participación de la población de la ciudad de Pereira y su área metropolitana comparada con doce áreas es muy baja: la PEA de Pereira es 3 %, los ocupados son 3 % y los desocupados 3,4 %, por lo que el comportamiento de doce áreas es muy similar al promedio de trece áreas y áreas metropolitanas.

Gráfico 17.1: Indicadores básicos de cantidades en el mercado de trabajo de Pereira, 2001 a 2009



Nota: TGP: tasa glopal de participación; TO: tasa de ocupación; TD: tasa de desempleo.
Fuente: DANE(ECH y GEIH); cálculos de los autores.

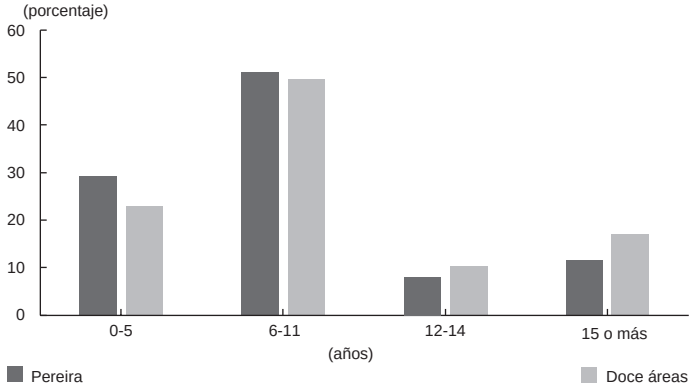
Gráfico 17.2: PEA por edades, 2001 a 2009



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

En cuanto a escolaridad (Gráfico 17.3), en Pereira la participación de las personas que tienen hasta cinco años de estudio (asociados con educación primaria) es mucho mayor que en doce áreas. Por el contrario, la participación de personas con niveles superiores de educación (12 a 14 y 15 o más años) es inferior a la de doce áreas. Este es un hecho que debería alertar a las autoridades y a los gremios de la producción, ya que si el nivel educativo se utiliza como *proxy* de la capacidad de absorción de cambio técnico, Pereira registra rezagos en esa materia: nuestros cálculos sugieren que en Pereira la población tiene un año menos de educación que en el resto de las ciudades, aunque esa diferencia ha venido cayendo y hoy se ubica en cerca de 0,8 años.

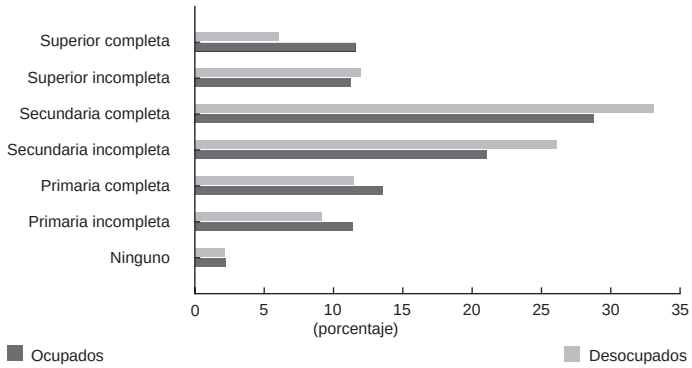
Gráfico 17.3: PEA según años de estudio, 2001 a 2009



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

Cuando la PEA se desagrega en ocupados y desocupados por nivel educativo, entre 2006 y 2009 (Gráfico 17.4) se puede observar una concentración de estos en los niveles de secundaria (completa e incompleta), donde los desocupados superan la proporción de ocupados en más de 9 pp. Así mismo, se tiene que mientras 11,6 % de los ocupados tienen educación superior completa, esta proporción solo llega a 6,1 % en el caso de los desocupados.

Gráfico 17.4: Ocupados y desocupados según nivel educativo en Pereira. 2006:6-2009:6



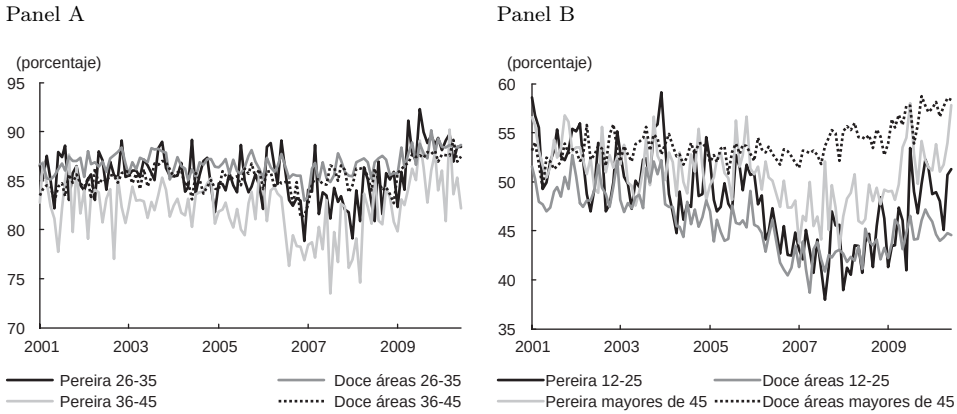
Fuente: DANE: ECH-GEIH; cálculos de los autores.

1.1. Participación

El Gráfico 17.5 muestra la evolución de la TGP por grupos de edad: en el panel A se presentan los grupos de mayor participación laboral (los grupos de personas

entre 26 y 35, y entre 36 y 45 años) y en el panel B los más jóvenes (personas de 12 a 25 años), y los mayores de 45 años.

Gráfico 17.5: TGP por grupos de edad, 2001 a 2009



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

La información del Gráfico 17.5 se complementa con el Cuadro 17.1, donde se presentan los valores promedio de las variaciones de la TGP por grupos de edad en períodos recientes. Durante la caída de la TGP entre 2005 y 2006 la mayor contracción la experimentó el grupo de 12 a 25 años (-1,61 pp) seguido del grupo de personas de más de 45 años de edad. Después de 2006 la TGP ha estado creciendo; es decir, el ritmo de ingreso de las personas a la PEA ha sido superior al ritmo de crecimiento de la PET.

En el año 2009 el crecimiento anual de la TGP fue 4,07 pp superior, pero se destaca la TGP del grupo de 26 a 35 años, la cual estuvo 4,38 pp por encima de la del año 2008. Lo anterior sugiere que el desplazamiento de la función oferta de trabajo de las personas de este grupo de edad en 2009, ante un cambio en el ingreso no laboral (la caída en las remesas), fue mayor que para los demás grupos de edad. En doce áreas el mismo grupo experimentó un aumento de 1,31 pp en 2009.

La mayor reacción en participación desde 2007 hasta diciembre de 2009, a juzgar por la variación anual, la tuvieron los grupos de 26 a 35 y de 36 a 45 años. Entre 2008 y 2009 las personas mayores de 36 años fueron quienes tuvieron la mayor respuesta y, por la edad de este grupo, no es previsible que su contribución al desempleo se reduzca fácilmente en el futuro cercano, ya que se trata de personas de menor adaptabilidad al cambio y a las nuevas necesidades técnicas reportadas por las firmas en relación con los del grupo anterior. Por ello, se espera que, en cuanto a este grupo, la diferencia de la tasa de desempleo con respecto a trece áreas no va a disminuir con facilidad en el futuro cercano, a menos que el flujo de remesas, o algún otro determinante, cambie en forma notoria.

Cuadro 17.1: Variación promedio (en puntos porcentuales) de la TGP por grupos de edad

Variación TGP / grupo de edad		12-25 años	26-35 años	36-45 años	Más de 45 años	Total TGP
			Pereira			
2005:I-2006:XII	Anual	-1,61	-0,45	-0,78	-0,80	-1,31
	Mensual	-0,42	-0,13	-0,16	0,00	-0,20
2007:I-2009:XII	Anual	0,38	1,17	1,14	0,74	0,90
	Mensual	0,18	0,29	0,20	0,10	0,17
2008:I-2009:XII	Anual	2,03	2,33	2,92	2,62	2,44
	Mensual	0,24	0,31	0,33	0,35	0,28
2009:I-2009:XII	Anual	3,90	4,38	3,67	3,84	4,07
	Mensual	0,43	0,39	0,27	0,19	0,24
			Doce áreas			
2005:I-2006:XII	Anual	-1,41	-0,30	-0,29	-0,22	-0,80
	Mensual	-0,20	-0,15	-0,12	-0,07	-0,14
2007:I-2009:XII	Anual	0,39	0,69	0,96	1,17	0,89
	Mensual	0,09	0,18	0,15	0,14	0,14
2008:I-2009:XII	Anual	1,44	1,03	1,03	1,59	1,33
	Mensual	0,14	0,16	0,13	0,21	0,17
2009:I-2009:XII	Anual	2,06	1,31	2,27	1,73	1,95
	Mensual	0,27	0,29	0,35	0,36	0,34

Nota: la TGP se calculó como la PEA del grupo de edad respectivo / PET total.
Fuente: DANE (ECH y GEIH); cálculos de los autores.

Se observa igualmente en el Gráfico 17.5 y el Cuadro 17.1 que los movimientos de la TGP de Pereira, por grupos de edad, han sido consistentes con los de la TGP de las doce áreas restantes. Es decir, el impacto del ciclo económico y de otras variables, como las remesas, ha sido cualitativamente el mismo en Pereira y en el resto de las más importantes áreas urbanas del país; sin embargo, cuantitativamente, el impacto ha sido mayor en Pereira: la caída de la TGP fue mayor en 2005-2006 y su recuperación fue también mayor en el año 2009.

El Cuadro 17.2 contiene la variación de la TGP clasificada por años de escolaridad[10]. Se destaca la disminución entre 2005 y 2006 de la TGP de personas con educación entre cero y cinco años y con quince o más años. En las doce áreas restantes las disminuciones anuales no fueron tan grandes. Se observa, así mismo, que en 2009 la mayor reacción en cuanto a participación laboral la tuvieron personas con educación de 12 a 14 años (8,4 pp) y de 0 a 5 años (5,6 pp).

De los cuadros 17.1 y 17.2 se concluye que entre 2005 y 2006 hubo una recomposición de la oferta laboral al ganar importancia los grupos de edad de 26 a 35 años y de 36 a 45 años. La participación del primero de ellos fue la que más reaccionó al alza en el año 2009. Por otro lado, los grupos de cero a cinco años

[10] En este caso, el denominador de la TGP es la PET del mismo grupo de la PEA; es decir, la TGP del grupo i, TGP_i, se calcula como $\frac{PEA_i}{PET_i}$ con i = 0-5, 6-11, 12-14, 15 o más años de educación. Esta TGP es diferente de la correspondiente al Cuadro 17.1 en la que el denominador, la PET total, es el mismo para todos los grupos de edad.

de educación y de quince años o más fueron los de mayor contracción entre 2005 y 2006, pero los que más respondieron a la caída reciente en el salario de reserva fueron los grupos con 12 a 14 años y 0 a 5 años de educación.

Cuadro 17.2: Variación promedio (en puntos porcentuales) de la TGP (con PET particular de cada grupo) según escolaridad

Variación TGP / grupo escolar		0-5 años	6-11 años	12-14 años	15 años o más	TGP total
			Pereira			
2005:I-2006:XII	Anual	-1,95	-0,88	-0,73	-1,84	-1,31
	Mensual	-0,06	-0,27	-0,25	-0,29	-0,20
2007:I-2009:XII	Anual	0,85	0,41	3,01	0,95	0,90
	Mensual	0,08	0,20	0,28	0,08	0,17
2008:I-2009:XII	Anual	3,05	1,70	4,79	1,86	2,44
	Mensual	0,16	0,28	0,56	0,41	0,28
2009:I-2009:XII	Anual	5,69	3,33	8,43	4,71	4,07
	Mensual	0,24	0,25	0,82	0,21	0,24
			Doce áreas			
2005:I-2006:XII	Anual	-1,07	-0,86	0,25	-0,97	-0,80
	Mensual	-0,13	-0,15	-0,10	-0,13	-0,14
2007:I-2009:XII	Anual	0,91	0,69	1,96	0,62	0,89
	Mensual	0,17	0,10	0,18	0,09	0,14
2008:I-2009:XII	Anual	1,55	1,24	2,20	1,21	1,33
	Mensual	0,19	0,17	0,25	0,13	0,17
2009:I-2009:XII	Anual	2,96	2,06	3,58	1,03	1,95
	Mensual	0,58	0,24	0,33	0,14	0,34

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

1.2. Ocupación

La composición de la ocupación[11] también cambió (Cuadro 17.3). Entre 2005 y 2006 la importancia relativa de los particulares en la ocupación total aumentó (básicamente la de quienes trabajan cuarenta horas o más a la semana); mientras que la de los demás tipos de ocupados cayó, siendo la diminución de los patrones o empleadores la más importante. En cualquier caso, el aumento en la importancia relativa de los particulares en la ocupación total de Pereira (0,46 pp) fue inferior al que se registró, en esa época, en doce áreas, donde el aumento en puntos porcentuales fue 0,91.

[11] Los ocupados, por posición ocupacional, se clasifican en: particulares, trabajadores del gobierno, cuenta propia, patrones o empleadores, servicio doméstico, trabajadores familiares sin remuneración y jornaleros o peones.

Cuadro 17.3: Variación promedio (en puntos porcentuales) de la TO (con PET total) por posición ocupacional

Variación TO / posición ocupacional		Total	Particular 40 horas < =	Particular < 40 horas	Gobierno	Servicio doméstico	Cuenta propia	Patrón o empleador	Familiar sin remuneración	TO total
					Pereira					
2005:I-2006:XII	Anual	0,46	0,53	-0,07	-0,01	-0,13	-0,24	-0,50	0,01	-0,24
	Mensual	-0,11	-0,08	-0,02	-0,01	0,02	0,01	-0,07	-0,02	-0,15
2007:I-2009:XII	Anual	-0,66	-0,34	-0,32	-0,21	-0,12	0,57	-0,04	-0,11	-0,54
	Mensual	-0,01	0,00	-0,01	-0,02	-0,05	0,06	0,00	0,02	0,04
2008:I-2009:XII	Anual	-0,80	-0,62	-0,19	-0,29	-0,20	0,82	0,22	0,12	-0,05
	Mensual	-0,04	-0,03	-0,01	-0,03	0,00	0,02	0,01	0,05	0,03
2009:I-2009:XII	Anual	-1,10	-0,43	-0,67	-1,03	0,07	1,34	0,20	-0,21	-0,63
	Mensual	-0,02	-0,04	0,02	-0,09	0,08	0,04	-0,11	-0,01	-0,09
					Doce áreas					
2005:I-2006:XII	Anual	0,91	0,92	-0,01	-0,15	-0,10	-0,09	-0,21	-0,19	0,07
	Mensual	-0,01	0,02	-0,03	-0,02	-0,03	0,00	-0,05	-0,02	-0,12
2007:I-2009:XII	Anual	-0,42	-0,05	-0,36	-0,17	-0,11	1,17	0,02	0,07	0,81
	Mensual	-0,02	-0,01	-0,01	0,01	0,00	0,12	0,01	0,02	0,13
2008:I-2009:XII	Anual	-0,68	-0,49	0,19	-0,20	-0,04	1,43	0,08	0,12	0,71
	Mensual	-0,01	0,00	0,00	-0,01	0,00	0,12	-0,02	0,02	0,10
2009:I-2009:XII	Anual	0,42	0,26	0,16	-0,14	0,04	0,37	-0,06	0,18	0,89
	Mensual	0,07	0,04	0,03	-0,02	0,03	0,03	0,01	0,04	0,23

Nota: no se tomó en cuenta el grupo de jornaleros y peones.
Fuente: DANE (ECH y GEIH); cálculos de los autores.

En 2009 la estructura de la ocupación en Pereira mostró que los particulares decrecieron 1,10 pp en relación con 2008 y los empleados del gobierno lo hicieron 1,03 pp. Por su parte, los llamados cuenta propia y los patrones o empleadores aumentaron en proporción en el total de los ocupados. En consecuencia, la demanda de trabajo, vista por medio de la tasa de ocupación, ha mostrado una dinámica muy pobre, fundamentalmente en el caso de los particulares que son los asimilados al trabajo asalariado.

En el Cuadro 17.4 se presentan los cálculos de la tasa de ocupación (ocupados/PET) por años de escolaridad. La particularidad es que, al igual que en el Cuadro 17.2, la PET corresponde al mismo tipo de personas que los ocupados del numerador[12].

Cuadro 17.4: Variación promedio (en puntos porcentuales) de la TO (con PET particular de cada grupo), según escolaridad

Variación TO / escolaridad		0-5 años	6-11 años	12-14 años	15 años o más	TO total
			Pereira			
2005:I-2006:XII	Anual	-0,74	0,22	-0,15	1,08	-0,24
	Mensual	-0,01	-0,18	-0,32	-0,32	-0,15
2007:I-2009:XII	Anual	-0,60	-0,92	1,24	0,56	-0,54
	Mensual	-0,07	0,05	0,22	0,05	0,04
2008:I-2009:XII	Anual	0,63	0,78	1,89	-0,66	-0,05
	Mensual	-0,03	-0,01	0,21	0,20	0,03
2009:I-2009:XII	Anual	1,07	-1,53	3,31	0,87	-0,63
	Mensual	-0,20	0,01	0,38	0,03	-0,09
			Doce áreas			
2005:I-2006:XII	Anual	-0,31	0,05	1,84	-0,30	0,07
	Mensual	-0,09	-0,13	-0,03	-0,20	-0,12
2007:I-2009:XII	Anual	0,81	0,67	1,69	0,64	0,81
	Mensual	0,15	0,10	0,17	0,13	0,13
2008:I-2009:XII	Anual	1,00	0,58	1,16	1,02	0,71
	Mensual	0,10	0,11	0,12	0,12	0,10
2009:I-2009:XII	Anual	1,90	1,01	2,01	0,30	0,89
	Mensual	0,53	0,10	0,11	0,17	0,23

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

Entre 2005 y 2006 la mayor caída en la tasa de ocupación correspondió a las personas con educación de 0 a 5 años y, si bien su reacción en 2009 es importante, no iguala al aumento en la tasa de ocupación de las personas de 12 a 14 años de educación. En el año 2009 la tasa de ocupación de las personas que tienen bachillerato completo e incompleto (seis a once años de educación) cayó en relación con el año anterior, mientras que en doce áreas la tasa de ocupación de todos los niveles de educación aumentó. La TGP y la TO de las personas que tienen entre

[12] Así, los ocupados, O, aparecen relacionados con la oferta potencial ($PET = PEA+$ población inactiva) que tiene un número específico de años de educación. En consecuencia, la tasa de ocupación del grupo i, TO_i, es igual a O_i/PET_i, i = 0-5, 6-11, 12-14 y 15 o más años de educación.

cero y cinco años de educación cayeron en los años 2005 y 2006; sin embargo, dado que la mayor caída estuvo en la participación, la tasa de desempleo de este grupo disminuyó, al igual que la de los demás grupos de población. Más recientemente, en 2009 la situación se revirtió, ya que el aumento en la oferta fue muy superior al de la demanda, principalmente en el grupo de menor educación.

1.3. Desempleo

El Gráfico 17.6 presenta información sobre el desempleo de cesantes y aspirantes por grupos de edad[13]. Debe tenerse en cuenta que hasta 2008 las tasas de desempleo en Pereira eran similares al promedio de doce áreas; pero a comienzos de 2009 se presenta un incremento de la tasa de desempleo de cesantes y aspirantes que la ubica muy por encima. La tasa de desempleo de aspirantes aumentó para el grupo de edad de 12 a 25 años[14]; para los cesantes la tasa de desempleo más alta fue la de los jóvenes, ubicándose al final del período por encima de 30 %. Se destaca el incremento de la tasa de desempleo de los viejos, que pasó de 9 % a 14 %.

Con más precisión, el Cuadro 17.5 sugiere que el mayor incremento en la tasa de desempleo de cesantes se produjo en el grupo de 12 a 25 años de edad seguido del grupo de personas mayores de 45 años; sin embargo, al observar lo que sucedió en 2009 cuando las diferencias fueron marginales, puede decirse que el desempleo en la ciudad de Pereira está afectando a todos los grupos de edad.

1.4. Salarios

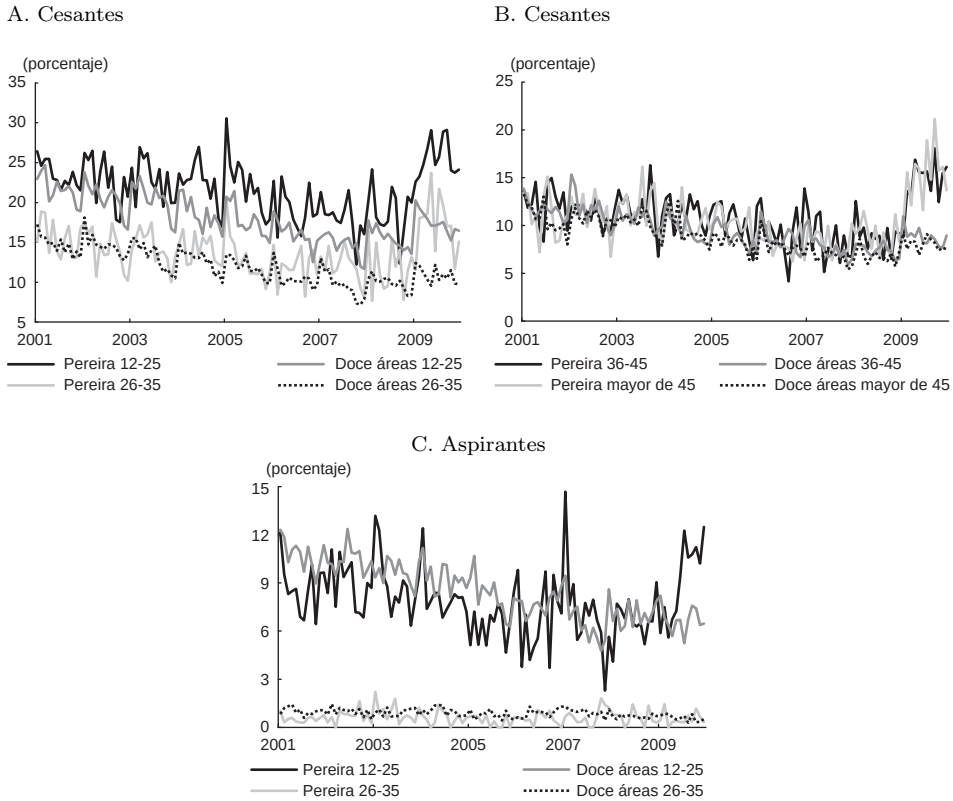
En el Gráfico 17.7 se observa el comportamiento de los salarios, tanto en términos absolutos como en relación con el promedio de trece áreas, de quienes tienen la condición de asalariados (particulares) y trabajan cuarenta horas o más a la semana (asalariados particulares del sector privado que trabajan tiempo completo [APTC]). Allí se destacan varias cosas. En primer lugar, el salario real por hora de los APTC de Pereira es siempre inferior al promedio de trece áreas; es probable que esto tenga relación con el hecho de que la población tiene menor educación promedio, lo cual, a juicio de las firmas, podría traducirse en menor productividad de la mano de obra. En segundo lugar, entre 2005 y 2008 tuvo un leve incremento. En términos relativos (panel A) el crecimiento se observa más claramente entre 2007 y comienzos de 2009. Por otra parte, para continuar presentando evidencia de que la mano de obra ha podido encarecerse, el Gráfico 17.8 muestra la evolución del salario mínimo en términos reales en la ciudad de Pereira.

El Gráfico 17.9 presenta los asalariados (APTC) como proporción de los ocupados en cada una de las trece áreas y el promedio de las mismas. Bogotá, Medellín, Manizales y Pereira han tenido una mayor proporción de asalariados frente al

[13] Se consideran cesantes quienes se encuentran buscando empleo, pero que ya han trabajado antes por lo menos dos semanas consecutivas; mientras que aspirantes son aquellas personas que, por primera vez, están buscando trabajo.

[14] Los demás grupos de edad tienen, en la práctica, muy pocos aspirantes.

Gráfico 17.6: TD por grupos de edad, 2001 a 2009



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

resto de las ciudades. La menor proporción ha correspondido a Cartagena, Montería, Villavicencio y Pasto. Con esto, Pereira muestra, entonces, una población con menor nivel educativo, un salario real por hora inferior, un salario mínimo real creciente y una mayor proporción de asalariados (Gráfico 17.8).

1.5. Subempleo

Otro hecho del mercado de trabajo en Pereira en la década pasada, y que contribuye con su diagnóstico, es la evolución del subempleo objetivo. Garay y Rodríguez (2005) sostienen que las remesas permiten a sus receptores financiar períodos de búsqueda de empleo más largos, lo cual debería reducir los niveles de subempleo por ingresos y competencias en el mediano y largo plazos.

El panel A del Gráfico 17.10 muestra la evolución de la tasa de subempleo por ingresos, por horas y por capacidades en Pereira, mientras que los paneles restantes relacionan las tasas de subempleo de esta ciudad con el promedio de las otras doce áreas.

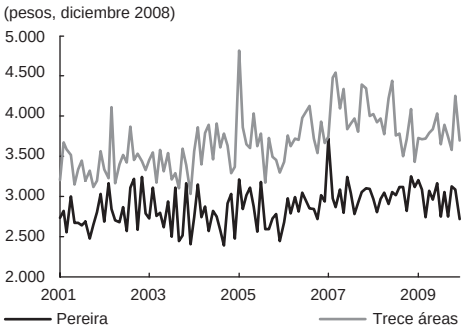
Cuadro 17.5: Variación promedio (en puntos porcentuales) de la TD por grupos de edad

Variación TD/ grupo de edad		12-25 años		26-35 años	36-45 años	Más de 45 años	Total		
		TDA	TDC	TDC	TDC	TDC	TDA	TDC	TD
					Pereira				
2005:I-	Anual	-0,71	-1,59	-1,14	-0,73	-1,21	-0,24	-1,24	-1,37
2006:XII	Mensual	0,00	0,07	-0,05	0,13	-0,14	0,02	0,02	0,04
2007:I-	Anual	0,78	2,10	1,77	1,56	2,32	0,17	1,89	2,04
2009:XII	Mensual	0,15	0,15	0,11	0,06	0,20	0,04	0,14	0,18
2008:I-	Anual	1,01	3,80	2,56	3,11	3,41	0,22	3,17	3,39
2009:XII	Mensual	0,29	0,34	0,29	0,39	0,15	0,06	0,29	0,34
2009:I-	Anual	2,44	6,70	5,31	5,68	6,23	0,56	5,93	6,49
2009:XII	Mensual	0,29	0,34	0,16	0,58	0,45	0,08	0,38	0,46
					Doce áreas				
2005:I-	Anual	-0,08	-1,30	-1,19	-0,47	-0,09	-0,26	-1,02	-1,19
2006:XII	Mensual	0,01	0,02	-0,01	0,08	-0,03	0,00	0,00	0,00
2007:I-	Anual	-0,36	0,49	0,15	0,06	0,06	-0,15	0,14	-0,03
2009:XII	Mensual	0,07	0,03	0,00	-0,03	0,02	-0,02	0,01	-0,02
2008:I-	Anual	0,04	1,41	0,63	0,60	0,62	-0,05	0,78	0,73
2009:XII	Mensual	-0,09	0,20	0,08	0,10	0,07	-0,03	0,11	0,08
2009:I-	Anual	-0,28	2,00	1,02	1,40	1,22	-0,08	1,39	1,30
2009:XII	Mensual	-0,12	0,24	0,11	0,20	0,02	-0,03	0,14	0,11

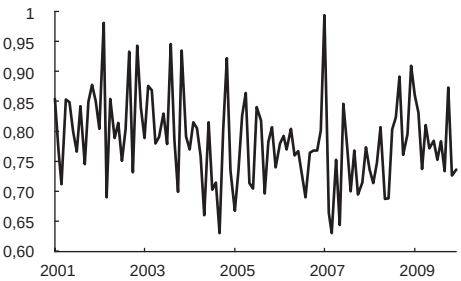
Nota: TDC: tasa de desempleo de cesantes y TDA: tasa de desempleo de aspirantes.
Fuente: DANE (ECH y GEIH); cálculos de los autores.

Gráfico 17.7: Relación salario real por hora de los trabajadores privados de Pereira y trece áreas

A. Salarios



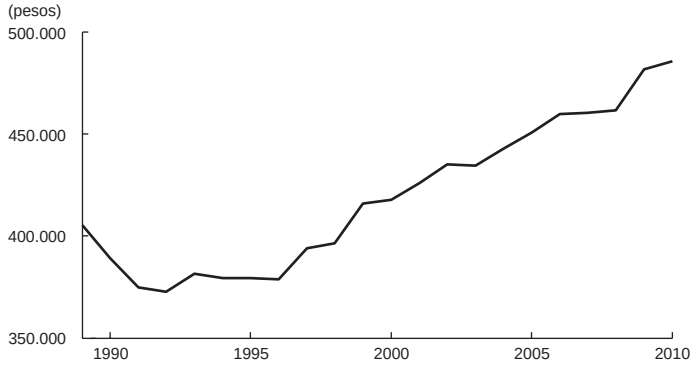
B. Salarios relativo Pereira/trece áreas



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

Entre 2005 y 2006 el subempleo por ingresos tuvo un movimiento que sugiere que, al menos, algún determinante fundamental cambió, aunque no de manera persistente, ya que de niveles superiores a 10 % pasó a 4 %, y luego comenzó a revertirse de forma continua hasta ubicarse de nuevo por encima de 10 %. En cuanto al subempleo por horas, es notable la caída desde niveles cercanos a 8 %

Gráfico 17.8: Salario mínimo real en Pereira



Fuentes: Ministerio de la Protección Social, DANE y Banco de la República; cálculos de los autores.

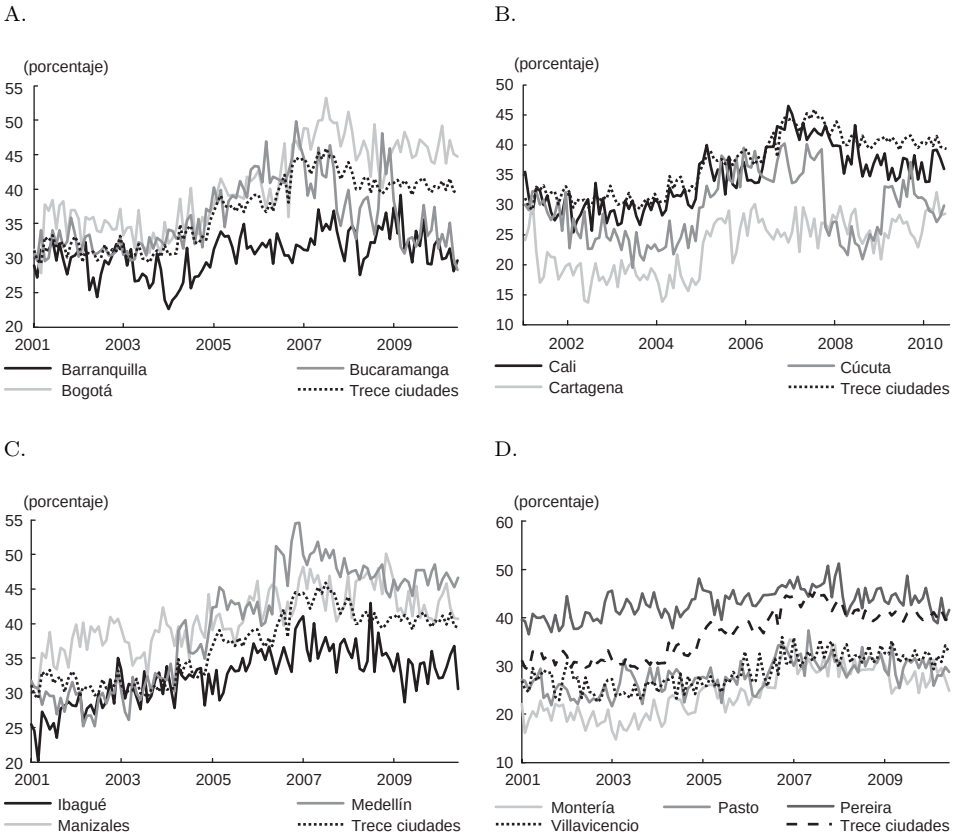
a niveles inferiores a 4 % y su posterior estabilización. Finalmente, el subempleo por capacidades registró en 2006 un aumento rápido hasta ubicarse cerca de 6 % y, posteriormente, una caída.

En el panel B del Gráfico 17.10 se observa que el subempleo por ingresos tiene un comportamiento compatible con el de la participación laboral: una caída en el año 2006 y un aumento posterior. Acá se pueden hacer dos conjeturas alternativas. En primer lugar, el comportamiento de la participación en nuestro análisis está, aparentemente, relacionado con el flujo de remesas, por lo que este último permitía a los pereiranos tomarse más tiempo en la búsqueda de un trabajo e hicieran asignaciones más eficientes de sus horas de trabajo, de allí la caída en el subempleo por ingresos (y por capacidades). Una segunda conjetura es la que la tasa de subempleo por ingresos cayó, en relación con doce áreas, debido a una confusión de los pereiranos a la hora de responder las encuestas, ya que al contar con recursos de remesas, no se consideraban subempleados: confundían los ingresos no laborales (las remesas) con los laborales (el salario) y no se declaraban subempleados por ingresos; sin embargo, esa situación viene cambiando desde 2007.

El panel C del Gráfico 17.10 muestra, igualmente, una caída en el subempleo por horas en Pereira frente a las doce áreas restantes. Aparentemente, las personas habían dejado de contar con horas disponibles para trabajar en adición a las horas que ya lo hacían. De nuevo, la situación parece estar cambiando desde 2008 y el nivel de subempleo por horas parece estar regresando a los niveles anteriores a 2006.

En suma, como hechos sobresalientes del mercado de trabajo en Pereira se pueden señalar los siguientes: i) Pereira históricamente presentó tasas de desempleo por encima del promedio nacional, pero es a principios de 2009 cuando se consolida como la ciudad con la tasa de desempleo más alta; ii) su participación laboral, hasta el año 2006 se comportó de forma similar que el promedio de doce

Gráfico 17.9: Asalariados que trabajan 40 horas o más a la semana como proporción de la ocupación total, 2001 a 2009

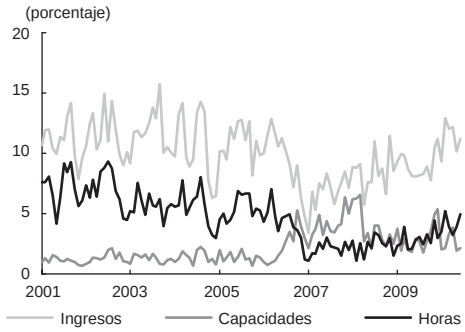


Fuente: DANE (ECH y GEIH); cálculos de los autores.

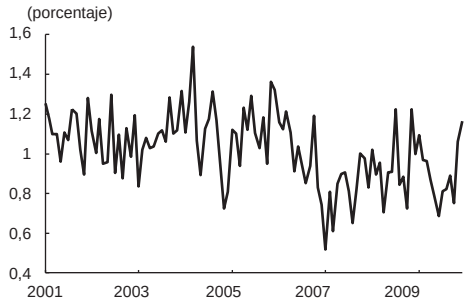
áreas; a partir de este año se produce una caída en la misma, luego, a mediados de 2008 un gran número de personas entran a participar en el mercado laboral (aumento en la oferta); iii) la tasa de ocupación disminuyó considerablemente a partir de 2006 (caída en la demanda de trabajo) mientras que para doce áreas aumentó; iv) Pereira tiene un nivel de educación mucho menor que el promedio de doce áreas, lo cual se refleja tanto en ocupados como en desocupados; no obstante, es posible que la demanda por trabajo tenga mayor interés en la mano de obra con mayor educación; v) los desocupados entre 2006 y 2009 son, en mayor proporción, personas que tienen secundaria completa e incompleta; vi) el incremento en la participación de personas de 36 a 45 años hace pensar que el desempleo en Pereira, o por lo menos su diferencia en relación con doce áreas, será un fenómeno persistente, y vii) Pereira muestra un salario real por hora inferior al promedio de

Gráfico 17.10: Tasas de subempleo objetivo por categoría, 2001 a 2009

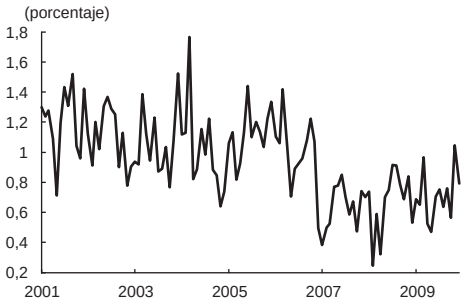
A. Pereira



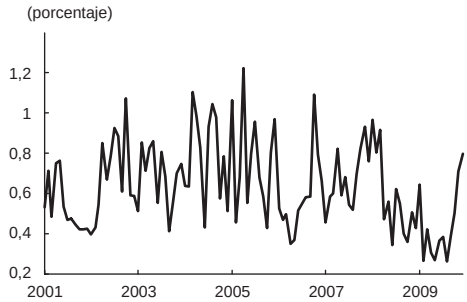
B. Subempleo por ingresos de Pereira/doce áreas



C. Subempleo por horas de Pereira/doce áreas



D. Subempleo por capacidades de Pereira/doce áreas



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

las doce áreas restantes, pero mayor proporción de asalariados. En este espacio, el salario mínimo real ha crecido de manera continua.

Enseguida nos concentraremos en el lado de la oferta y posteriormente en el de la demanda.

2. La oferta de trabajo

La participación laboral en Pereira aumentó por dos razones básicas: i) la caída de los ingresos no laborales de las familias (las remesas enviadas del exterior) producto de la difícil situación económica por la que atraviesan España y los Estados Unidos, países a los cuales emigraron muchos trabajadores del Eje Cafetero desde hace muchos años[15]. A la disminución de los ingresos provenientes de remesas

[15] En Pereira es mayor el impacto sobre el mercado laboral, debido a que es una ciudad que recibe una gran proporción de las remesas (véase la tercera nota al pie).

contribuyó el comportamiento del tipo de cambio del peso frente al euro; ii) el regreso de las personas que habían partido a esos países y se reinsertaron en el mercado laboral local.

Durante la crisis de los años noventa gran parte de la población del Eje Cafetero, incluida Pereira, emigró hacia países como los Estados Unidos y España (véase Cadena y Cárdenas, 2004; AMCO, 2010; Cardona y Medina, 2006; Cárdenas, Medina y Trejos, 2010). De acuerdo con la encuesta trimestral de remesas del Banco de la República, las regiones que reciben mayor proporción de remesas son Valle del Cauca, Antioquia, Cundinamarca y Risaralda, similar a lo reportado por la GEIH del DANE. Según esta última, Cali, Bogotá, Medellín y Pereira son las ciudades que, en su orden, reciben más remesas (Cuadro 17.6).

Cuadro 17.6: Participación de las remesas por ciudad (porcentaje)

Año	2006	2007	2008	2009
Cali	33,8	25,5	23,8	21,7
Bogotá	17,9	24,8	21,2	18,0
Medellín	15,0	16,1	18,2	20,0
Pereira	12,9	15,6	18,1	18,5
Resto	20,3	18,0	18,6	21,8

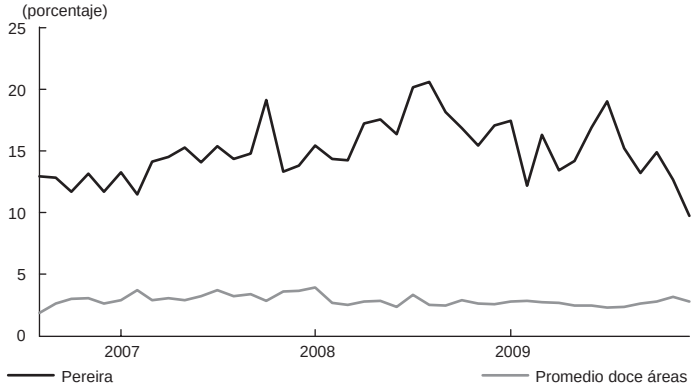
Fuente: DANE (GEIH); cálculos de los autores.

Cali ocupa el primer lugar, seguida de Bogotá y Medellín, pero en estas tres ciudades se encuentra aproximadamente el 65 % de la PEA de trece áreas, mientras que Pereira es una ciudad pequeña (3,1 % de la PEA) que recibe, en promedio, 16 % de las remesas que ingresan al país. Por esta razón, las remesas que los emigrantes envían a las familias de Pereira constituyen una variable fundamental para entender el funcionamiento del mercado de trabajo y la actividad económica en dicha ciudad. De acuerdo con el Gráfico 17.11, alrededor de 15 % de la población de Pereira recibe remesas directa o indirectamente[16], mientras que en doce áreas tal cifra no supera 5 %, en promedio. Este gráfico muestra que a partir del año 2008 la proporción de personas que reciben remesas bajó, lo cual coincide con el período en que la tasa de participación de Pereira comenzó a aumentar (Gráfico 17.1, panel A). De igual forma, el Gráfico 17.12 muestra una tendencia creciente del valor de las remesas hacia Pereira hasta el año 2008, pero desde finales de ese año dicha tendencia cambió de nivel y se estancó.

Según lo anterior, los movimientos de la TGP de Pereira se han ajustado a las predicciones de la teoría, en cuanto tiene que ver con el salario de reserva de la PET. La TGP se redujo debido al aumento de los ingresos no laborales (las remesas) recibidas por los trabajadores secundarios del hogar (amas de casa y estudiantes). Posteriormente, ante la caída en las remesas, la TGP aumentó.

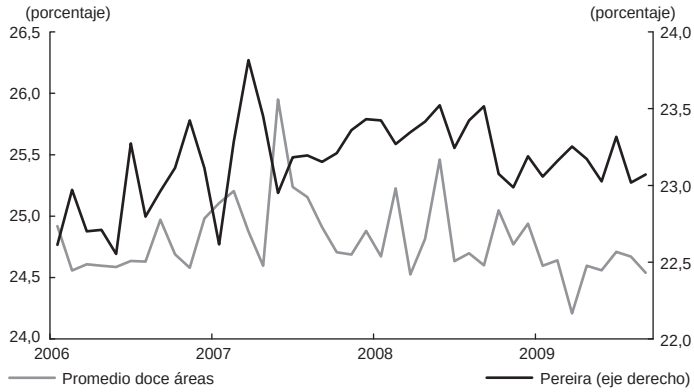
[16] Directamente, cuando se trata de la persona del hogar que recibe y administra los ingresos por remesas, por lo general el jefe del hogar; indirectamente, cuando se hace parte de una familia que recibe remesas, sin que esto implique que la persona reciba directamente las remesas como, por ejemplo, los menores de edad que se benefician de aquellas, etc.

Gráfico 17.11: Proporción de personas que reciben remesas (directa o indirectamente)



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

Gráfico 17.12: Ingresos por concepto de remesas recibidas en Pereira y doce áreas (pesos de 2008, logaritmos)

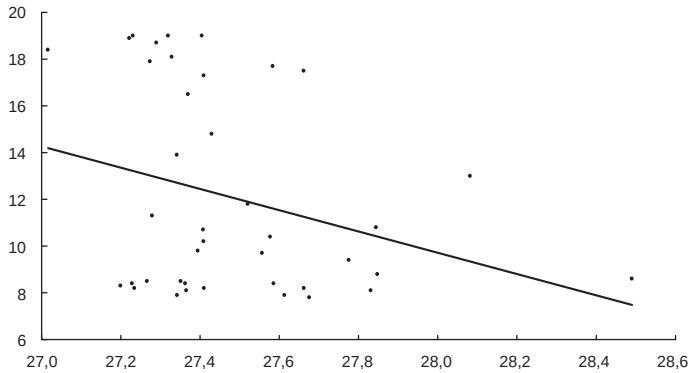


Fuente: DANE (GEIH); cálculos de los autores.

Una de las contribuciones de este trabajo es la incorporación explícita de la variable tasa de desempleo de España como una aproximación del nivel de remesas que llegan a Pereira y a las demás ciudades. El sustento empírico para relacionar la tasa de desempleo de España con las remesas que llegan al país son el Gráfico 17.13 y la regresión auxiliar del Cuadro 17.7. El modelo se especifica como: $Ln(\text{remesas}_t) = a + b(td\ \text{España})_t + e_t$, siendo las remesas el logaritmo del ingreso total por remesas en términos reales (pesos deflactados por el índice de precios al consumidor (IPC) que tiene como base diciembre de 2008); td España, la tasa de desempleo de España, y e_t el término de perturbación. El período muestral va de agosto de 2006 a diciembre de 2009. La evidencia sugiere una relación entre las

dos variables; por lo tanto, consideramos que ambas son informativas y serán utilizadas en la estimación de la probabilidad de participar en el mercado de trabajo en Colombia.

Gráfico 17.13: Remesas y tasa de desempleo de España



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

Cuadro 17.7: Remesas y tasa de desempleo de España

Variable	Coeficiente	Error estándar	t	$p > \|t\|$
td España	-1,8019	0,9722	-1,85	0,071
Constante	27,6909	0,1242	222,80	0,000
Núm. de observaciones: 41; Prob > F: 0,0714; R^2: 0,0810; Adj. R^2: 0,0574; Raíz MSE: 0,2645				

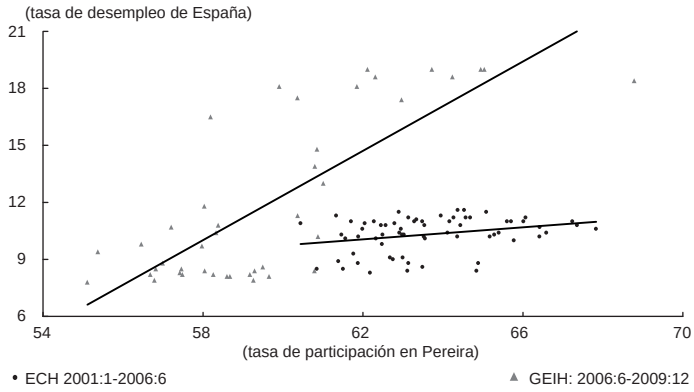
Fuente: DANE (GEIH); cálculos de los autores.

El Gráfico 17.14 muestra la relación entre la TGP de Pereira y la tasa de desempleo de España. Se observa que tanto en el período de la ECH como en el de la GEIH dicha relación fue positiva; es decir, a mayor tasa de desempleo en España (y por ende, menos remesas enviadas desde allí hacia Pereira) mayor es la participación en el mercado de trabajo. Aunque más adelante en los modelos de participación se hacen los controles respectivos para verificar la hipótesis del impacto de la tasa de desempleo de España, en el Gráfico 17.14 se observa que durante la vigencia de la ECH (2001-2006) una pequeña variación en la tasa de desempleo de España coincidía con una gran reacción en la TGP de Pereira. Más recientemente, en la época de la GEIH la respuesta de la participación en Pereira a la tasa de desempleo de España cayó. Es posible que el cambio de pendiente que se observa en el Gráfico 17.14 tenga que ver con el tipo de ocupación de los pereiranos en España y la explicación esté relacionada con el nivel educativo de los migrantes.

Empíricamente, la participación laboral en Pereira se estima mediante un modelo *probit*. El sustento teórico de este enfoque empírico es el modelo neoclásico

de participación, cuyo contenido es bien conocido y que acá se omite por razones de espacio[17].

Gráfico 17.14: TGP de Pereira y tasa de desempleo de España



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

En Colombia se han hecho importantes estudios sobre los determinantes de la participación laboral, la mayoría de los cuales utilizan información de las encuestas de hogares del DANE. Así, por ejemplo, Ribero y Tenjo (1998) encuentran que la participación laboral de una persona depende de algunas características observables, entre las cuales están las asociadas con educación, experiencia, posición en la familia y estado marital. La participación laboral de las mujeres depende de la posición de ellas dentro del hogar y la existencia de mecanismos alternativos para el cuidado de los menores.

López (2001) analiza la respuesta de los hogares a la crisis económica de finales de la década de los noventa utilizando datos de la ENH entre 1991 y 2000. Sugiere que la situación laboral del país en ese entonces se debía a tres factores: la desaceleración del producto interno bruto (PIB), el comportamiento de los salarios que restó dinamismo a la ocupación y el aumento de la participación laboral, principalmente de miembros secundarios como las mujeres y los jóvenes en edad escolar.

Con información de la ENH para el período 1984-2000 Arango y Posada (2005) estiman la probabilidad de participar en el mercado de trabajo, clasificando los miembros del hogar según su estado marital en mujeres comprometidas[18] y no comprometidas y hombres comprometidos y no comprometidos. Sus resultados sugieren que la probabilidad de participar aumenta con el nivel educativo y con

[17] El modelo teórico se encuentra en textos como Ehrenberg y Smith (2006) o Kaufman y Hotchkiss (2006). Recientemente, Aldana y Arango (2008) presentan tanto el modelo teórico como su vínculo con un modelo probabilístico tipo *probit*, este último basado en Gronau (1973).

[18] Por personas comprometidas entendemos quienes están casadas o en unión libre.

la tasa de desempleo del hogar y disminuye con el nivel de riqueza. La tasa de desempleo del hogar tiene un efecto positivo sobre la oferta laboral, constituyéndose en una verificación del *efecto del trabajador adicional*.

Por ciudades, se destacan los estudios de Econometría S. A. (1998) para Bogotá; Castellar y Uribe (2000) y Castillo (2000) para Cali, y Aldana y Arango (2008) para Ibagué. Estos últimos encuentran que la explicación a la alta tasa de desempleo de esa ciudad pasa por la alta participación en el mercado de trabajo de los jóvenes entre 12 y 17 años y entre 18 y 23 años, en comparación con las otras ciudades. Mora (2011) estima la probabilidad de participar diferenciando por género; aunque los datos se restringen al año 2008, sus resultados son cualitativamente similares a los nuestros.

La información utilizada en este documento para estimar la probabilidad de participar en el mercado laboral de Pereira está constituida por los registros de la ECH para el período que cubre desde enero de 2001 hasta junio de 2006 y los registros de la GEIH para el período agosto de 2006 a diciembre 2009[19], correspondientes a la PET.

Las variables que se utilizan en los modelos buscan dar información sobre los factores que influyen en la decisión individual de participar o no en el mercado de trabajo. Esta se determina por la comparación que hacen las personas del salario potencial de mercado, asociado con la productividad marginal del trabajo, y el salario de reserva, asociado con el costo de oportunidad. Ambos salarios se aproximan con los años de educación, experiencia (edad), género, estado civil, presencia en el hogar de niños en la primera infancia, tasa de desempleo de España o el valor de las remesas y el tipo de cambio pesos-euro.

En el Cuadro 17.8 aparecen las variables utilizadas entre las cuales están: edad, nivel educativo, estado civil, número de niños en la primera infancia y la tasa de desempleo del hogar (sin incluir al individuo en cuestión) utilizada como una aproximación de los ingresos no laborales de la familia[20]. Para capturar los efectos del *trabajador adicional* y del *trabajador desanimado* se incluyeron, respectivamente, las tasas de desempleo del hogar y del grupo al que pertenece el individuo, el cual se define en las dimensiones de educación, género, edad y la ciudad en la que vive. De igual manera, se consideraron variables *dummy* para cada mes con el propósito de capturar efectos estacionales. En las regresiones se hace distinción en la localización del individuo (doce áreas o Pereira) con el propósito de estimar diferencias en las pendientes asociadas con cada variable.

2.1. Resultados del modelo de participación laboral

En esta sección se discuten los modelos estimados de participación laboral en Pereira y en el promedio de doce áreas. Se estiman seis modelos *probit* los cuales se presentan en los Cuadros 17.9 y 17.10. El primer modelo (Cuadro 17.9), con

[19] Problemas estadísticos, que quisimos eludir, nos impidieron incluir el mes de julio de 2006; sin embargo, creemos que los resultados serían los mismos que presentamos más adelante.

[20] Los ingresos no laborales per cápita del resto de la familia resultaron no significativos.

Cuadro 17.8: Variables independientes utilizadas - modelo de participación

Variables	Descripción
Edad	Número de años del individuo
Educación	Años de estudio del individuo.
Género	Variable *dummy*: toma el valor de 1 en el caso de hombre y 0 en otro caso.
Interacción género y estado civil	Hombre comprometido, hombre soltero, hombre viudo, hombre divorciado, mujer comprometida, mujer soltera, mujer divorciada y mujer viuda.
Interacción género, estado civil, y niños en el hogar	Hombre comprometido, hombre soltero, hombre viudo, hombre divorciado, mujer comprometida, mujer soltera, mujer divorciada y mujer viuda.
Ciudad	Variable *dummy* para doce ciudades y Pereira.
Variables *dummy* de mes	Variable *dummy* para cada mes, excepto uno.
TD hogar	Construida con el número de ocupados y desocupados del hogar en que vive el individuo.
TD grupo	Construida para ciudad, nivel educativo, sexo y edad.
TD España	Tasa de desempleo de España mensual como aproximación de las remesas.
Ln de remesas per cápita para doce áreas y Pereira	Logaritmo natural del valor de remesas per cápita, para los modelos estimados con información de la GEIH.
Tipo de cambio real	pesos por euro en frecuencia mensual (Bloomberg) deflactado por el IPC de cada ciudad.

Fuente: elaboración de los autores.

datos de la ECH, utiliza la variable "tasa de desempleo de España" como *proxy* de las remesas que recibe un individuo; la importancia de esta variable radica en que, como ya se ha dicho, este país aparece como destino primordial de la emigración del AMCO a partir del segundo quinquenio de los años noventa[21]. El segundo modelo, similar al anterior, se estimó para el período de la GEIH mientras que el tercero corresponde al período de la GEIH pero en lugar de utilizar la tasa de desempleo de España se recurre directamente a la información de remesas que reportan los hogares en la encuesta[22].

La diferencia entre los modelos de los Cuadros 17.9 y 17.10, que además del coeficiente estimado, propiamente dicho, incluye el efecto marginal (dy/dx) asociado con cada variable, es que los del primero no incluyen la variable *tipo de cambio real*, mientras que los del segundo sí[23].

[21] El número de emigrantes se multiplicó por 36,5 entre 1990 y 2004 (Garay y Rodríguez, 2005).

[22] La variable de "remesas recibidas" se mide a partir de la GEIH (desde julio de 2006). Corresponde a los ingresos que reporta la familia por remesas sobre el número de personas que conforman el hogar.

[23] En la estimación de los modelos *pool-probit* suponemos que la heterogeneidad individual no cambia de manera importante, por lo que no es necesario hacer estimaciones para cada período ni hacer correcciones particulares.

Cuadro 17.9: Modelos *probit*: estimación de la probabilidad de participar

Variable	ECH - *td* España		GEIH - *td* España		GEIH - remesas	
	Coeficiente	dy/dx	Coeficiente	dy/dx	Coeficiente	dy/dx
Edad 12 áreas	0,1987***	0,072	0,2042***	0,076	0,2039***	0,076
	(0,001)		(0,001)		(0,001)	
Edad Pereira	0,1898***	0,069	0,2062***	0,076	0,2071***	0,077
	(0,002)		(0,005)		(0,005)	
Edad^2 12 áreas	-0,0025***	-0,001	-0,0025***	-0,001	-0,0025***	-0,001
	(0,000)		(0,000)		(0,000)	
Edad^2 Pereira	-0,0024***	-0,001	-0,0025***	-0,001	-0,0025***	-0,001
	(0,000)		(0,000)		(0,000)	
Educación 12 áreas	0,0342***	0,012	0,0423***	0,016	0,0422***	0,015
	(0,000)		(0,000)		(0,001)	
Educación Pereira	0,0497***	0,018	0,0581***	0,022	0,0589***	0,021
	(0,001)		(0,002)		(0,002)	
Tasa de desempleo	0,0613***	0,022	-0,0065	-0,002	-0,0041	-0,001
del hogar, 12 áreas	(0,004)		(0,008)		(0,007)	
Tasa de desempleo	0,0372***	0,014	0,0437*	0,016	0,0675***	0,025
del hogar, Pereira	(0,014)		(0,023)		(0,022)	
Tasa de desempleo	0,3549***	0,129	-0,3284**	-0,122	-0,2697*	-0,100
del grupo, 12 áreas	(0,068)		(0,142)		(0,143)	
Tasa de desempleo	-0,3560*	-0,129	-0,2050	-0,076	0,6572***	0,245
del grupo, Pereira	(0,184)		(0,218)		(0,151)	
Tasa de desempleo	0,0313***	0,011	0,0089***	0,003		
España, 12 áreas	(0,003)		(0,001)			
Tasa de desempleo	0,0281***	0,010	0,0253***	0,009		
España, Pereira	(0,006)		(0,003)			
Remesas, 12 áreas					-0.0229***	-0,009
					(0,003)	
Remesas Pereira					-0,0342***	-0,013
					(0,004)	
Constante	-2,6006***		-2,6222***		-2,5109***	
	(0,037)		(0,074)		(0,065)	
Log likelihood	-882.841		-486.614		-486.972	
Observaciones	1'890.607		1'068.279		1'068.279	
p-seudo R^2	0,2912		0,3171		0,3165	

Nota: otros controles son: mujer comprometida, 12 áreas; mujer comprometida, Pereira; mujer viuda, 12 áreas; mujer viuda, Pereira; mujer soltera, 12 áreas; mujer soltera, Pereira; mujer divorciada, 12 áreas; mujer divorciada, Pereira; hombre viudo, 12 áreas; hombre viudo, Pereira; hombre soltero, 12 áreas; hombre soltero, Pereira; hombre divorciado, 12 áreas; hombre divorciado, Pereira; hombre comprometido, Pereira; niños mujer comprometida, 12 áreas; niños mujer comprometida, Pereira; niños mujer viuda, 12 áreas; niños mujer viuda, Pereira; niños mujer soltera, 12 áreas; niños mujer soltera, Pereira; niños mujer divorciada, 12 áreas; niños mujer divorciada, Pereira; niños hombre comprometido, Pereira; niños hombre viudo, 12 áreas; niños hombre viudo, Pereira; niños hombre soltero, 12 áreas; niños hombre soltero, Pereira; niños hombre divorciado, 12 áreas y niños hombre divorciado, Pereira. Errores estándar (*clusters* para la *td* España) entre paréntesis. ***: $p < 0,01$; **: $p < 0,05$; y, *: $p < 0,1$.
Fuente: DANE (ECH); cálculos de los autores.

Los resultados sugieren que las variables *edad* y *educación* son significativas y tienen los signos esperados. De acuerdo con los efectos marginales, la edad afecta, prácticamente, en la misma medida la probabilidad de participar en doce áreas que en Pereira, mientras que la educación lo hace en mayor medida en esta última.

Cuadro 17.10: Modelos probit : estimación de la probabilidad de participar con tipo de cambio

Variable	ECH - *td* España		GEIH - *td* España		GEIH - remesas	
	Coeficiente	dy/dx	Coeficiente	dy/dx	Coeficiente	dy/dx
Edad 12 áreas	0,1987***	0,072	0,2047***	0,076	0,2045***	0,076
	(0,001)		(0,001)		(0,001)	
Edad Pereira	0,1899***	0,069	0,2008***	0,074	0,2012***	0,074
	(0,002)		(0,004)		(0,004)	
Edad^2 12 áreas	-0,0025***	-0,001	-0,0025***	-0,001	-0,0025***	-0,001
	(0,000)		(0,000)		(0,000)	
Edad^2 Pereira	-0,0024***	-0,001	-0,0025***	-0,001	-0,0025***	-0,001
	(0,000)		(0,000)		(0,000)	
Educación 12 áreas	0,0345***	0,013	0,0424***	0,016	0,0422***	0,016
	(0,000)		(0,001)		(0,001)	
Educación Pereira	0,0501***	0,182	0,0567***	0,021	0,0574***	0,021
	(0,001)		(0,002)		(0,001)	
Tasa de desempleo	0,0599***	0,022	-0,0061	-0,002	-0,0042	-0,002
del hogar, 12 áreas	(0,005)		(0,008)		(0,007)	
Tasa de desempleo	0,0361**	0,013	0,0456**	0,017	0,0674***	0,025
del hogar, Pereira	(0,014)		(0,023)		(0,022)	
Tasa de desempleo	0,3117***	0,113	-0,3198**	-0,119	-0,2636*	-0,098
del grupo, 12 áreas	(0,074)		(0,132)		(0,1424)	
Tasa de desempleo	-0,3900**	-0,142	-0,1591	-0,059	0,6310***	0,235
del grupo, Pereira	(0,178)		(0,206)		(0,164)	
Tasa de desempleo	0,0448***	0,016	0,0079**	0,002		
España, 12 áreas	(0,004)		(0,003)			
Tasa de desempleo	0,0484***	0,018	0,0204***	0,007		
España, Pereira	(0,006)		(0,005)			
Remesas, 12 áreas					-0,0229***	-0,008
					(0,003)	
Remesas Pereira					-0,0338***	-0,012
					(0,004)	
Tasa de cambio	-0,1852***	-0,067	0,3113	0,116	-0,2291	-0,085
peso-euro, 12 áreas	(0,033)		(0,489)		(0,307)	
Tasa de cambio	-0,2744***	-0,099	0,7194	0,267	0,0629	0,023
peso-euro, Pereira	(0,059)		(0,542)		(0,375)	
Constante	-1,2114***		-5,1164		-0,6788	
	(0,250)		(3,839)		(2,443)	
Log likelihood	-882.594		-486.499		-486.853	
Observaciones	1.890.607		1.068.279		1.068.279	
p-seudo R^2	0,2914		0,3172		0,3167	

Nota: otros controles son: mujer comprometida, 12 áreas; mujer comprometida, Pereira; mujer viuda, 12 áreas; mujer viuda, Pereira; mujer soltera, 12 áreas; mujer soltera, Pereira; mujer divorciada, 12 áreas; mujer divorciada, Pereira; hombre viudo, 12 áreas; hombre viudo, Pereira; hombre soltero, 12 áreas; hombre soltero, Pereira; hombre divorciado, 12 áreas; hombre divorciado, Pereira; hombre comprometido, Pereira; niños mujer comprometida, 12 áreas; niños mujer comprometida, Pereira; niños mujer viuda, 12 áreas; niños mujer viuda, Pereira; niños mujer soltera, 12 áreas; niños mujer soltera, Pereira; niños mujer divorciada, 12 áreas; niños mujer divorciada, Pereira; niños hombre comprometido, Pereira; niños hombre viudo, 12 áreas; niños hombre viudo, Pereira; niños hombre soltero, 12 áreas; niños hombre soltero, Pereira; niños hombre divorciado, 12 áreas y niños hombre divorciado, Pereira. Errores estándar (*clusters* para la *td* España) entre paréntesis. ***: $p < 0,01$; **: $p < 0,05$; y, *: $p < 0,1$.
Fuente: DANE (ECH); cálculos de los autores.

La tasa de desempleo del hogar, utilizada como *proxy* para capturar el efecto del *trabajador adicional*, afecta la probabilidad de participar de la forma prevista, pero con mayor nitidez en el caso de Pereira, ya que en doce áreas solo fue significativa con la ECH.

Si la tasa de desempleo del grupo al cual pertenece el individuo capturara el efecto del *trabajador desanimado*, debería tener signo negativo en el modelo de la probabilidad de participar, reflejando el hecho de que, a medida que aumenta la tasa de desempleo del grupo al cual pertenece el individuo, este podría juzgar que la probabilidad de encontrar una ocupación, que se ajuste a sus expectativas salariales, cae y abandonaría el mercado de trabajo. Pero, como se observa en los Cuadros 17.9 y 17.10, este resultado no es el que se presenta en todos los casos ni en cuanto al signo ni a la significancia.

Con respecto a la tasa de desempleo de España, se observa que, en todos los casos, esta variable resultó significativa y con el signo esperado. Durante el período de vigencia de la ECH (de enero de 2001 a junio de 2006), el efecto marginal es mayor en doce áreas, pero, en concordancia con lo que sugiere el Gráfico 17.14, el efecto fue mayor en la primera parte de la década, es decir, en el período de aplicación de la ECH. Cuando la especificación incluye las remesas (últimas dos columnas de la derecha), la probabilidad de participar disminuye con esta variable y el cambio en esta última es mayor en Pereira que en doce áreas ante cambios en las remesas. Con estos resultados se verifica la creencia popular, ajustada al modelo neoclásico, de que las remesas y la actividad económica de España son determinantes básicos del desempeño del mercado laboral en las principales zonas urbanas de Colombia, pero con mayor fuerza en la ciudad de Pereira, sobre todo en los últimos años. La caída de las remesas en los últimos años ha contribuido a explicar el aumento de la tasa de desempleo de Pereira.

Cuando se incluye el tipo cambio real (Cuadro 17.10), con el argumento de que este pudo haber sido un determinante de la probabilidad de participar a lo largo de la década anterior, debido a que los receptores de remesas de España, fundamentalmente, recibían mayores o menores ingresos dependiendo del tipo de cambio, los resultados de la tasa de desempleo de España y de las remesas no cambian en términos cualitativos; sin embargo, es llamativo el hecho de que los efectos marginales correspondientes a Pereira son ahora mayores, en todos los casos, frente a los de doce áreas. La variable *tipo de cambio real*, propiamente dicha, no siempre es significativa, pero cuando lo fue en el período de la ECH tuvo el signo correcto: cuanto mayor era el tipo de cambio real, menor era la probabilidad de participar; el efecto marginal era superior en Pereira que en doce áreas, pero este resultado debe tomarse con cautela, ya que es posible que este coeficiente contuviera más información que el efecto que tiene que ver con la parte correspondiente a las remesas[24].

Los resultados de los modelos binarios de oferta sustentan la hipótesis de esta investigación: las remesas desempeñan un papel importante en la probabilidad

[24] Este coeficiente puede estar sesgado hacia arriba, siendo el límite superior de dicho coeficiente.

de participar en el mercado laboral, una vez se controlan los demás efectos, y su caída de los últimos años ha contribuido a explicar el aumento de la tasa de desempleo en las doce principales áreas urbanas pero, fundamentalmente, en Pereira. No obstante, dichos resultados no son completamente compatibles con los de Cárdenas, Medina y Trejos (2010), para quienes los efectos de las remesas en la participación laboral varían dependiendo del enfoque empírico: por un lado, encontraron que no había un efecto significativo de las remesas en la participación laboral de las familias que tienen migrantes, al tiempo que identificaban un efecto negativo en la participación laboral total.

3. Demanda laboral

Como hemos señalado, nuestra concepción del desempleo en Pereira no solo se asocia con el aumento en la oferta de trabajo por la caída en las remesas provenientes del exterior; la demanda de trabajo contribuye también a explicar la situación. Más claramente, la segunda hipótesis de esta investigación es que la alta tasa de desempleo de Pereira también es producto de la escasa dinámica de la demanda de trabajo, vista por medio de la tasa de ocupación que venía en descenso y permaneció estancada desde 2006. En la sección 1.2 (Cuadros 17.3 y 17.4) veíamos que la tasa de ocupación solo creció en el año 2009 para los cuenta propia y patrón o empleador, con educación entre 0 y 5 años, 12 y 14, y 15 años o más.

En esta sección se verifican los determinantes usuales de la demanda de trabajo para entender la dinámica tan pobre de la ocupación en la ciudad de Pereira (Gráfico 17.1). Para tal efecto suponemos que existe una firma representativa del sector privado, formal, para cada una de las trece áreas y que los mercados de trabajo y de bienes son competitivos. La firma determina los niveles de factores de producción (trabajo y capital) a partir de un proceso de maximización de beneficios (consistente con la minimización de los costos, dado un nivel de producto).

En Colombia, como en casi todo el mundo, los estudios sobre demanda de trabajo son escasos en comparación con los de participación laboral (Hamermesh, 1993); entre ellos se destacan: Roberts y Skoufias (1997), Posada y González (1997), Vivas, Farné y Urbano (1998) y Fajnzylber y Maloney (2001). Aunque la mayoría de estas investigaciones se ha concentrado en el sector industrial, existe alguna información sobre los parámetros asociados con la elasticidad de sustitución y con la elasticidad al salario y al producto de la demanda de trabajo en un ámbito más amplio como el sector urbano[25].

En particular, Arango y Rojas (2004) estiman un modelo dinámico de demanda laboral industrial con base en datos panel para el período 1977-1999 por establecimiento. Estos autores concluyen que existe una estrecha relación entre la demanda de trabajo y el grado de liberalización comercial, ya que esta modifica las

[25] Con un enfoque empírico diferente y datos de la ENH, Vélez (2001) estima las elasticidades de oferta y demanda laboral con ajustes parciales del mercado laboral para la ciudad de Medellín. El autor destaca la alta sensibilidad que tiene el mercado laboral de Medellín a los cambios del costo relativo de los factores (capital-trabajo).

economías de escala de la firma y aumenta la velocidad de ajuste ante choques exógenos. Bernal y Cárdenas (2003) estiman que, para las siete ciudades, la elasticidad de sustitución entre trabajo calificado y no calificado es de 0,93 y argumentan que la alta tasa de desempleo en Colombia es reflejo de la legislación laboral. Por su parte, Kugler y Kugler (2008), utilizando información de las plantas manufactureras colombianas, concluyen que un aumento en los impuestos a la nómina de 10 % produce una caída en el empleo formal entre 1,4 % y 2,3 %.

Más recientemente, Arango, Gómez y Posada (2011) determinan funciones de demanda por trabajo calificado y no calificado, definiendo la calificación del trabajo según el número de años de educación. Este estudio se realiza para el período de 1986 a 2006, con la información de las encuestas a hogares, concluyendo que las elasticidades de la demanda de trabajo calificado y no calificado con respecto al propio salario son $-0,30$ y $-0,33$, respectivamente. En este caso, nosotros planteamos que, empíricamente, la demanda de trabajo, asociada con la tasa de ocupación, tiene una especificación dada por:

$$TO_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 w_{i,t}^{-} + \alpha_2 r_{i,t}^{+,-} + \alpha_3 A_{i,t}^{+} + \alpha_4 Q_{i,t}^{+} + \epsilon_{i,t} \tag{17.1}$$

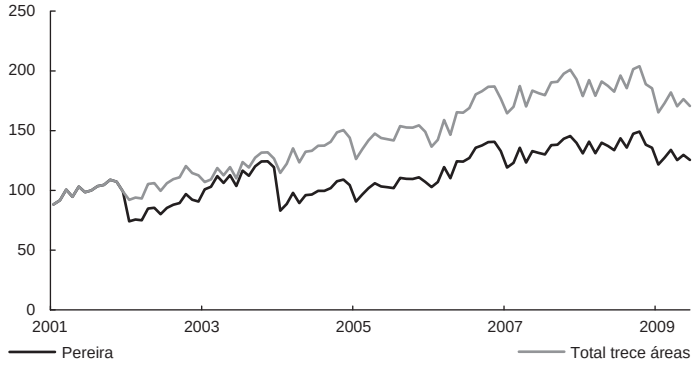
donde TO es la tasa de ocupación de los asalariados (particulares) que trabajan cuarenta horas o más a la semana; ω, el nivel promedio de salario real por hora; r, la tasa de interés real; A, un indicador de productividad total de los factores; Q, un indicador de demanda agregada; ε, el término de error y los subíndices i y t identifican ciudad y tiempo, respectivamente. Sobre las variables aparece el signo de la derivada parcial de la tasa de ocupación a cada una de ellas. En el caso de la tasa de interés real, el signo responde a las condiciones técnicas de producción: si es positivo, estaría sugiriendo sustituibilidad bruta entre los factores de producción, y si es negativo, complementariedad bruta. El período muestral cubre desde enero de 2001 hasta diciembre de 2009; es decir, no se diferencian los períodos de las ECH y GEIH debido al tamaño muestral y la técnica de estimación.

La variable utilizada como indicadora de actividad económica agregada es la producción industrial de la zona. En el Gráfico 17.15 se observa que el índice de producción de la industria de Risaralda[26], entre 2001 y 2004, se encontraba en un nivel similar que el promedio de los trece departamentos asociados con trece áreas. Sin embargo, desde ese año el índice de Risaralda siguió creciendo, pero a menores tasas, generando una brecha entre esta y el promedio de los trece departamentos. El Gráfico 17.16 muestra la tasa de crecimiento del índice de industria para el departamento de Risaralda, donde se observa que desde finales de 2006

[26] El indicador de producción industrial es un índice calculado con base en la estructura de la encuesta anual manufacturera (EAM), la cual determina la composición de la producción y del consumo de materias primas en el sector industrial, y el índice de producción industrial (IPI), que mide la evolución mensual de la actividad productiva de las ramas industriales para todo el país. Para el cálculo de este índice desagregado se aplicó el peso de cada departamento de la estructura en la EAM al IPI que se encuentra mensual, pero en el ámbito nacional. Esta información solo se puede calcular por departamento, la cual es utilizada como una aproximación a las ciudades.

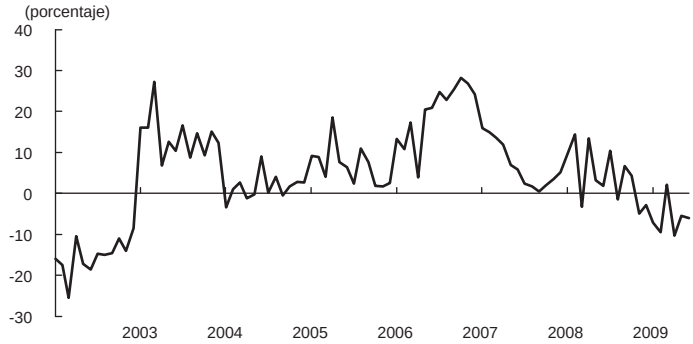
este índice viene cayendo, e incluso registrando tasas de crecimiento negativas. Eventualmente, esto debería verse reflejado en una ocupación poco dinámica.

Gráfico 17.15: Índice de industria, trece departamentos y Risaralda



Nota: el índice que identifica a Pereira corresponde al de Risaralda mensualizado.
Fuente: DANE (EAM y MMM); cálculos de los autores.

Gráfico 17.16: Tasa de crecimiento estimada del índice de producción industrial en Risaralda



Nota: corresponde al índice de Risaralda mensualizado.
Fuente: DANE (MMM y EAM); cálculos de los autores.

Se estimaron tres modelos; en todos los casos la variable dependiente es la tasa de ocupación de los asalariados privados que trabajan tiempo completo (TO); es decir, los obreros y empleados particulares que trabajan cuarenta horas o más a la semana sobre la PET. La razón por la cual solo se toman los asalariados-particulares es que se quiere observar el comportamiento del mercado (relativamente) formal, a cambios en diferentes determinantes, ya que los cuenta propia, patrones o empleadores y empleados del gobierno se comportan de manera distinta (no necesariamente responden a cambios en los precios de los factores o al ciclo

económico). Las demás variables utilizadas en el modelo se explican en el Cuadro 17.11.

Cuadro 17.11: Modelo de demanda de trabajo: variables utilizadas

Variables	Descripción
Tasa de ocupación	Número de asalariados (particulares) del sector privado que trabajan 40 horas o más a la semana, dividido por la población en edad de trabajar de la ciudad.
Ln salario real	Logaritmo natural del promedio del salario nominal por hora deflactado con el IPC de cada ciudad.
Tasa de interés real 1	Tasa de interés corriente deflactada por la tasa de inflación de cada ciudad en el período $t+1$.
Tasa de interés real 2	Tasa de interés corriente deflactada por la tasa de inflación de cada ciudad en el período t.
Ln años de educación	Logaritmo natural de los años promedio de educación de los asalariados de empresas privadas que trabajan 40 horas o más a la semana en cada ciudad.
Ln índice de producción industrial	Logaritmo natural del índice de producción industrial mensual estimado para cada departamento utilizando la estructura de la EAM.

Fuente: Elaboración de los autores.

Para estimar el modelo de demanda laboral se construyó un pseudopanel balanceado de 1.404 observaciones, las cuales corresponden a trece áreas entre enero de 2001 y diciembre de 2009, con información de la ECH y la GEIH. El modelo de efectos fijos[27], se estimó corrigiendo problemas de endogeneidad entre la tasa de ocupación y las variables independientes[28]. Los resultados aparecen en el Cuadro 17.12, donde se observa que los signos de los coeficientes son los esperados.

De este ejercicio se pueden derivar algunas explicaciones al escaso dinamismo de la demanda de trabajo en Pereira. En primer lugar, la tasa de ocupación exhibe poca persistencia, un hecho bastante llamativo dados los costos de ajuste (internos y externos) que enfrentan las firmas. En segundo lugar, el signo y la significancia estadística del IPI ratifican que la demanda de trabajo es una demanda derivada: cuanto mayor es la demanda agregada, mayor es la tasa de ocupación; es predecible, por lo tanto, que si la demanda por los bienes que se producen en Pereira aumenta, el empleo también aumentará. En tercer lugar, cuanto mayor es la educación promedio de la población, mayor es la tasa de ocupación; sin embargo, recordemos que en Pereira la PEA tiene un menor nivel de educación que el promedio de los demás centros urbanos, por lo que puede esperarse que en esa

[27] El modelo se estimó mediante el método de variables instrumentales de Arellano-Bond, el cual permite controlar los instrumentos que se utilizan. Además, es apropiado cuando la variable independiente no es estrictamente exógena y puede estar correlacionada con el pasado o con errores del período (comando xtabond2 de Stata; véase Roodman (2006).

[28] Esto es, la tasa de ocupación es explicada por el nivel de salario, pero los salarios son, a su vez, explicados por la tasa de ocupación, por lo cual se presume que los regresores pueden estar relacionados con el término de error, lo cual genera estimadores inconsistentes.

ciudad la demanda por trabajo sea menos vigorosa. Por ello, se debe procurar un aumento de la escolaridad, pero no solo en Pereira sino en todas las áreas urbanas.

Cuadro 17.12: Modelo de demanda. Panel de efectos fijos 2001:1- 2009:12. ECH + GEIH

Variable	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 2'
Tasa de ocupación	0,1514**	0,1201*	0,1045*
$APTC_{t-1}$	(0,069)	(0,063)	(0,062)
Ln(IPI)$_{t-2}$	0,0565***	0,0478***	0,0474***
	(0,010)	(0,008)	(0,008)
Ln(salario real)$_{t-3}$	-0,0250***	-0,0160**	-0,0168**
	(0,008)	(0,006)	(0,006)
Ln(educación)$_{t-3}$	0,1002***	0,0788***	0,0672***
	(0,028)	(0,025)	(0,025)
(Tasa de interés real)$_{t-3}$	-	-0,1023**	-0,335***
		(0,048)	(0,069)
Número de observaciones	624	741	741
Número de grupos	13	13	13
Número de instrumentos	99	119	119
$Prob > F$	0,000	0,000	0,000
Arellano-Bond $AR(1)$	0,000	0,000	0,000
Arellano-Bond $AR(2)$	0,134	0,216	0,305
Sargan 1	0,011	0,001	0,009
Sargan 2	0,972	0,0384	0,387

Nota: errores estándar entre paréntesis. ***: $p < 0,01$, **: $p < 0,05$; y, *: $p < 0,1$. El modelo 2' es igual al modelo 2, la diferencia es que la tasa de interés real se obtiene restando la inflación en el período t en lugar de la inflación en el período $t+1$. Los instrumentos empleados en el modelo 1 son: tasa de ocupación APTC$_{t-2}$, ln(salario real)$_{t-5}$, ln(educación)$_{t-4}$; en el modelo 2 son: tasa de ocupación $APTC_{t-2}$, ln(IPI)$_{t-3}$, ln(salario real)$_{t-4}$, ln(educación)$_{t-4}$, tasa de interés real$_{t-4}$; y, en el modelo 3 son: tasa de ocupación APTC$_{t-2}$, ln(IPI)$_{t-3}$, ln(salario real)$_{t-4}$, ln(educación)$_{t-4}$, tasa de interés real$_{t-4}$.
Fuente: DANE (ECH, GEIH y EAM); Banco de la República; cálculos de los autores.

En relación con el salario real por hora, cuanto mayor sea este, menor será la tasa de ocupación. Es posible que el nivel del salario mínimo real en esta ciudad, en la que la mano de obra, es abundante, pueda ser juzgado como excesivo por los empresarios, dada la productividad que potencialmente puede ofrecer una mano de obra con menos años de educación que el promedio de doce áreas. Menor educación de la mano de obra y un salario mínimo real poco compatible con su productividad produce desempleo, informalidad y subempleo. Recordemos en este punto que el panel D del Gráfico 17.9 mostraba que la proporción de asalariados que trabajan cuarenta horas o más a la semana ha venido cayendo, mientras que la mayor generación de ocupaciones en el último año se dio en al caso de trabajadores cuenta propia (Cuadro 17.3).

Finalmente, el signo de las tasas de interés sugiere que el capital puede ser complementario a la mano de obra de manera que aumentos excesivos de la tasa de interés no favorecen la creación de empleo en el sector privado formal.

4. Conclusiones, discusión y recomendaciones de política

La tasa de desempleo de Pereira ha venido en aumento hasta llegar a ser la mayor de las trece principales áreas del país; sin embargo, dicha ciudad históricamente tuvo tasas de desempleo por encima del promedio urbano, lo cual era, de suyo, preocupante. Su nivel y tendencia reflejan hechos relacionados tanto con la oferta como con la demanda de mano de obra, algunos de los cuales se analizan en este trabajo.

Después de haber caído en el año 2006, la participación laboral aumentó de manera importante, en especial la de las personas de 26 a 45 años, lo cual hace pensar que la diferencia entre el desempleo de Pereira y el de las doce áreas restantes será un fenómeno persistente. La tasa de ocupación disminuyó considerablemente a partir de 2006 (caída en la demanda de trabajo), mientras que para doce áreas aumentó. Según nuestros cálculos, entre 2006 y 2009 los desocupados son, en mayor proporción, personas que tienen secundaria completa e incompleta.

La evidencia empírica y la sabiduría popular sugieren que las remesas enviadas desde España (y los Estados Unidos) son claras determinantes de la tasa de participación de Pereira y que su disminución en los últimos tiempos, debido a la situación económica en ambos países, ha contribuido a explicar el aumento de la oferta de trabajo en el Eje Cafetero. Esta hipótesis se verificó con éxito en un modelo que explica la participación laboral para los principales centros urbanos del país de los que se diferenció el caso de Pereira. Cuando el ciclo económico de España (principal destino de la mano de obra que emigra de Pereira hacia el exterior) se incorpora a los modelos *probit*, tanto mediante la tasa de desempleo de España como mediante las remesas, la hipótesis de que estas variables carecen de significancia estadística se rechaza de manera contundente una vez se tienen en cuenta otros efectos usuales. Cuando la tasa de desempleo de España aumenta o el valor de las remesas disminuye (como ha venido ocurriendo desde 2008) se confirma la hipótesis planteada desde el principio de este documento.

Las remesas no solo parecen haber impactado la participación; también, el subempleo en sus distintas dimensiones parece haber recibido su influencia, ya que tanto el subempleo por horas como por ingresos se vieron notablemente afectados.

La demanda de trabajo en Pereira, vista mediante la tasa de ocupación, ha sido poco dinámica y este es el reto más importante que tienen las autoridades, los representantes de la fuerza de trabajo (ocupada y desocupada) y el sector empresarial de Pereira. La evidencia empírica sugiere que la educación de la mano de obra sí es importante; infortunadamente, Pereira tiene un nivel de educación mucho menor que el promedio de doce áreas, lo cual ha restado dinamismo a la generación formal de trabajo. De igual manera, el comportamiento al alza de los salarios reales en Pereira, en especial del salario mínimo, ha desestimulado la generación de empleo formal, máxime si se tiene en cuenta el nivel educativo de la mano de obra. Es posible que la demanda de trabajo no sea muy dinámica debido a que los aumentos en el salario mínimo no son compatibles con los aumentos de productividad de una mano de obra de baja escolaridad. Aumentos de

la tasa de interés real también afectan la generación de empleo, de acuerdo con los resultados.

En Pereira se han conjugado una serie de factores que han producido una alta tasa de desempleo. Las respuestas endógenas que se dieron por parte de los agentes económicos a lo largo de la década anterior, tanto por el lado de la oferta como por el lado de demanda, corresponden a las predicciones de la teoría económica. Las recomendaciones de política para Pereira deben enfocarse a perfilar los incentivos de ambos lados, mediante acciones que sean producto de un análisis costo-beneficio y que no produzcan resultados perversos, pero que a la vez sean perdurables.

La población de Pereira, Dosquebradas y La Virginia debe entender que la crisis de España es transitoria, pero persistente, y que las remesas no son un ingreso permanente ya que, en primer lugar, los remitentes financian sus gastos básicos y luego giran las sumas que ellos consideran óptimas. En segundo lugar, es posible que los remitentes puedan observar reducciones en sus salarios o eventualmente perder su empleo, sobre todo si tienen poca educación, y así dejar de enviar recursos. Por tanto, los receptores de remesas deben aprender a ahorrar en momentos de abundancia para atenuar su caída en los períodos de crisis.

Las recomendaciones de política que se hagan y se adopten en Pereira deben responder, por lo menos, a dos preguntas: i) cómo reducir el impacto del ciclo económico de España —o de cualquier destino futuro de la mano de obra del país— en el mercado del trabajo y la actividad económica del Eje Cafetero, y ii) cómo dinamizar la generación de empleo formal.

Algunas respuestas pasan necesariamente por el nivel educativo de la población (migrante y no migrante), el ahorro de remitentes y receptores de remesas y el costo de la mano de obra. Como ejemplo de medidas que se podrían discutir, y que se derivan de este artículo, están las siguientes:

i) Proporcionar instrucción-capacitación a las familias para tener en cuenta que las remesas tienen un alto componente transitorio y que, en tal sentido, deben diseñar programas de ahorro. Podríamos preguntarnos si las administradoras de fondos de pensiones pueden proponer mecanismos de cobertura y planes de ahorro que contribuyan con este propósito.

ii) Proporcionar información a las familias que les permita ver con más claridad las bondades de la inversión en capital humano, de forma que ellas dediquen mayor parte de las remesas a este propósito.

iii) Promover y facilitar a los jóvenes el mayor acceso a la educación para aumentar la capacidad de absorción de tecnología de las firmas de Pereira.

iv) Ejecutar obras de infraestructura importantes, si las restricciones financieras del municipio de Pereira y el departamento de Risaralda lo permiten.

v) Estudiar la conveniencia del nivel actual del salario mínimo en la ciudad de Pereira (y en el departamento de Risaralda) dado el riesgo de ser despedido que enfrentan los trabajadores formales, en el caso en que la recuperación sea lenta o ante eventuales nuevos choques adversos de demanda agregada.

Referencias

Aldana, D. y L. Arango (2008): "Participación laboral en Ibagué", *Revista de economía del Rosario*, vol. 11(1), pp. 1–34.

AMCO (2010): "Identificación puntos críticos del desempleo", Alcaldía de Pereira, Consultor: J. O. Torres.

Arango, C. y A. Rojas (2004): "Demanda laboral y reforma comercial en el sector manufacturero colombiano: 1977-1999", *Ensayos sobre Política Económica*, vol. 44, pp. 96–154.

Arango, L., M. Gómez y C. Posada (2011): "La demanda de trabajo formal en Colombia: determinantes e implicaciones de política", en *Mecanismos de transmisión de la política monetaria en Colombia*, ed. L. Mahadeva, y M. Jalil, pp. 607–641, Bogotá, Colombia. Banco de la República - Universidad Externado de Colombia.

Arango, L. y C. Posada (2005): "Labour Participation in Colombia", *Applied Economics*, vol. 37, pp. 1829–39.

Bernal, R. y M. Cárdenas (2003): "Determinants of Labor Demand in Colombia: 1976-1996", *NBER*, Working Papers, núm. 10077, National Bureau of Economic Research, Inc.

Borjas, G. (2000): "Labor Mobility", en *Labor Economics*, chap. 9. McGraw Hill, second edition edn.

Cadena, X. y M. Cárdenas (2004): "Las remesas en Colombia: costos de transacción y lavado de dinero", Working papers series. Documentos de trabajo núm. 003127, Fedesarrollo.

Cardona, L. y C. Medina (2006): "Migration as a Safety Net and Effects of Remittances on Household Consumption: the Case of Colombia", Borradores de Economía núm. 414, Banco de la República de Colombia.

Castellar, C. y J. Uribe (2000): "Determinantes de la participación en el mercado de trabajo del Área Metropolitana de Cali en diciembre de 1998", CIDSE, Documentos de Trabajo núm. 56, Universidad del Valle, Cali.

Castillo, C. (2000): "Determinantes de la probabilidad de estar desempleado en el Área Metropolitana de Cali: evidencias micro y macroeconómicas en el período 1988-1998", Documentos de investigación, Universidad del Valle.

Cárdenas, M., C. Medina y A. Trejos (2010): "Measuring Economic and Social Impacts of Migration in Colombia: New Evidence", Borradores de Economía núm. 601, Banco de la República de Colombia.

Econometría S. A. (1998): "Análisis de la población y el mercado laboral en Santa Fé de Bogotá D.C. 1998", documento de trabajo, Departamento administrativo de planeación distrital.

Ehrenberg, R. y R. Smith (2006): "Labor Supply: Household Production, the Family, and the Life Cycle", en *Modern labor economics: Theory and Public Policy*. Addison Wesley, Boston, 9th edition edn.

Fajnzylber, P. y J. López (2008): "El impacto de las remesas en el desarrollo de América Latina", en *Remittances and Development, Lessons from America Latina*, ed. P. Fajnzylber, y J. López. World Bank.

Fajnzylber, P. y W. Maloney (2001): "How Comparable are Labor Demand Elasticities across Countries?", Policy Research Working Paper Series núm. 2658, The World Bank.

Garay, L. y A. Rodríguez (2005): "Características socioeconómicas de la población", en *Memorias del seminario "Migración internacional, el impacto y las tendencias de las remesas en Colombia"*. Ministerio de Relaciones Exteriores.

Gronau, R. (1973): "The Effect of Children on the Housewife's Value of Time", *Journal of Political Economy*, vol. 81(núm. 2), pp. S168–99.

Hamermesh, D. (1993): *Labor Demand*. Princeton University Press.

Kaufman, B. y J. Hotchkiss (2006): *The Economics of the Labor Markets*. Thomson: South-Western, 7a edición edn.

Kugler, A. y M. Kugler (2008): "Labor Market Effects of Payroll Taxes in Developing Countries: Evidence from Colombia", NBER Working Papers núm. 13855, National Bureau of Economic Research, Inc.

López, H. (2001): "Características y determinantes de la oferta laboral colombiana y su relación con la dinámica del desempleo", en *Seminario sobre aspectos teóricos y experiencias internacionales en materia de empleo y desempleo*. Banco de la República.

Medina, C. y C. Posso (2009): "Colombian and South American Immigrants in the United States of America: Education Levels, Job Qualifications and the Decision to Go Back Home", Borradores de Economía núm. 572, Banco de la República de Colombia.

Mora, J. (2011): "Gender Differences between Remittances and Labor Participation in Developing Countries", Department of Economics at Universidad, ICESI, MIMEO.

Organización Internacionl para las Migraciones (2005): *Memorias del seminario migración internacional, el impacto y las tendencias de las remesas en Colombia*. Colombia, primera edición.

Posada, C. y A. González (1997): "El mercado laboral urbano: empleo, desempleo y salario real en Colombia entre 1985 y 1996", Borradores de Economía núm. 184, Banco de la República de Colombia.

Ribero, R. y J. Tenjo (1998): "Participación, desempleo y mercados laborales en Colombia", Archivos de Macroeconomía 081, Departamento Nacional de Planeación.

Roberts, M. y E. Skoufias (1997): "The Long-Run Demand for Skilled and Unskilled Labor in Colombian Manufacturing Plants", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 79(núm. 2), pp. 330–334.

Roodman, D. (2006): "How to Do Xtabond2: An Introduction to "Difference" and "System" GMM in Stata", *Center for Global Development*, (núm. 103).

Sánchez, R. (2008): "Brief Review of the Relationship Among Emigration, Poverty and Overseas Workers Remittances in Colombia", *Revista de Economía y Administración*, vol. 5(núm. 1), pp. 119–151.

Vivas, A., S. Farné y D. Urbano (1998): "Estimaciones de funciones de demanda de trabajo dinámicas para la economía colombiana, 1980-1996", Archivos de macroeconomía, núm. 092, Departamento Nacional de Planeación.

Vélez, R. (2001): "El Mercado Laboral de Medellín: una aproximación teórica y empírica al funcionamiento del mercado y a la efectividad de las políticas de empleo sobre la demanda", documento de trabajo, Universidad Eafit.

Comentarios
El desempleo en Pereira: ¿solo cuestión de remesas?

Jaime Tenjo Galarza

He tenido el placer de leer el artículo de los doctores Luis Eduardo Arango, Paola Montenegro y Nataly Obando sobre el desempleo en Pereira. Se trata de un documento muy interesante e incisivo que explora aspectos no estudiados aún del mercado laboral.

Los autores tratan de explicar lo que ha sucedido en la ciudad de Pereira en los últimos años. En dicha ciudad se observa que entre 2006 y 2008 hubo caída importante de la tasa de participación laboral (TGP), colocándose muy por debajo del promedio de las doce ciudades más grandes restantes, pero a partir del año 2008 dicha tasa aumenta de manera brusca hasta llegar a niveles iguales o superiores a las del resto de ciudades grandes. Las tasas de desempleo durante el mismo período se mantuvieron por encima de las del resto de ciudades grandes, como siempre habían estado, pero a partir del año 2008, coincidiendo con el abrupto incremento, se dispararon hasta llegar a niveles 8 o 10 puntos porcentuales por encima de estas.

La explicación que dan los autores a este comportamiento es la siguiente:

1. En el caso de Pereira una parte importante del ingreso de los habitantes de esta ciudad está compuesta por las remesas que reciben del exterior, especialmente de España. Estos ingresos (que no están asociados con el trabajo de los residentes) tienen el efecto (todo lo demás constante) de aumentar los salarios de reserva de quienes los reciben, lo cual explica tanto la caída en las tasas de participación laboral entre 2006 y 2008 y las altas tasas de desempleo en el mismo período.

2. Las remesas tienen el efecto de conectar mercados laborales tan distantes como lo son los de España y Pereira. Cuando la economía española comienza a afrontar dificultades y los niveles de empleo caen, las remesas también disminuyen, generando así el efecto observado en Pereira: una caída de los salarios de reserva que a su vez aumenta la participación laboral. Este efecto se ve reforzado por el hecho de que probablemente muchos colombianos (pereiranos) que trabajaban en España regresaron a su ciudad de origen y entraron al mercado laboral, incrementando aún más la oferta laboral.

3. La economía local no estuvo en capacidad de absorber el aumento en la oferta laboral de 2008-2009 y, por tanto, los niveles de desempleo se incrementaron de manera sustancial. La explicación que los autores hacen es que la oferta laboral de Pereira no tiene las características que la demanda requiere y, además, que hay rigideces en el mercado laboral que impiden la asimilación del excedente laboral.

La estrategia empírica de los autores para sustentar sus análisis es la siguiente: primero, estiman funciones de oferta de trabajo en las que incluyen algunos indicadores de lo que sucede en el mercado laboral español y, partiendo del momento en que hay información sobre remesas, incluyen el valor de dichas remesas. Segundo, estimaron funciones de demanda por trabajo para los trece departamentos correspondientes a las trece áreas metropolitanas y a partir de dichas estimaciones tratan de deducir, a partir de las características que diferencian Pereira del resto de mercados laborales, explicaciones para la falta de dinamismo del mercado laboral en dicha ciudad, y de esa forma explicar su incapacidad para absorber el incremento de oferta laboral.

La primera parte de la estrategia me parece muy bien implementada y los resultados econométricos muy convincentes. En efecto, ellos encuentran relaciones muy claras, significativas y con el signo esperado entre los niveles de la tasa de desempleo en España y de las remesas por un lado, y los niveles de la participación laboral tanto en las doce áreas metropolitanas como en Pereira, por el otro. Los efectos marginales son más fuertes en el caso de Pereira que en el de las otras ciudades. En mi concepto la evidencia presentada es muy convincente en el sentido de conectar la oferta laboral en Colombia y en especial en Pereira con los niveles de remesas y los desarrollos del mercado laboral español.

Como claramente lo señalan los autores en el título de su estudio, el aumento en la oferta laboral es solo una parte de la historia. La siguiente parte es explicar por qué la demanda no tuvo la capacidad de absorber la mayor oferta. Para ello los autores estiman una función de demanda por trabajo como función del índice de producción industrial (como medida de la escala de producción), de los salarios reales (costo del trabajo), de la tasa de interés real (costo del capital) y de un indicador de productividad que miden a lo largo de los años de educación de los trabajadores ocupados[1]. Una vez estimada esta ecuación los autores entran a explicar cómo Pereira no tuvo características que, según dicha función de demanda laboral, favorecieran la creación de empleo:

[1] La discusión sobre los métodos de estimación y otros aspectos econométricos no es el objeto de estos comentarios. Sin embargo, quiero señalar que es un poco extraño el signo negativo que se obtiene para la tasa de interés real. Los autores interpretan esto como la *sustituibilidad bruta entre factores*, lo cual no me parece adecuado, puesto que en la regresión el índice de producción industrial controla por cambios en la producción. En este caso se trataría de *sustituibilidad neta*, pero en ese caso uno esperaría que el signo fuera positivo, ya que probablemente se trata de una función con dos factores.

- El índice de producción industrial de Risaralda no se incrementó (en efecto para finales de 2008 y principios de 2009 bajó). Esto no contribuyó a generar empleo.
- Los niveles educativos de la PEA en Pereira son inferiores a los de las demás ciudades. Esto indica, según ellos, que la demanda de trabajo es menos vigorosa en Pereira que en el resto de las áreas metropolitanas.
- Dado que los niveles educativos son menores en Pereira, posiblemente el salario mínimo es un elemento más relevante de la remuneración en dicha ciudad, y esto incluye rigideces que impiden la generación de empleo.

Aunque es muy posible que los factores anteriores sean ciertos, me parece que el tratamiento empírico-teórico de esta última parte no es suficientemente riguroso para ser convincente. Por ejemplo, si el choque que sufrió la economía de Pereira (Risaralda) fue un aumento en la oferta laboral debido a la caída de las remesas internacionales, lo que uno hubiera esperado es que se generara presión a la baja sobre los niveles salariales en dicha economía. En ese caso, para explicar por qué no fue posible absorber la oferta adicional y por qué el desempleo se mantuvo alto sería necesario explicar por qué los salarios reales relevantes no bajaron o no lo hicieron en la magnitud necesaria. Los salarios relevantes serían los que la economía le pagaría a los desempleados, según sus características. Si los desempleados son, en general, trabajadores no calificados cuyo salario potencial en el mercado estaría alrededor del salario mínimo, el nivel de dicho mínimo sería un factor de rigidez, pero los autores han debido profundizar en este aspecto. Infortunadamente, hay muy poco análisis de la evolución salarial durante el período en estudio.

En resumen, me parece que es un trabajo muy interesante que plantea aspectos novedosos sobre el funcionamiento del mercado laboral. Muchos de los resultados, especialmente los relacionados con los aspectos de la oferta laboral, son sólidos y enseñan mucho sobre el comportamiento de los oferentes de trabajo.

No quiero terminar sin agradecer a los autores y al Banco de la República el honor de haberme permitido escribir estos comentarios.

Réplica
El desempleo en Pereira: ¿solo cuestión de remesas?

Para los economistas ha sido una fortuna contar con los comentarios de Jaime Tenjo, en especial por las líneas de investigación que sugiere. Nuestras reacciones a sus interesantes comentarios se concentrarán en lo que, a su juicio, es la parte más débil de nuestro estudio: el análisis de la demanda de trabajo.

Es posible que esta parte de nuestra investigación sea un tanto menos rigurosa que la correspondiente al análisis de la oferta de trabajo (o análisis de participación laboral). Sin duda queda mucho por hacer en este campo pero, en cualquier caso, debe reconocerse que lo realizado por nosotros constituye un avance en esta materia, ya que la demanda de trabajo se explora desde una perspectiva pseudo-panel, utilizando como variable explicada la tasa de ocupación de la mano de obra vinculada en el sector privado en las distintas ciudades[1], con unos resultados que parecen sensatos.

Sin embargo, Tenjo plantea ciertas dudas de lo que, según afirma, nosotros denominamos sustituibilidad bruta entre capital y trabajo. En realidad, en nuestro trabajo no nos referimos a sustituibilidad bruta sino a complementariedad bruta entre capital y trabajo, dado el signo del coeficiente asociado con la tasa de interés. Pensamos, al hacer esta afirmación, que el efecto *escala* supera el efecto *sustitución*, por lo que, ante una caída en la tasa de interés real, la demanda de trabajo aumenta: lo cual es interpretado como complementariedad bruta.

Es posible sí que, dado que controlamos por la demanda agregada mediante el IPI, hubiéramos debido referirnos al capital y el trabajo como complementarios netos. No obstante, para ello debemos estar seguros de que el IPI solo se ve impactado por cambios en el precio de alquiler del capital, lo cual es difícil de verificar, al menos con el tipo de enfoque que utilizamos. De igual manera, debemos tener en cuenta que los efectos rezagados de las variables corresponden a diferentes momentos: $t-2$ para el IPI (como variable que procura capturar el efecto escala) y $t-3$ para el salario y la tasa de interés; por eso nuestra interpretación de aquello como de sustitutos brutos. Surgiría la siguiente pregunta: ¿Es posible sumar los efectos del IPI y la tasa de interés real?

[1] En principio, el análisis de los elementos del mercado de trabajo debe ser llevado a cabo no solo en el nivel agregado, debe realizarse también tratando de explotar las heterogeneidades locales, objetivo central de nuestra investigación.

Posteriormente, Tenjo plantea acertadamente que los salarios debieron caer, dado el choque en la oferta que explicamos. Sin embargo, esto no sucedió en el segmento analizado por nosotros: uno cercano al sector formal. Allí prima el salario mínimo y, si hubo alguna reacción en el salario, esta debió presentarse en el sector informal de la economía. Entonces, insistimos en nuestra interpretación: la probabilidad de que el salario mínimo sea juzgado como alto en una ciudad con una población algo menos educada no es despreciable.

En consistencia con otros estudios realizados por Nataly Obando y Luis Eduardo Arango, en compañía de Carlos Esteban Posada, no registramos que el salario mínimo real constituya una rigidez para el mercado de trabajo agregado. Lo es para el sector formal, pero no en conjunto para los otros segmentos. En lo que también tiene razón Tenjo es en que tal vez sería posible hacer un mayor despliegue del análisis salarial. Esto, de seguro, será objeto de investigaciones posteriores.

Sin embargo, hasta donde tenemos conocimiento, a los distintos sectores de la sociedad de Pereira no se les había llamado la atención sobre la escasa dinámica de su demanda de trabajo. Ese es, de nuevo, otro de los aportes de nuestra investigación.

18 Choques, instituciones laborales y desempleo en Colombia

Juan José Echavarría
Enrique López
Sergio Ocampo
Norberto Rodríguez*

La tasa de desempleo en las siete grandes ciudades de Colombia[1] se elevó desde 7 % en el primer trimestre de 1995 hasta 19 % hacia comienzos de 2000, descendió de manera excesivamente lenta en los años posteriores, y en ningún trimestre ha sido inferior a 10 %, un nivel mayor al que presentan hoy los países desarrollados durante la peor crisis económica de posguerra. El desempleo de ciertos grupos de la población ha sido mucho mayor, y para las mujeres jóvenes no ha descendido de 25 % desde 1999.

Se trata de tasas mucho mayores a las que se observan en el resto de la región, solo superadas por México a comienzos de los años ochenta, y por Argentina a finales de los noventa. La tasa actual se encuentra en niveles cercanos a 10 %, mientras que en los demás países de América Latina (excepto Venezuela) es menor a 8 % y en Brasil, Uruguay y México es menor a 6 %. Las diferencias no parecen obedecer a variaciones en las metodologías utilizadas por los departamentos de estadística de los países, todas ellas cercanas a las recomendaciones de la Organización Internacional del Trabajo (OIT).

Lora y Pagés (2004, pp. 27-28) construyen un índice de las dificultades en la asignación de los trabajadores a los puestos de trabajo y encuentran los peores

* Rafael Puyana y Luis Eduardo Rojas colaboraron en una primera etapa de la investigación. Los autores agradecen los valiosos aportes de los participantes en los Seminarios en Fedesarrollo, y en las universidades de los Andes, de Antioquia, Rosario y Javeriana. También, los de Luis Eduardo Arango, Christian Bustamante, Andrés González, Franz Hamann, Diego Rodríguez, Hernando Vargas, Juan Pablo Zárate, María del Pilar Esguerra y Martha Misas. Fabio Sánchez amablemente proporcionó sus series de costos no salariales en Colombia.

[1] El nivel del desempleo para el total nacional es, en general, un poco menor, con una dinámica relativamente similar a aquella del desempleo en las siete grandes ciudades: Bogotá, Medellín, Cali, Barranquilla, Bucaramanga, Manizales y Pasto. Gamarra (2006) encuentra que las series de las diferentes ciudades están cointegradas.

indicadores en los casos de Colombia, Uruguay, Paraguay y Argentina. En esos países muchos trabajadores buscan empleo durante largos períodos, y el desempleo está sumamente concentrado en las mujeres y los jóvenes.

Por su parte, Reinhart y Rogoff (2009) comparan las características e impacto de las cinco grandes crisis observadas en los países desarrollados en el siglo pasado en varios países emergentes durante la Crisis Asiática de 1998-1999, y en Argentina en 2001. Los autores muestran que la crisis que comenzó en 1998 fue *relativamente* suave en Colombia en términos del producto interno bruto (PIB) per cápita, pero una de las peores en términos de desempleo, solo superada por la de los Estados Unidos durante la Gran Depresión en 1929 y la de Finlandia en 1991.

Algo similar sucedió en la crisis reciente. El PIB en Colombia creció a una tasa anual mayor a la del país promedio de la región entre 2006-2008 y 2009 (3,0 % *vs.* 2,2 %), pero el desempleo se elevó cerca de 1 punto porcentual (pp) en el mismo período en Colombia, y solo 0,3 pp en la región. Más aún, el desempleo se redujo en ese período en Argentina, Brasil y Ecuador.

Estos hechos son especialmente preocupantes por las implicaciones de un desempleo alto y persistente sobre el bienestar de la sociedad. Representa un desperdicio de recursos y produce niveles extremos de infelicidad, mayores a los que ocasiona la separación matrimonial y a los que produce la simple reducción del ingreso. Los costos tienen que ser mucho peores en nuestros países, donde las escasas oportunidades de progreso laboral, el alto desempleo y la baja tasa de creación de empleo suelen relacionarse con la pobreza, la desigualdad, la marginación de los jóvenes y la delincuencia (Lustig y Mcleod, 1996). Las personas encuestadas por *Latinobarómetro* entre 1995 y 2010 de manera sistemática consideraron que el desempleo y el crimen son los dos principales problemas que enfrenta la región (desempleo y terrorismo en el caso de Colombia).

Todo lo anterior sugiere que nuestras instituciones laborales están mal diseñadas, pues han llevado a que la respuesta ante choques se dé vía cantidades (i.e. desempleo) y no vía precios (salario real) y a que la persistencia del desempleo sea enormemente elevada. De hecho, Lora y Pagés (2004, pp. 132-133, 136) consideran a Colombia como el país de la región que en mayor medida responde a los choques vía ajustes en desempleo y en menor medida vía ajustes en el salario real. Un choque negativo de demanda, como el que tuvo lugar en 1998-1999, ocasionó un nivel de desempleo excesivo durante seis años. Parecería que este mercado es muy importante como para fracasar (Lora y Pagés, 2004, pp. 13-14), pero esto es lo que ha sucedido en Colombia.

El presente trabajo parte de la idea, hoy relativamente aceptada, según la cual el alto y persistente desempleo observado en algunos países europeos durante las últimas décadas obedece a una "mala" combinación de choques e instituciones laborales. El alto precio real del petróleo observado en 1974-1975 y 1980-1982, así como el lento crecimiento de la productividad que tuvo lugar desde mediados de los años setenta, entre otros, habrían elevado el desempleo, con especial fuerza en aquellos países con instituciones laborales inapropiadas. Entre las instituciones que considera la literatura se encuentran el salario mínimo, los beneficios al desempleo,

los impuestos a la nómina, las características de las negociaciones salariales y el poder de los sindicatos. Por otra parte, existen varias teorías que tratan de explicar la enorme persistencia del desempleo (histéresis) en algunos de esos países.

Se desea establecer el impacto sobre el desempleo, el salario real y el PIB de distintos choques estructurales que afectan la economía colombiana, así como de variables que representan el estado de las instituciones laborales. Para hacerlo se utiliza un VAR-X estructural que sigue de cerca ejercicios similares para España y para los países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE)[2].

Como en Amisano y Serati (2003), la estimación se lleva a cabo por métodos bayesianos, con el fin de facilitar la inferencia sobre las funciones de impulso-respuesta de los choques. La metodología permite describir la información, realizar inferencias y analizar las consecuencias de los choques de manera más rigurosa que el análisis de regresión univariada. El VAR estructural utiliza condiciones derivadas de la teoría económica para identificar choques estructurales y sus efectos sobre las variables endógenas del modelo.

La sección 1 del documento presenta las principales características del denominado modelo WS-PS (*wage setting, price setting*), mediante el cual se puede evaluar el impacto probable de diferentes choques sobre el desempleo y el salario real, y lo contrasta en cada caso con los efectos observados en Colombia y otros países. También considera las razones que pueden producir una persistencia elevada del desempleo (histéresis).

La sección 2 presenta las restricciones de largo plazo que surgen del supuesto de histéresis completa e incompleta, muestra la evolución de las variables utilizadas, analiza su nivel de integración y especifica la forma como se estima el VAR-X. La sección 3 presenta los resultados de los ejercicios: las funciones impulso-respuesta y el impacto de diferentes choques sobre el desempleo, el salario real y el PIB. Se consideran choques de productividad, participación laboral y demanda, así como cambios en las dos instituciones laborales de mayor relevancia para el caso colombiano: el salario mínimo y los costos no salariales. También se incluye como variable exógena el precio real del petróleo (o los términos de intercambio). El documento no analiza la flexibilidad para enganchar y desenganchar trabajadores en las firmas, una variable que ha recibido alguna atención en la discusión sobre desempleo en Colombia[3]. La sección 4 concluye.

---

[2] En especial véase Castillo, Dolado y Jimeno (1998), Balmaseda, Dolado y López-Salido (2000), y Dolado y Jimeno (1995).

[3] Un resumen de la legislación reciente relacionada con la flexibilidad laboral aparece en Gaviria (2002 y 2004). Kugler (2004) muestra que la mayor flexibilidad laboral lleva a más enganches en los períodos de expansión, pero también a más despidos en tiempos de recesión. Jackman, Layard y Nickell (1996) se muestran relativamente escépticos sobre la flexibilización laboral como mecanismo para combatir el desempleo en Europa.

1. El modelo de fijación de precios (*PS*) y salarios (*WS*)

1.1. Las curvas *WS* y *PS*

En este trabajo se utiliza el modelo de fijación de precios (PS) y salarios (WS) desarrollado inicialmente por Jackman, Layard y Nickell (1991), y utilizado en algunos textos de macroeconomía[4] para caracterizar el equilibrio en el mercado laboral, describir la oferta agregada en la economía, y los efectos de fricciones, instituciones y choques sobre los salarios y el desempleo. El modelo es relativamente general y trata de capturar algunos hechos estilizados propios de economías en las cuales las firmas tienen algún poder de mercado y las instituciones laborales afectan el nivel de desempleo.

El modelo se utiliza principalmente con fines pedagógicos para ilustrar el impacto esperado de diferentes choques en la sección 1.2, la influencia de la denominada histéresis en la sección 1.3 y para fundamentar algunas de las restricciones de identificación de largo plazo impuestas en el VAR-X estructural en la sección 2.3. Buena parte de estas restricciones también pueden ser sustentadas con base en modelos alternativos. Carlin y Soskice (2006, pp. 52) ilustran la relación entre el modelo *WS-PS* y el modelo neoclásico tradicional (Blanchard, 2003, véase también).

La curva de fijación de precios (PS) puede representarse como:

$$P_{pib} = \bar{\mu}\frac{W^f}{A}$$

lo cual implica que:

$$\frac{W^f}{P_{pib}} = \frac{A}{\bar{\mu}} \tag{18.1}$$

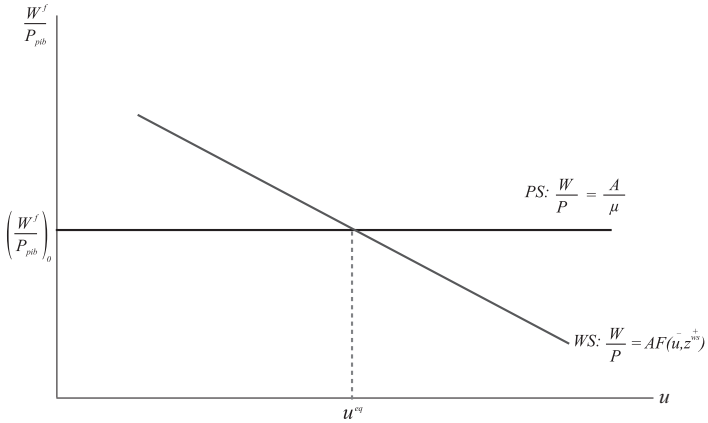
donde, W^f corresponde al salario nominal que paga la firma, P_{pib} al precio que recibe por su producto (el deflactor del PIB), y A la productividad. En la ecuación 18.1 se supone que la firma posee algún poder de mercado, y fija su precio con base en un margen o *mark-up* $\bar{\mu}$ constante sobre el costo de producción $\frac{W^f}{A}$ (cuando no existe capital)[5]. Por ello la curva PS resulta horizontal en el cuadrante salario real - desempleo, con desplazamientos producidos por los cambios en A (Diagrama 18.1).

Se trata de una simplificación útil que refleja la idea de que la firma cambia sus precios como respuesta a variaciones en costos, pero no ante choques de demanda a lo largo del ciclo. Para que la curva PS sea horizontal se requiere que el *margen* y el producto marginal del trabajo sean constantes a lo largo del ciclo; o que el *margen* contracíclico compense la productividad marginal decreciente; también podría suponerse que al ser costoso modificar los precios, la firma utiliza una regla

[4] Véase Blanchard (2003) y Carlin y Soskice (2006).

[5] Sobre el comportamiento de los márgenes en el ciclo véase Rotemberg y Woodford (1990).

Diagrama 18.1: El modelo WS-PS



simple para determinar los precios, tal como un *margen* constante sobre el costo medio de producción.

Por su parte, la curva WS plantea que el salario nominal es función del precio esperado, la productividad, el desempleo, y un conjunto de choques relacionados con instituciones laborales. Formalmente podría presentarse en los siguientes términos: $W^t = P_c^e AF\left(\bar{u}, \overset{+}{z^{ws}}\right)$, con $P_c = P_c^e$, lo cual implica que:

$$\frac{W^t}{P_c} = AF\left(\bar{u}, \overset{+}{z^{ws}}\right) \tag{18.2}$$

donde, W^t corresponde al salario nominal que recibe el trabajador, P_c al índice de precios al consumidor y z^{ws} a distintos choques que desplazan la curva WS. Se supone que el precio al consumidor observado P_c es igual al esperado P_c^s, pues se desea investigar el comportamiento de la tasa de desempleo de equilibrio u^{eq}.

La relación negativa entre el salario real y la tasa de desempleo, u, está relacionada con el posible deterioro en el poder de negociación de los trabajadores cuando se eleva el desempleo, ya que pueden ser reemplazados más fácilmente y se reduce la posibilidad de que consigan un nuevo empleo. Como la variable común a la PS y a la WS utilizada en este documento es el salario real que paga la firma $(\frac{W^f}{P_{pib}})$[6], debe adicionarse en el análisis de la curva WS el impacto del llamado *tax wedge* $(1 + t_i)(1 + t_d)$, una combinación de los impuestos directos t_d, el impuesto

[6] Carlin y Soskice (2006) muestran que la curva PS salta con los impuestos y con la tasa de cambio (además de la productividad) cuando se utiliza en el análisis el salario real que percibe el trabajador $\left(\frac{W^t}{P_c}\right)$. Esta es posiblemente la razón por la cual, como nosotros, Amisano y Serati (2003) y Balmaseda, Dolado y López-Salido (2000) deflactan el salario real con el deflactor del PIB.

a la renta y los costos no salariales, e indirectos t_i, los cuales recaen principalmente sobre el consumo. También debe adicionarse la tasa de cambio real. Formalmente:

$$W^f = W\left(1 + t_d\right) \tag{18.3}$$

$$P_c = \left[\left(1 - \phi\right) P_{pib} + \phi \varepsilon P^*\right]\left(1 + t_i\right) \tag{18.4}$$

donde ϕ corresponde a la participación de las importaciones en el PIB, ε a la tasa de cambio nominal y P^* al precio internacional de las importaciones. La ecuación 18.3 simplemente señala que el salario que paga la firma adiciona los impuestos directos a lo que recibe el trabajador. La ecuación 18.4 indica que el precio al consumidor es un promedio ponderado entre el índice de precios al productor (el deflactor del PIB) y el precio de los bienes importados, y que ambos se encuentran afectados por los impuestos indirectos (t_i). Puede demostrarse, entonces, que el menor *tax wedge* $\left(1 + t_1\right)\left(1 + t_d\right)$ desplaza hacia arriba la curva WS, medida en función de $\frac{W^f}{P_{pib}}$, y hacia abajo la relación $\frac{W^t}{P_{pib}}$, pues parte del impuesto se desplaza al trabajador. La mejora en los términos de intercambio revalúa la tasa de cambio real y también desplaza hacia arriba la WS.

Se produce un desplazamiento hacia arriba (hacia abajo) en la curva WS cuando crecen (caen) las exigencias salariales para cada nivel de desempleo, y existe un conjunto amplio de teorías que podrían explicar dichos desplazamientos. Algunas enfatizan el papel de las negociaciones colectivas y los sindicatos; otras, como la de salarios de eficiencia, la importancia de mantener los incentivos de trabajo y evitar que los trabajadores abandonen la empresa; finalmente, un tercer grupo, relacionado con modelos de búsqueda, enfatiza el poder que otorgan a los trabajadores actualmente empleados las fricciones existentes en el mercado. Las tres teorías parecen relevantes cuando se analiza el mercado laboral (Blanchard, 2007).

Entre los factores que afectan a z^{ws} estarían, por tanto, el nivel y duración de los beneficios al desempleo, el salario mínimo y cualquier otra legislación que proteja al trabajador, el poder de los sindicatos, las intervenciones del gobierno en las negociaciones entre firmas y sindicatos o el nivel de vacantes o, más precisamente, el denominado nivel de congestión en el mercado laboral. También estarían las variaciones en los impuestos y en la tasa de cambio real.

1.2. Impacto de diferentes choques sobre el desempleo y el salario real

El Diagrama 18.1 muestra un salario real $\left(\frac{W^f}{P_{pib}}\right)$determinado por el *nivel* de la curva PS horizontal, y un volumen de desempleo definido por ambas curvas. Su intersección corresponde al desempleo de equilibrio (u^{eq}) cuando $P = P^e$. En una economía cerrada al comercio internacional se genera un único nivel de desempleo de equilibrio (i.e. consistente con un nivel de precios estable). Sin embargo, como se mencionará, en una economía abierta existen múltiples niveles de desempleo de equilibrio, dependiendo del nivel de la tasa de cambio real.

En síntesis, en el esquema WS-PS el nivel de desempleo no depende únicamente de las características del mercado laboral, sino también del nivel de eficiencia con que opera, y de la competencia que enfrenta la firma. Por su parte, la curva WS se desplaza hacia arriba (y ello eleva el nivel de desempleo para una curva PS dada) cuando crece A, el salario mínimo, los beneficios al desempleo, el nivel de vacantes, los impuestos directos e indirectos, o la tasa de cambio real.

1.2.1. Productividad

Un mayor nivel de productividad (A) desplaza hacia arriba ambas curvas en la misma proporción, eleva el salario real pero no afecta el nivel de desempleo. Para reproducir la relación negativa observada en el largo plazo entre cambio técnico y desempleo (el cambio técnico reduce la tasa de desempleo)[7] se requiere ampliar el modelo, y asumir, por ejemplo, que las firmas y los trabajadores tienen diferentes expectativas sobre el nivel futuro de A. Los empresarios conocen el comportamiento de A, mientras que los trabajadores lo infieren erróneamente con base en su análisis sobre el crecimiento de A ($\triangle A$) en el pasado. Ello eleva el desempleo, pues conduce a un desplazamiento mayor en la curva WS que en la PS. Formalmente, el desempleo dependería de $a - Ea$, donde a corresponde al logaritmo de A y Ea al valor esperado de dicha variable (Blanchard, 2006). No sobra decir que la teoría requiere que las expectativas discrepen del verdadero valor de A durante largos períodos, algo que no siempre resulta fácil de aclarar.

Varios estudios encuentran, en efecto, que la tasa de desempleo promedio de equilibrio creció en los Estados Unidos y Europa cuando descendió $\triangle A$ en los años setenta (Grubb, Jackman y Layard, 1982). Los trabajadores habrían esperado erróneamente que la productividad siguiera creciendo al ritmo que lo hizo en las décadas pasadas, mientras que los patronos habrían incorporado el verdadero comportamiento de A en su análisis. Y los trabajadores lograron parcialmente su objetivo en varios países luego de los grandes conflictos que se presentaron en Mayo del 68 en Francia, las huelgas de Mayo de 1968 en Italia y los conflictos que finalizaron con las dictaduras en Portugal y España en 1974 y 1975 (Blanchard, 2007).

Esta interpretación ha sido utilizada para explicar la reducción de la tasa de desempleo de equilibrio en los Estados Unidos en los años noventa (Ball y Moffitt, 2001), así como el alto desempleo observado en algunos países de Europa (Blanchard y Wolfers, 2000). Pissarides y Vallanti (2007) también encuentran una relación negativa entre el cambio técnico y el desempleo, menos robusta en Europa que en los Estados Unidos, pero utilizan un modelo diferente para explicarla.

Se acepta en general que el cambio técnico reduce el desempleo a largo plazo, pero el impacto a corto plazo es objeto de fuerte discusión. Blanchard, Diamond, Hall y Yellen (1989) y Balmaseda, Dolado y López-Salido (2000), por ejemplo,

[7] Veáse King y Morley (2007) para la historia de posguerra en los Estados Unidos.

encuentran que el cambio técnico eleva el desempleo en el corto plazo en los Estados Unidos. Una posible explicación fue presentada originalmente por Blanchard y Jimeno (1995), para quienes los incrementos en productividad pueden elevar el desempleo si la demanda agregada no crece suficientemente para mantener el nivel de empleo. Amisano y Serati (2003) también encuentran que la mayor productividad eleva el desempleo en el corto plazo en los Estados Unidos, pero lo reduce en Italia y Suecia, con un impacto neutro en el Reino Unido. El análisis de las funciones impulso-respuesta de la sección 3.1 sugiere que en Colombia el cambio técnico reduce el desempleo, *tanto a corto como a mediano plazos.*

1.2.2. Impuestos

El modelo WS-PS sugiere considerar el *tax wedge* definido como $(1+t_i)(1+t_d)$, donde t_d y t_i corresponden a los impuestos directos e indirectos, respectivamente. Todos ellos desplazan hacia arriba la curva WS cuando se mide en términos de la variable $\frac{W^f}{P_{pib}}$, y desplazan hacia abajo el valor de $\frac{W^t}{P_c}$, el salario real que recibe el trabajador, pues parte del impuesto es transferido.

Sin embargo, no han sido en general exitosos los trabajos que tratan de evaluar el impacto conjunto de los impuestos sobre el desempleo. El incremento que ha tenido lugar en el conjunto de impuestos ha ocurrido al mismo tiempo que ha crecido el desempleo, pero la variable no predice bien la heterogeneidad observada en los distintos países[8]. No siempre es fácil distinguir empíricamente entre un impuesto marginal y uno medio y[9], más relevante para nuestros propósitos, es importante incorporar en el análisis el beneficio atado a cada "impuesto".

En particular, una contribución a la nómina destinada a crear una cuenta corriente para los trabajadores no significa impuesto alguno y, en la misma dirección, los trabajadores podrían estar más dispuestos a que les transfieran parte o la totalidad de un impuesto cuyos beneficios conocen y valoran. Por ello, como mencionan Lora y Pagés (2004, pp. 231-232), los impuestos solo perjudicarían la economía si los legisladores fueran más allá de lo que los trabajadores estuvieran dispuestos a pagar para obtener dichos beneficios.

En este trabajo se utilizan los costos no salariales, pero nuevas investigaciones deberán establecer cuán robustos son los resultados a especificaciones alternativas que también incluyan el impuesto a la renta o el impuesto de valor agregado (IVA). Por supuesto, esta discusión está relacionada con las bondades potenciales de que los recursos necesarios para pagar las cajas de compensación, el Instituto Colombiano de Bienstar Familiar (ICBF) o el Servicio Nacional de Aprendizaje

[8] Veáse Blanchard y Katz (1997) y Blanchard (2006). Sin embargo, para los países de la OCDE Baker, Glyn, Howell y Schmitt (2003) encuentran que un incremento en el conjunto de impuestos de 10 pp eleva la tasa de desempleo entre 0,91 y 2,08 pp.

[9] Heijdra (2009), por ejemplo, muestra que un mayor impuesto marginal a la renta reduce el nivel de desempleo, mientras que un mayor impuesto promedio lo incrementa. La oferta laboral se reduce en el primer caso, pues es menos atractivo trabajar, y se amplía en el segundo, pues los agentes son ahora más pobres.

(SENA) provengan directamente del presupuesto nacional en lugar de que sean cargados directamente a los empresarios (Alm y López, 2005; Forero, Rojas y Steiner, 2011).

Alm y López (2005) comparan los impuestos a la nómina y las contribuciones al seguro social pagadas por los empresarios y por los trabajadores en varios países de América Latina y de la OCDE. México, Argentina y Colombia aparecen como los tres países de la región con mayores impuestos, con niveles superiores a los del país europeo medio (Layard y Nickell, 1999).

Los niveles de transferencia parecen haber sido relativamente bajos en Colombia. Para los años ochenta y noventa Kugler y Kugler (2009) hallan que los salarios en el sector industrial cayeron entre 1,4 % y 2,3 % ante un incremento de 10 % en el impuesto a la nómina, un resultado similar al que encuentran Cárdenas y Bernal (2004). Los niveles de transferencia que encuentran Heckman y Pagés (2004b) en América Latina son mucho mayores, pues oscilan entre 52 % y 90 %[10].

El traslado también depende del tamaño del nuevo impuesto (presumiblemente, un cambio pequeño es más fácil de trasladar que un cambio grande), de que se perciba como un impuesto transitorio o permanente, y de la existencia o no de un conjunto amplio de rigideces laborales que dificulten el traslado, tales como el salario mínimo o un piso al salario en el sector formal determinado por el nivel salarial en el sector informal. Este piso puede afectar con mayor fuerza (creando desempleo adicional) a los grupos con salarios relativamente bajos tales como los jóvenes, las mujeres y los trabajadores informales.

1.2.3. Salario mínimo

Un incremento en el salario mínimo desplaza hacia arriba la curva WS en el Diagrama 18.1 y crea desempleo, pero el monto del desempleo dependerá del diseño mismo del instrumento. El desplazamiento será bajo en los países de la OCDE donde el salario mínimo solo cubre a los trabajadores más pobres, cerca del 5 % del total (Layard y Nickell, 1999, pp. 3043-3044), pero puede ser alto en Colombia, donde 34,6 % de los trabajadores afiliados al sistema de subsidio familiar (una aproximación al empleo formal) recibieron un salario mínimo en 2006, con porcentajes incluso superiores en los años siguientes (Arango, García y Posada, 2008)[11]. Según Maloney y Núñez (2004, pp. 114) el 87 % del incremento en el salario mínimo se traduce al salario de aquellos que ganan entre 0,7 y 0,9 de dicho salario, con un impacto que decrece hasta 16 % para los que ganan más de cuatro salarios mínimos.

---

[10] Layard y Nickell (1999) resumen los resultados de cinco estudios para los países de la OCDE, con una transferencia de uno a uno en pocos casos, y cercana a cero en muchos de ellos. Gruber (1997) encuentra niveles de transferencia cercanos a uno para las reducciones de impuestos que tuvieron lugar en Chile a comienzos de los años ochenta.

[11] Las cifras reportadas por Arango y Pachón (2007) son menores, e indican que un 24 % de los asalariados recibe un salario mínimo o menos.

El salario mínimo es alto en Colombia, tanto cuando se mide con respecto al PIB per cápita como a la estructura salarial. Según Santa María, Steiner y Schutt (2010) la relación entre el salario mínimo y el PIB per cápita es hoy 52 % en Colombia, 32 % en Chile, 28 % en Brasil, 20 % en Uruguay y 11 % en México. El salario mínimo en Colombia es 1/5 parte del de los Estados Unidos, mientras que su PIB per cápita es 1/11. Por su parte, Lora y Pagés (2004, pp. 247-248) encuentran que la relación entre el mínimo y el PIB per cápita fue más alta en Colombia que en la mayoría de países de la región en 1991-2000.

También es alto el salario mínimo cuando se compara con el resto de la estructura salarial. Maloney y Núñez (2004, pp. 114), por ejemplo, muestran que la relación entre el mínimo y la mediana del salario es más alta en Colombia que en la mayoría de países de la región. Además, con base en estimadores *Kernel* de la función de densidad, los autores sugieren que el mínimo afecta la distribución salarial en Colombia con mayor fuerza que en los demás países considerados (Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Honduras, México y Uruguay). En el extremo opuesto, el salario mínimo en México es bajo como proporción de la mediana del salario y hay muy poca concentración de los salarios alrededor del mínimo.

El salario mínimo es alto en Colombia, cubre un porcentaje amplio de la población e impacta el salario real promedio; por ello crea desempleo. Maloney y Núñez (2004, pp. 114) encuentran un resultado similar al de Bell (1997): el incremento de 10 % en el salario mínimo reduce entre 2 % y 12 % el empleo de trabajadores no calificados. Ello significa que el incremento de 27,1 % que tuvo lugar en Colombia en el salario mínimo real entre 1994:IV y 2010:IV (véase más adelante) podría haber reducido más de 4 pp el nivel de empleo.

El mínimo también parece afectar con fuerza el salario real en el sector informal en la región, puede retardar el proceso de ajuste de los salarios ante choques negativos de demanda, y reducir el traslado de los impuestos al salario real. Los efectos adversos de una política laboral mal diseñada pueden volverse extremos en presencia del salario mínimo. En Colombia el salario mínimo ha sido utilizado como base para la indexación de muchas variables económicas tales como las multas, las tarifas de servicios públicos y las pensiones (Arango, García y Posada, 2008). Además, según sentencia de la Corte Constitucional en 1999, el salario mínimo debe reajustarse antes de iniciar cada nuevo año, por un valor porcentual que en ningún caso puede ser inferior a la inflación causada el año inmediatamente anterior.

En síntesis, no son favorables las evaluaciones disponibles sobre el impacto del salario mínimo en la región, y menos aún en Colombia. El instrumento crea desempleo, particularmente para trabajadores no calificados, mujeres y jóvenes, y genera pobreza. El salario mínimo parece haber mejorado la distribución del ingreso en América Latina (Lora y Pagés, 2004, pp. 250-251), pero no en Colombia, donde ha elevado las condiciones de vida de los grupos de ingresos medios y altos, pero las empeora para los grupos más pobres (Arango y Pachón, 2007).

1.2.4. Términos de intercambio

El precio del petróleo o los términos de intercambio aparecen como una de las variables centrales en la explicación del desempleo en los países desarrollados, y Gómez y Mahadeva (2010) muestran que en Colombia explican buena parte del ciclo económico (junto con los flujos reales de capital). La inclusión de los términos de intercambio resulta central en los estudios de VAR estructural que tratan de medir el impacto de la política monetaria en los Estados Unidos y Europa[12].

Además, como se mencionó, mientras que en una economía cerrada al comercio internacional existe un único nivel de desempleo con inflación estable, u^{eq}, determinado por la intersección entre las curvas *WS* y *PS*, en una economía abierta existen múltiples niveles de equilibrio dependiendo del nivel de los términos de intercambio y de la tasa de cambio real (Carlin y Soskice, 2006, pp. 354-355)[13]. Los autores llaman a dicha relación la tasa de desempleo de equilibrio (TDE).

Balmaseda, Dolado y López-Salido (2000) asocian los incrementos en el precio real del petróleo (también los impuestos y los beneficios al desempleo) con choques negativos en productividad, pero este resulta ser un supuesto muy restrictivo. En efecto, Carlin y Soskice (2006, pp. 397-398) utilizan el esquema *WS-PS* para mostrar que la mejora en los términos de intercambio también desplaza las curvas de demanda agregada y de cuenta corriente. La mejora en los términos de intercambio reduce el desempleo, eleva el salario real, revalúa la tasa de cambio, y mejora la cuenta corriente.

El modelo *WS-PS* para una economía abierta sugiere que un incremento en los términos de intercambio, en el gasto público o en la productividad local reduce permanentemente la tasa de cambio real y el desempleo (tanto bajo un régimen de tasa de cambio nominal fija como flexible), pero ello no significa relación alguna de causalidad entre las dos últimas variables. De hecho, solo en un régimen de tasa de cambio nominal fija tiene sentido preguntarse por el impacto de una revaluación real *exógena*, en cuyo caso el modelo predice que esta eleva el desempleo transitoriamente. El desempleo regresa luego a su nivel original una vez se ajustan los precios y los salarios (véase Carlin y Soskice, 2006, capítulo 11).

1.3. Histéresis

Los altos y persistentes niveles de desempleo observados durante las últimas décadas en algunos países europeos, durante la depresión de los años treinta en los Estados Unidos, y después de 1998-1999 en Colombia, sugieren que la tasa de desempleo observada podría depender de su propia historia, un fenómeno conocido en física como histéresis. Formalmente, la histéresis produce una serie de desempleo no estacionaria.

---

[12] Christiano, Eichenbaum y Evans (1999) y Walsh (2003, pp. 29, 31, 33).

[13] Véase, entre otros, Jackman, Layard y Nickell (1991), Blanchard y Jimeno (1995), Blanchard y Wolfers (2000), Lilien (1982) y Ball y Mankiw (2002).

El fenómeno de histéresis desafía la noción según la cual existe una tasa de desempleo de equilibrio o "natural" y de inflación estable (Nairu, por su sigla en inglés) hacia la cual tiende a gravitar la economía, pues un incremento en el nivel de desempleo actual eleva el nivel "natural" futuro. Otra forma de decirlo, en el caso de histéresis pierde sentido la distinción entre el desempleo cíclico o temporal causado por los choques de demanda, y el desempleo "estructural" causado por las rigideces institucionales. Pierde sentido la diferencia entre movimientos *a lo largo* de la curva de Phillips y el *desplazamiento* de dicha curva.

Sin embargo, ni los contratos a término fijo ni la magnitud de los costos de ajuste en precios y salarios parecen explicar la alta persistencia observada en algunos países, y por ello han surgido interpretaciones alternativas. Una primera explicación, *insiders-outsiders*, parte de la idea según la cual los desempleados tienen poca representación en las negociaciones salariales, dominadas por los intereses de los ya empleados (*insiders*). Es probable que esta teoría sea aún más relevante en países con sindicatos fuertes.

La segunda explicación (capital humano) sugiere que las personas que han estado desempleadas durante largos períodos de tiempo tienen mucho menos importancia en la determinación de los salarios que los demás trabajadores (empleados o recién desempleados). Esos desempleados de largo plazo pierden sus habilidades (Ljungqvist y Sargent, 1998), y están menos interesados en conseguir un trabajo, en parte por ser menor el estigma asociado con el desempleo cuando es generalizado[14]. Adicionalmente, el patrono podría considerarlos malos trabajadores (Acemoglu, 1995).

El desempleo de largo plazo en los Estados Unidos siempre ha sido mucho menor que en Europa (Blanchard, 2006). Además, la duración del desempleo se ha elevado en los períodos de crisis en Europa (Blanchard, 2006), y en la crisis actual más del 40 % de los desempleados lo han estado por más de un año en Alemania, España y Francia. La duración del desempleo en Colombia alcanzó niveles cercanos a sesenta semanas entre 2000 y 2005, y el porcentaje de desempleados con un año o más fuera del trabajo es mayor en Colombia en 1990-2001 que en cualquier otro país de la región (Lora y Pagés, 2004, pp. 21-22).

Una tercera explicación (capital físico) sugiere que el capital se deprecia rápidamente durante las recesiones prolongadas y ello lleva a un menor empleo de equilibrio. En el Diagrama 18.2 se presenta la versión de histéresis "extrema" asociada con la primera explicación (*insiders-outsiders*). A diferencia del Diagrama 18.1 se considera ahora el nivel de empleo en el eje horizontal, lo cual permite una explicación más acorde con la versión tradicional en ese modelo. Por ello la curva *WS* aparece con pendiente positiva.

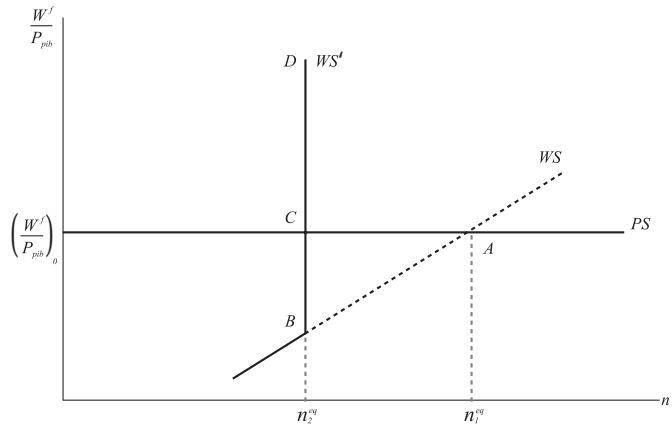
Se observa un nivel inicial de empleo de equilibrio n_1^{eq}, el cual se reduce a n_2^{eq} luego de un choque negativo de demanda. Si el banco central o el gobierno no adoptan políticas expansivas y el desempleo permanece alto por largo tiempo,

[14] Clark y Oswald (1994) muestran, en efecto, que el deterioro en satisfacción que produce el desempleo es menor en aquellas regiones de Inglaterra donde el desempleo ha sido generalizado durante largos períodos.

es posible que los trabajadores actualmente empleados (*insiders*), con habilidades que el patrono encuentra difíciles de reemplazar, asuman una posición negociadora determinante, reduciendo el impacto que tradicionalmente tienen los desempleados en el ajuste.

La consecuencia es que la curva WS se convierte en WS' en ese nivel de empleo. Los incrementos en la demanda agregada no alteran ahora el nivel de empleo (permanece en n_2^{eq}), elevan el salario real en el intervalo BC, y no afectan ni el salario real ni el nivel de empleo (solo producen más inflación) en el intervalo CD. El nivel de empleo de equilibrio es ahora n_2^{eq}. Bajo histéresis completa el desempleo del período anterior deja de influir en la determinación del salario real, y la ecuación WS se convierte en $n_t^e = n_{t-1}$, siendo n_t^e el nivel de empleo esperado. Todo nuevo participante en la fuerza laboral estará desempleado.

Diagrama 18.2: El modelo *WS-PS* con histéresis producida por *insiders-outsiders*



Las últimas dos explicaciones de histéresis (capital humano y capital físico) llevan a versiones menos extremas, pues la economía retorna a su estado original en algún momento (Carlin y Soskice, 2006). La curva WS' presenta una pendiente alta, mas no infinita. De otra parte, las tres explicaciones de histéresis llevan a que las secuencias de choques cortos tengan bajo impacto sobre el desempleo de equilibrio, pero las secuencias de choques largos resulten sumamente traumáticas. Y el mayor poder de los *insiders* podría hacer que el cambio técnico se difunda rápidamente hacia mayores salarios sin crear mucho empleo. Además, el impacto de las distintas fuentes de histéresis podría reforzarse. Así, el desánimo de los trabajadores que duran desempleados largo tiempo fortalece la negociación de los *insiders* en la firma, y el mayor peso de los *insiders* en las negociaciones eleva el número de desempleados de largo tiempo.

2. VAR-X estructural

Se plantean dos modelos VAR-X estructurales para evaluar las consecuencias de choques estructurales y de cambios en algunas de las instituciones laborales del país. Los modelos buscan establecer el efecto sobre el salario real, el producto y la tasa de desempleo, de choques de productividad (ε^s), participación laboral (ε^l), demanda (ε^d), y términos de intercambio, así como de variaciones en el salario mínimo real y en los costos no salariales. La identificación de los choques (ε^s), (ε^l) y (ε^d) se obtiene tras imponer restricciones sobre sus efectos de largo plazo como en Blanchard y Quah (1989)[15].

Los dos modelos difieren en el tratamiento de la tasa de desempleo y, por consiguiente, en las restricciones de identificación de los choques. En el primero, denominado de histéresis incompleta, se supone que la tasa de desempleo es estacionaria (aunque puede ser altamente persistente), por lo que la serie se incluye en niveles. En el segundo se supone histéresis completa, con una serie de desempleo no estacionaria que se incluye en diferencias.

La representación de media móvil infinita para el modelo de histéresis incompleta está dada por la ecuación 18.5 y aquella para el modelo de histéresis completa por la ecuación 18.6; $Z_t^I = [\ \Delta(w_t - p_t)\ \ \Delta y_t\ \ u_t\ ]'$ y $Z_t^C = [\ \Delta(w_t - p_t)\ \ \Delta y_t\ \ \Delta u_t\ ]'$ corresponden a los vectores de variables endógenas, $x_t = [\ (w^{min} - p_t)\ \ \tau_t\ \ (p^*_{pet,t} - p^*_t)\ ]'$ al vector de variables exógenas y $\varepsilon_t = [\ \varepsilon_t^s\ \varepsilon_t^l\ \varepsilon_t^d\ ]'$ al vector de choques estructurales. Además, μ_I y μ_C representan vectores constantes y $C_I(L)$, $C_C(L)$, $\Lambda_I(L)$ y $\Lambda_C(L)$ matrices de polinomios infinitos en el operador de rezago L.

$$Z_t^I = \mu_I + C_I(L)\,\varepsilon_t + \Lambda_I(L)\,\Delta x_t \tag{18.5}$$

$$Z_t^C = \mu_C + C_C(L)\,\varepsilon_t + \Lambda_C(L)\,\Delta x_t \tag{18.6}$$

La sección 2.1 presenta las series utilizadas en las estimaciones. En la 2.2 se presentan pruebas sobre el nivel de integración de estas series y la posibilidad de cointegración entre ellas. La sección 2.3 discute las restricciones de identificación impuestas y la 2.4 la elección de rezagos y la estimación de los modelos.

2.1. Las variables utilizadas

El Gráfico 18.1 muestra la evolución de las variables utilizadas en los ejercicios, todas ellas con información trimestral entre 1984:I y 2010:IV. El salario real, el salario mínimo real, el PIB, el precio real del petróleo y los términos de intercambio aparecen como índices (1995:1 = 100), mientras que los costos no salariales y la tasa de desempleo se presentan como porcentajes[16].

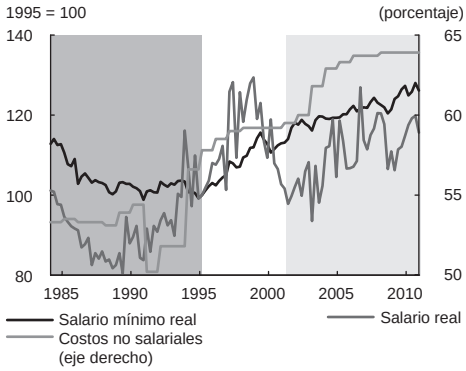
[15] Dos trabajos parcialmente relacionados con el nuestro son Arango y Posada (2006) y López y Misas (2006).

[16] Las series de salario real, salario mínimo real y tasa de desempleo han sido desestacionalizadas con el procedimiento X12. Ambos salarios son deflactados con el deflactor del PIB pues,

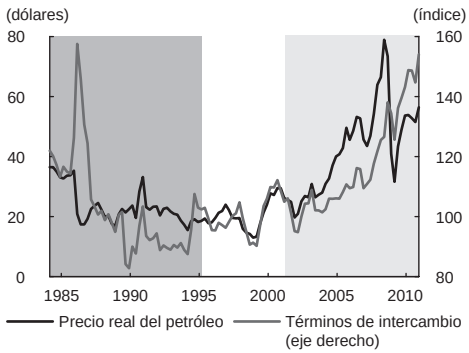
Las variables endógenas son el salario real, el producto y la tasa de desempleo, y las variables exógenas los costos no salariales, el salario mínimo real y el precio real del petróleo. Amisano y Serati (2003) utilizan los impuestos y los beneficios al desempleo como variables exógenas en su estudio para la OCDE, pero la segunda variable no parece relevante en el caso colombiano[17].

Gráfico 18.1: Las variables utilizadas en el modelo

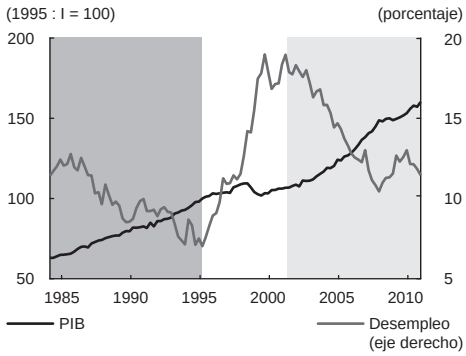
A. Salario mínimo real, salario real y costos no salariales



B. Términos de intercambio y precio real del petróleo



C. PIB y desempleo



Fuente: Encuesta Nacional de Hogares, DANE. Departamento Nacional de Planeación (DNP). Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República. Sánchez, Duque y Ruiz (2009).

---

al igual que en el modelo WS-PS, el precio relevante para deflactar el salario es el del bien final. Así también lo hacen Balmaseda, Dolado y López-Salido (2000) y Amisano y Serati (2003).

[17] No incluir variables exógenas hace que el modelo esté sujeto a la crítica de Faust y Leeper (1997), lo que también motiva la introducción de estas variables al sistema.

Los salarios y el desempleo provienen de las encuestas de hogares del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). Ambas variables se toman para las siete grandes ciudades por la necesidad de contar con una serie lo suficientemente larga para el estudio. El salario nominal corresponde al promedio del salario reportado por los asalariados de tiempo completo[18]. El PIB proviene de las cuentas nacionales del DANE empalmadas con información del Departamento Nacional de Planeación (DNP). Los costos no salariales aparecen en Sánchez, Duque y Ruiz (2009) e incluyen los rubros de pensiones, salud, cesantías, transporte, prima, vacaciones, cajas, ICBF, aseguradoras de riesgos profesionales (ARP) y SENA. La serie de términos de intercambio proviene de la Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República. El precio real del petróleo corresponde al promedio trimestral del precio del petróleo WTI en dólares, deflactado por el índice de precios al productor (IPP) de los Estados Unidos. Los resultados de la sección 3 son muy similares cuando se utilizan los términos de intercambio en lugar del precio real del petróleo.

Las áreas sombreadas reflejan los tres períodos que parecen diferenciar el comportamiento del desempleo. Este fue bajo y decreciente en 1984:I - 1995:II, con un valor medio de 9,8 %; se elevó desde un mínimo de 7,0 % en 1995:II hasta 19,0 % en 2001:I (con una ligera recuperación entre 1999:III y 2000:I); y descendió nuevamente entre 2001:I y 2010:III, con niveles mayores a 10 % en todos los trimestres. El salario mínimo real decreció en el primer período, cuando se redujo el desempleo, y creció cerca de 30 % desde entonces, contribuyendo al comportamiento desfavorable del desempleo (véase más adelante).

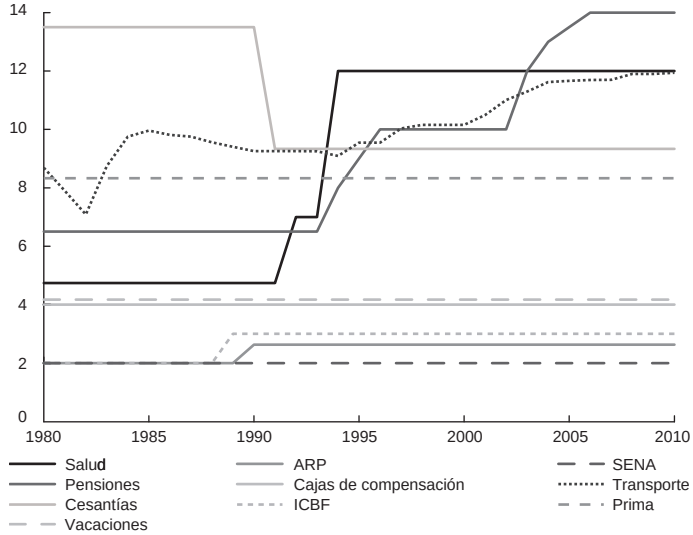
El salario real cayó en la parte inicial del primer período, se incrementó fuertemente hasta 1998:II, cayó hasta 2003:I y se recuperó en los años siguientes. El precio real del petróleo se mantuvo relativamente estable entre 1984 y 1998, creció fuertemente hasta 2008, y se recuperó recientemente luego del fuerte descenso observado durante la crisis de 2008-2009. Su comportamiento coincide cercanamente con el de los términos de intercambio del país, excepto durante la denominada "minibonanza cafetera" de 1985-1986, y en la crisis reciente cuando fue más acentuada la caída en el precio del petróleo.

Los costos no salariales se mantuvieron relativamente estables hasta finales de 1990, presentaron una reducción importante en ese trimestre, y crecieron en forma sostenida y paulatina desde entonces. Representaron el 50 % del salario en 1991:I y el 63,9 % al final del período.

La reducción observada en los costos no salariales a finales de 1990 se debió a la reducción de pagos de cesantías (Gráfico 18.2). Los fuertes incrementos observados desde entonces han obedecido principalmente a los mayores desembolsos para salud y pensiones. Los pagos conjuntos para salud (12 %), pensiones (14 %) y cesantías (9,3 %) representan hoy más de la mitad del total. Los pagos para vacaciones, cajas de compensación familiar, ICBF, ARP y SENA han permanecido relativamente bajos y estables.

[18] Sobre la metodología de empalme empleada véase Arango, García y Posada (2008).

Gráfico 18.2: Evolución de los costos no salariales en Colombia, 1980-2010



Fuente: Sánchez, Duque y Ruiz (2009).

2.2. Nivel de integración de las series

El Cuadro 18.1 muestra los resultados de cuatro pruebas de raíz unitaria (ADF, DF-GLS, PP y KPSS)[19] para las siete series y sus diferencias. Se presentan los resultados con constante en las regresiones auxiliares y con tendencia para el PIB en niveles. Los resultados coinciden en que las series en niveles son $I(1)$, y las series en diferencias son estacionarias, $I(0)$, para una significancia del 5 %. Con un conjunto de pruebas similares Arango y Posada (2006) encuentran que la serie de desempleo es $I(1)$ para el período 1984-2004, pero estacionaria para 1984-1994.

Siguiendo a Lee y Strazicich (2004), Gomes y Gomes-da Silva (2007) consideran la estacionariedad en presencia de cambios estructurales endógenos para Brasil y Chile, y encuentran que la tasa de desempleo no es estacionaria. Similar verificación se hace para el desempleo en Colombia, resultando en quiebres en 1995:II y 2001:III con estadística LM de $-2{,}24$; los valores críticos al 1 %, 5 % y 10 % son $-4{,}54$, $-3{,}84$ y $-3{,}50$, respectivamente (véase Lee y Strazicich, 2004). Se mantiene, entonces, la hipótesis de no estacionariedad de la tasa de desempleo colombiana aún en presencia de dos quiebres estructurales.

Por último, se considera la presencia de cointegración entre las variables endógenas del sistema. Las pruebas se hacen bajo la especificación adoptada para el VAR-X (sección 2), y consideran la hipótesis de ningún vector de cointegración

[19] Véase Dickey y Fuller (1979), Elliott, Rothenberg y Stock (1996) y Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992).

usando la estrategia de Johansen (2005), tanto la convencional como con *bootstrapping*, arrojan p-valores de 0,44 y 0,24, respectivamente, con lo cual se confirma que no hay evidencia a favor de cointegración entre las variables.

Cuadro 18.1: Nivel de integración de las series

Variable	ADF (p-valor)	DF-GLS (p-valor)	P-P (p-valor)	KPSS (p-valor)
Variables endógenas				
Salario real	-1,21 (0,67)	-1,19 p.v.>0,10	-1,58 (0,49)	75,93 p.v.< 0,01
D(salario real)	-16,88 (0,00)	-16,93 p.v.< 0,01	-19,32 (0,00)	0,36 p.v.>0,10
Producto	-0,73 (0,97)	-1,01 p.v.>0,10	-0,65 (0,97)	0,16 p.v.< 0,01
D(producto)	-5,09 (0,00)	-4,42 p.v.< 0,01	-10,69 (0,00)	0,32 p.v.>0,10
Desempleo	-1,06 (0,73)	-1,04 p.v.>0,10	-1,07 (0,73)	85,36 p.v.< 0,01
D(desempleo)	-8,99 (0,00)	-8,65 p.v.< 0,01	-9,03 (0,00)	0,21 p.v.>0,10
Variables exógenas				
Salario mínimo real	0.,05 (0,96)	-0,14 p.v.>0,10	0,13 (0,97)	0,95 p.v.< 0,01
D(salario mínimo real)	-10,36 (0,00)	-8,67 p.v.< 0,01	-10,36 (0,00)	0,54 0,05>p.v.>0,01
Costos no salariales	-0,57 (0,87)	0,29 p.v.>0,10	-0,57 (0,87)	1,08 p.v.< 0,01
D(costos no salariales)	-10,42 (0,00)	-10,36 p.v.< 0,01	-10,42 (0,00)	0,08 p.v.>0,10
Precio real del petróleo	-0,52 (0,88)	-0,75 (0,45)	-0,64 (0,86)	84,35 (0,00)
D(precio real del petróleo)	-6,64 (0,00)	-6,68 (0,00)	-9,2 (0,00)	0,08 p.v.>0,10
Términos de intercambio	-1,02 (0,75)	-1,19 (0,24)	-1,42 (0,57)	14,83 p.v.< 0,01
D(términos de intercambio)	-5,69 (0,00)	-5,4 (0,00)	-8,86 (0,00)	0,3 p.v.>0,10

Fuente: cálculos de los autores.

2.3. Restricciones de identificación

En esta sección se presentan las restricciones de identificación sobre los efectos de largo plazo de los choques estructurales ε^s, ε^l y ε^d bajo histéresis incompleta en la ecuación 18.7 y bajo histéresis completa en la ecuación 18.8[20]. En ambos modelos

[20] Las restricciones utilizadas son compartidas por varios estudios previos, entre ellos: Dolado y Jimeno (1995); Castillo, Dolado y Jimeno (1998); Balmaseda, Dolado y López-Salido (2000) y Amisano y Serati (2003).

se considera la representación VMA infinita en ausencia de variables exógenas[21], donde $C^{ij}(1)$ corresponde a un polinomio infinito en el operador de rezago L y $C^{ij}(1)$ al efecto acumulado o de largo plazo del choque sobre la variable i.

$$\begin{bmatrix} \Delta(w_t - p_t) \\ \triangle y_t \\ u_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_I^{11}(L) & C_I^{12}(L) & C_I^{13}(L) \\ C_I^{21}(L) & C_I^{22}(L) & C_I^{23}(L) \\ C_I^{31}(L) & C_I^{32}(L) & C_I^{33}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^s \\ \varepsilon_t^l \\ \varepsilon_t^d \end{bmatrix} \tag{18.7}$$

$$\begin{bmatrix} \Delta(w_t - p_t) \\ \triangle y_t \\ \triangle u_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_C^{11}(L) & C_C^{12}(L) & C_C^{13}(L) \\ C_C^{21}(L) & C_C^{22}(L) & C_C^{23}(L) \\ C_C^{31}(L) & C_C^{32}(L) & C_C^{33}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^s \\ \varepsilon_t^l \\ \varepsilon_t^d \end{bmatrix} \tag{18.8}$$

Se supone, en primer lugar, que $C_I^{12}(1) = C_I^{13}(1) = C_C^{12}(1) = C_C^{13}(1) = 0$. Es decir que, tanto bajo histéresis completa (C) como incompleta (I), los salarios reales solo dependen en el largo plazo de los choques de productividad. Ello es así en el modelo *WS-PS*, pues la curva *PS* es horizontal y solo salta con las variaciones en productividad, tanto cuando existe histéresis incompleta (Diagrama 18.1) como completa (Diagrama 18.2).

Como se mencionó, el modelo *WS-PS* se utiliza principalmente con fines pedagógicos para ilustrar el impacto esperado de diferentes choques, y explicar la influencia de la histéresis. También, para fundamentar las restricciones de identificación de largo plazo impuestas en el VAR-X estructural.

Sin embargo, algunas de estas restricciones pueden derivarse de otros modelos. Así, por ejemplo, en el modelo neoclásico también se cumplen las dos restricciones anteriores pues, nuevamente, el salario real solo depende de la productividad a lo largo de una senda de crecimiento balanceada con un nivel de empleo estable[22]. En otras palabras, los resultados empíricos obtenidos en la sección 3 son relativamente independientes de las características específicas del modelo *WS-PS*.

Las restricciones anteriores parecen adecuadas para explicar algunas de las características observadas en la práctica. Lora y Pagés (2004, pp. 29-30, 35, 199), por ejemplo, muestran que en América Latina existe una relación muy cercana entre el salario real y la productividad laboral, y que la desigualdad salarial en buena medida refleja diferencias en la calificación de los trabajadores. La relación cercana entre el salario real y la productividad laboral también explica la

[21] La inclusión de variables exógenas no altera las restricciones de identificación de los choques y se omiten por facilidades de notación.

[22] Al menos para el cambio técnico neutro *à la* Harrod, un supuesto que suele hacerse sin mayor explicación en la literatura (Blanchard, 2006). Alternativamente, la restricción se cumple siempre que se tenga una función de producción neoclásica y la razón entre cualquier par de insumos en unidades efectivas sea estacionaria. Esto último es equivalente a suponer que la tasa de renta del capital es estacionaria.

participación relativamente constante del trabajo en el PIB, observada en muchos países a lo largo del tiempo[23].

Se supone, adicionalmente, que $C_I^{23}(1) = C_C^{22}(1) = 0$. La primera de las dos restricciones significa que bajo histéresis incompleta el choque de demanda ε^d no afecta el crecimiento del PIB a largo plazo, una hipótesis generalmente aceptada en la profesión (Blanchard y Quah, 1989). La segunda restricción indica que bajo histéresis completa un choque en participación laboral eleva el desempleo sin afectar el crecimiento del PIB. En el caso extremo, representado en el Diagrama 18.2, el nivel de empleo permanece constante en n_2^{eq} y todo nuevo trabajador que ingresa al mercado laboral se encuentra desempleado. Las ecuaciones 18.9 y 18.10 muestran las matrices de efectos de largo plazo para ambos modelos, dadas las restricciones mencionadas.

$$C_I(1) = \begin{bmatrix} C_I^{11}(1) & 0 & 0 \\ C_I^{21}(1) & C_I^{22}(1) & 0 \\ C_I^{31}(1) & C_I^{32}(1) & C_I^{33}(1) \end{bmatrix} \tag{18.9}$$

$$C_C(1) = \begin{bmatrix} C_C^{11}(1) & 0 & 0 \\ C_C^{21}(1) & 0 & C_C^{23}(1) \\ C_C^{31}(1) & C_C^{32}(1) & C_C^{33}(1) \end{bmatrix} \tag{18.10}$$

No se imponen restricciones sobre los efectos acumulados de las variables exógenas (ni restricciones de corto plazo), pues no son necesarias para la identificación de los choques. Lo anterior implica que cambios en las variables exógenas pueden (o no) tener efectos permanentes sobre el salario real. Estos efectos son objeto de debate, por lo que los resultados obtenidos pueden reñir con algunas de las conclusiones derivadas del modelo *WS-PS* en la sección 1. Amisano y Serati (2003) proceden en la misma forma y encuentran resultados "extraños" (frente al modelo *WS-PS*) para algunos de los países de la OCDE. A manera de ejemplo, se observa abajo que un incremento en el salario mínimo eleva el salario medio real, cuando se supuso antes que ello no sucedía, pues la curva *PS* era horizontal. Como se mencionará, el resultado también podría obedecer al tipo de información utilizada y al supuesto de equilibrio que se utilizó en el modelo.

2.4. Elección de rezagos y estimación del VAR-X

El período considerado en ambos modelos, excluyendo premuestra, abarca los trimestres comprendidos entre 1984:IV y 2010:IV. Se trabajó con el cambio del logaritmo del salario real, del salario mínimo real, del PIB y del precio real del petróleo, y con el cambio de la tasa de desempleo (histéresis completa) o su nivel (histéresis incompleta). Los costos no salariales se incluyen en diferencias.

[23] La participación del trabajo en el PIB es constante si el salario real es proporcional a la productividad laboral. Formalmente, si $\frac{W}{P} = \alpha_l \frac{Q}{L}$, se tendrá que $\frac{WL}{PQ} = \alpha_l$, donde α_l es la participación del trabajo en el PIB.

El VAR-X se estimó para histéresis completa e incompleta con dos rezagos de las variables endógenas, con las variables exógenas contemporáneas, y con los dos primeros rezagos del salario mínimo real y del precio real del petróleo. También se incluyó un vector de interceptos. La especificación se decidió con base en las pruebas de Ljung-Box y Jarque-Bera multivariadas (Lütkepohl, 2005), buscando el menor número de rezagos que garantiza ruido blanco gaussiano en los residuos. También se utilizaron los criterios de información de Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn, los cuales coinciden en su mayoría con la decisión basada en las prueba de no-autocorrelación y normalidad[24].

La estimación es realizada por métodos bayesianos y se utiliza la *prior* no informativa (plana) de Jeffreys (1961), siguiendo el método expuesto en Kadiyala y Karlsson (1997), Bauwens, Lubrano y Richard (2000) y Zellner (1996). Las regiones de alta densidad para las funciones de impulso-respuesta se obtuvieron con base en Koop (1992). Se decidió utilizar métodos bayesianos con *priors* no informativas por dos razones. En primer lugar, por las facilidades que implican para la inferencia sobre los parámetros y sus funciones, y no en la introducción de nueva información. En segundo lugar, pues no se posee información adicional a la contenida en la función de verosimilitud y las restricciones de identificación sobre los parámetros de los modelos. La metodología es resumida en Ocampo y Rodríguez (2011).

Los resultados se obtuvieron utilizando 10.000 realizaciones de la función de probabilidad *posterior* de los parámetros de la forma reducida del VAR-X. Como en Koop (1992), se aplicaron las restricciones de largo plazo para cada realización, lo que garantiza que todas ellas cumplen con la identificación de los choques. Los resultados de la sección 3.2 se obtienen mediante la evaluación del modelo en la media de la distribución *posterior*. La utilización de la *prior* no informativa de Jeffreys lleva a que la media de la posterior coincida con los valores para los parámetros que se habrían obtenido con la estimación por máxima verosimilitud.

3. Resultados

3.1. Funciones de impulso-respuesta

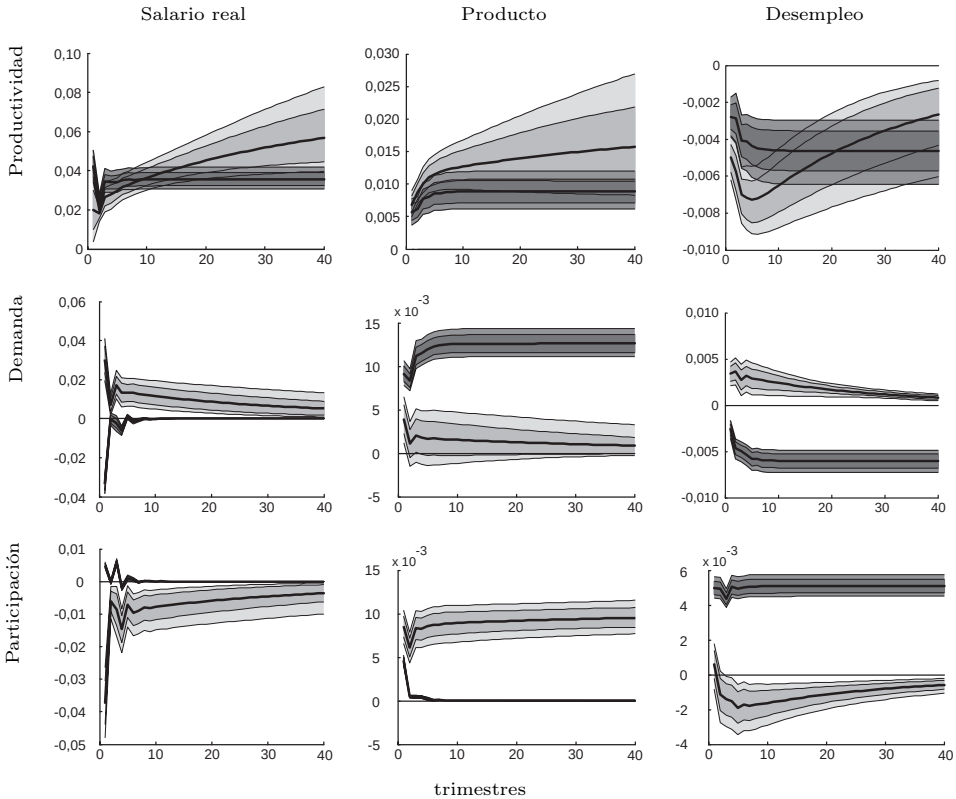
Los gráficos 18.3 y 18.4 presentan las funciones impulso-respuesta ante choques estructurales, y ante cambios permanentes en las variables exógenas. Se reportan regiones de alta densidad al 70 %, 80 % y 90 %, obtenidas con 10.000 realizaciones de la función *posterior* de los modelos. Las áreas más oscuras suponen histéresis completa, y las áreas más claras histéresis incompleta. Se consideró el período completo 1984:I a 2010:IV, pero también se adelantaron ejercicios para 1990:I-2010:I con resultados prácticamente idénticos.

El Gráfico 18.3 muestra el impacto de los choques de productividad-oferta (ε^s), demanda $\left(\varepsilon^d\right)$ y participación laboral $\left(\varepsilon^l\right)$ sobre el salario real, el PIB y el desempleo (las tres variables endógenas del modelo). Los resultados de la primera fila

[24] Los resultados están disponibles a petición del lector.

sugieren que la productividad eleva el salario real y el PIB, y reduce el desempleo, tanto en el corto como en el mediano plazos. El impacto favorable del cambio técnico sobre el desempleo que se encuentra en Colombia en el corto plazo no parece observarse en los Estados Unidos (véase sección 1.2).

Gráfico 18.3: Funciones de impulso-respuesta a los choques



Fuente: cálculos de los autores.

La segunda fila muestra el impacto de los choques (positivos) de demanda. Bajo histéresis completa reducen el salario real (durante los primeros cuatro trimestres), elevan el producto y reducen el desempleo. Los resultados son muy diferentes bajo histéresis incompleta: elevan el salario real, tienen un impacto mínimo sobre el producto y elevan el desempleo. Este último resultado es extraño, y es una de las razones por las cuales se prefiere el escenario de histéresis completa en la siguiente sección.

Balmaseda, Dolado y López-Salido (2000) encuentran que un choque de demanda reduce el salario real en Francia, Alemania y el Reino Unido, pero obtienen lo contrario para los Estados Unidos. Según los autores, ello podría explicar la mayor

aceptación de la teoría de los ciclos reales (en la cual los salarios reales resultan procíclicos) en los Estados Unidos, y la mayor aceptación de teorías con rigideces en los salarios nominales (los salarios reales resultan contracíclicos) en Europa. En síntesis, nuestros resultados para Colombia en el escenario de histéresis completa son similares a los que se obtienen para Europa, y parecen confirmar la hipótesis de salarios nominales rígidos.

Iregui, Melo y Ramírez (2010) y Bonaldi, González y Rodríguez (2011) han documentado ampliamente las rigideces en el salario nominal en Colombia. Los últimos autores utilizan un modelo de equilibrio general y muestran que las rigideces en el salario nominal son incluso más fuertes que las rigideces de precios para explicar el comportamiento del ciclo en Colombia. De todas formas, el hecho de que el salario real responda tan poco a los choques de demanda y de participación, frente a otros choques de oferta o institucionales (compárese la escala del eje vertical en la primera columna de los gráficos 18.2 y 18.3) también sugiere la existencia de rigideces del salario real en el país (adicional a las rigideces en el salario nominal).

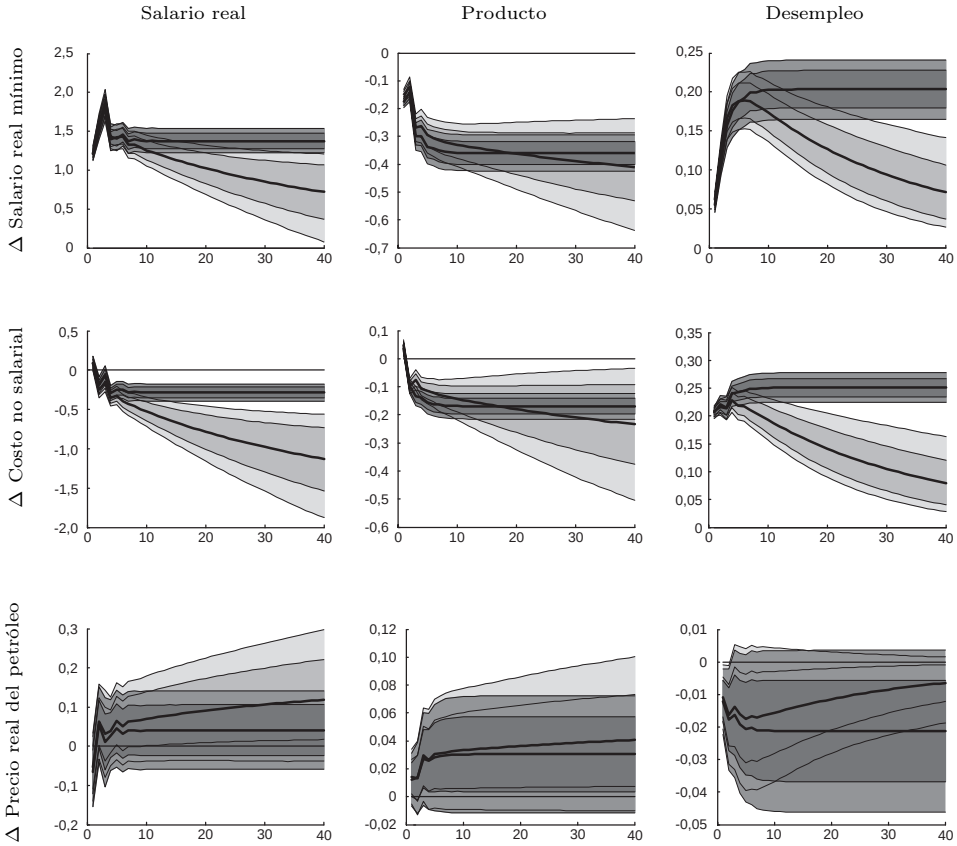
Finalmente, se observa que bajo histéresis completa los choques en participación afectan poco el salario real y el PIB, pero elevan el desempleo, tanto en el corto como en el mediano plazos. En otras palabras, se observa que en Colombia la mayor participación estimula poco la creación de nuevos empleos. Se sugiere que un incremento en participación reduce el desempleo bajo histéresis incompleta, un segundo resultado que también arroja dudas sobre la validez de esa hipótesis.

El Gráfico 18.4 presenta las funciones de impulso-respuesta ante cambios en las variables exógenas. En ambos escenarios los incrementos en el salario mínimo elevan más que uno a uno el salario real, reducen el PIB y elevan el desempleo. Nuestros resultados invalidan, por tanto, la idea según la cual el incremento del salario mínimo crea "demanda agregada" y eleva el PIB en Colombia, o aquella según la cual un incremento en el salario mínimo nominal no tiene impacto sobre el salario real, bien sea porque eleva rápidamente el nivel de precios, o por que la legislación no se cumple[25]. También confirman que los incrementos en el salario mínimo real pueden haber sido parcialmente responsables del alto desempleo observado en el país, una discusión que se aborda con mayor profundidad en la sección 3.2.

El fuerte impacto del salario mínimo sobre el salario real y sobre el desempleo es consistente con la discusión de la sección 1.2. En particular, se sugirió allí que un incremento en el salario mínimo real eleva el salario de un número significativo de trabajadores, tanto en el sector formal como en el informal. Sin embargo, como se mencionó, no es consistente con el modelo *WS-PS* o con el modelo neoclásico, donde solo la productividad afecta el salario real en el largo plazo.

[25] En efecto, Heckman y Pagés (2004b, pp. 14-15) muestran que hacia finales de los años noventa el 27 % de los trabajadores de 25 a 40 años de edad ganaban menos del mínimo en Colombia, uno de los mayores porcentajes de no cumplimiento en la región (véase también Gaviria, 2002). El incumplimiento supera con creces el 50 % en las áreas rurales. A pesar de ello, y como se menciona en el texto, nuestros resultados, y los de otros trabajos, indican que el salario mínimo afecta con fuerza el salario real en los sectores formal e informal.

Gráfico 18.4: Funciones de impulso-respuesta a las variables exógenas



Fuente: cálculos de los autores.

Por supuesto, el resultado amerita nuevas investigaciones. Una posible explicación de la alta importancia del salario mínimo (y en menor medida los impuestos o los términos de intercambio) sobre el salario real de largo plazo podría residir en el tipo de información utilizada. El modelo *WS-PS* que se presentó en la sección 1 considera los salarios que paga la firma. No obstante, la información de salarios utilizada en este trabajo proviene de las respuestas de los trabajadores a la encuesta de hogares del DANE. Se utiliza, entonces, la variable $\frac{W^t}{P_{pib}}$, un "híbrido" entre $\frac{W^f}{P_{pib}}$ y $\frac{W^t}{P_c}$. También podrían existir diferencias entre los resultados empíricos y las predicciones del modelo *WS-PS* para el corto plazo, en la medida en que allí se reportaron resultados de equilibrio, con $P = P^e$.

El incremento en los costos no salariales reduce el salario real que se paga al trabajador $\frac{W^t}{P_{pib}}$ (y posiblemente eleva $\frac{W^f}{P_{pib}}$) reduce el producto y eleva el desempleo. Los resultados de corto plazo son relativamente similares bajo histéresis completa

e incompleta, pero no así los de largo plazo. El desplazamiento de los costos no salariales al salario real es reducido bajo histéresis completa, cercano al 20 % - 30 % que encuentran Kugler y Kugler (2009) para el sector industrial.

Finalmente, se observa que el incremento en el precio real del petróleo eleva el salario real y el PIB y reduce el desempleo, aun cuando los intervalos son amplios y en ocasiones incluyen el valor de cero. También se realizaron ejercicios con los términos de intercambio con resultados muy similares en las funciones impulso-respuesta. Gómez y Mahadeva (2010) plantean algunos resultados consistentes con los anteriores y argumentan, por ejemplo, que durante los períodos de flujos de capital importantes o de precios de exportación altos, se contraen los sectores transables como la industria y la agricultura, pero se expanden en mayor medida (con el consecuente incremento en el PIB) sectores no transables como la construcción, el comercio, el sector financiero, los servicios y el transporte y las comunicaciones. Pero se requiere investigación adicional en el campo: ¿cuál es la intensidad de empleo de los sectores transables y no transables?; ¿cuál es el impacto del efecto riqueza que conllevan los mayores términos de intercambio sobre la oferta laboral?

En la siguiente sección solo se presenta el escenario de histéresis completa, pues el análisis de integración de las series en la sección 2.2 concluyó que el desempleo es $I(1)$. Además, el supuesto de histéresis incompleta conduce a resultados insatisfactorios. En particular, se observó que un choque positivo de demanda aumenta el desempleo, y un choque positivo en participación lo reduce.

3.2. Importancia relativa de los choques y las instituciones laborales

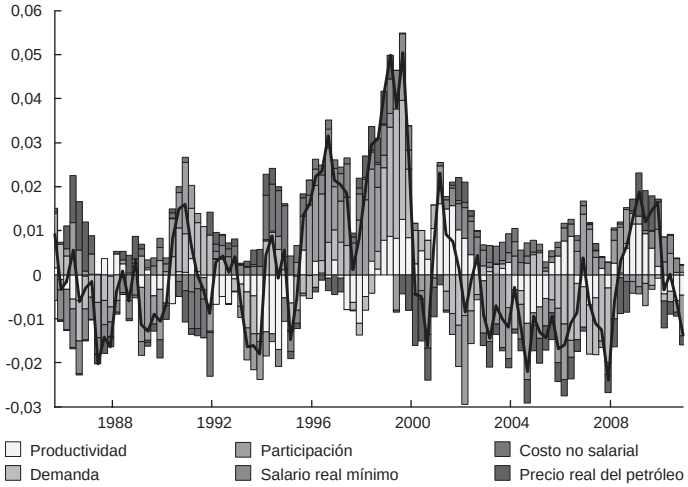
Se presenta en esta sección la descomposición de las series alrededor de una tendencia lineal[26], y de los crecimientos anuales de las series alrededor de su media muestral, en términos de los efectos de los choques estructurales identificados y de las variables exógenas.

Los gráficos 18.5 a 18.10 (principalmente) indican los resultados para el desempleo, el salario real y para el PIB. En cada caso se presenta el cambio anual y el efecto acumulado (i.e. el efecto sobre el nivel de la variable). Barras positivas señalan que el choque o la variable exógena produce un incremento en la variable, y viceversa.

Los gráficos 18.5 y 18.6 indican que entre finales de 1995 y comienzos de 1999 se presentaron choques en participación laboral que incrementaron el desempleo, con un impacto acumulado que solo se diluyó hacia finales de 2004. Existe evidencia secundaria de este tipo de choques. Así, López (2001) indica que el crecimiento anual de la fuerza laboral fue 3,1 % en 1980-1994 y 4,7 % en 1995-2003 (por motivos no enteramente claros descendió a 0,7 % entre 2004 y 2010), y que la participación

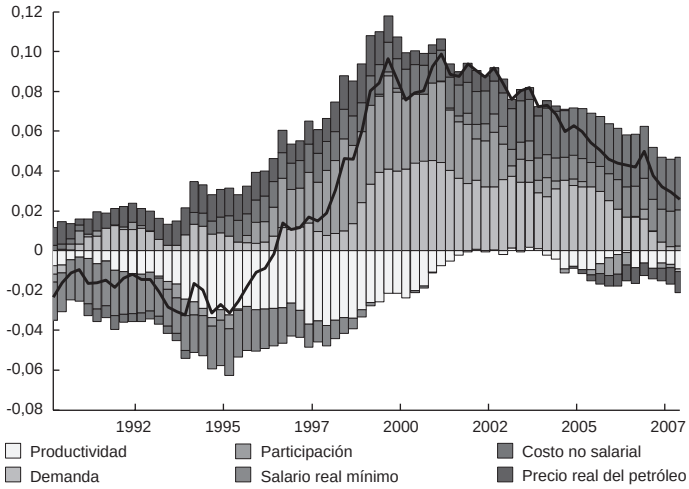
[26] La descomposición se hace con respecto a lo que habría ocurrido dados solo los valores iniciales de las series y la estructura del VAR. Esto equivale a una tendencia lineal para las series en niveles. Más detalles sobre la metodología se pueden encontrar en Ocampo y Rodríguez (2011).

Gráfico 18.5: Descomposición histórica del desempleo (cambio anual)



Fuente: cálculos de los autores.

Gráfico 18.6: Descomposición histórica del desempleo (efecto acumulado)

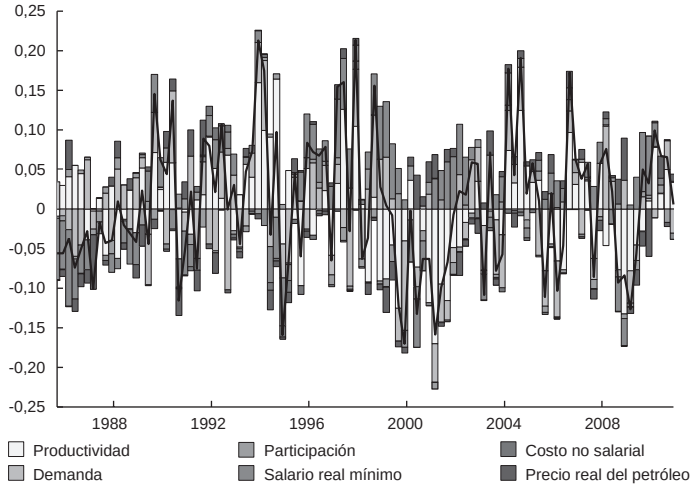


Fuente: cálculos de los autores.

laboral aumentó desde 59,9 % en 1997 a 64,3 % en 2000, el mayor crecimiento observado en América Latina.

Parte de la dinámica observada guarda relación con la respuesta a la crisis de 1998-1999, un período en el que las mujeres y los jóvenes (los miembros del hogar diferentes al jefe) salieron a buscar trabajo masivamente. De hecho,

Gráfico 18.7: Descomposición histórica del salario real (cambio anual)



Fuente: cálculos de los autores.

Gaviria (2002) sugiere que los hogares afectados por el desempleo fueron mucho más propensos a aumentar su participación laboral en ese período. Otra parte del incremento en participación laboral posiblemente obedeció a razones "estructurales". El crecimiento en participación de la mujer en Colombia entre 1980-1999 (3,56 %) prácticamente duplicó el del resto de la región[27], y durante los años noventa se presentó una elevada migración a las ciudades inducida por la violencia (López, 2001).

El crecimiento de demanda observado entre 1986 y 1989 fue parcialmente compensado por la caída a comienzos de los años noventa, en 1994 y en 1996-1997, quizá inducidas por la desinflación paulatina que tuvo lugar en ese período. El impacto acumulado fue, por tanto, bajo. No obstante, entre 1998 y 2000 se observó una enorme caída en demanda, producida en buena parte por paradas súbitas en los flujos de capital y por un manejo procíclico de las políticas fiscal y monetaria[28]. Su impacto acumulado (panel inferior) fue sumamente negativo durante los años siguientes, y solo se redujo ante la alta demanda observada en 2005-2007.

La caída de los costos no salariales en 1990 redujo el desempleo gracias a la disminución en los pagos de cesantías, pero las reformas que tuvieron lugar entre 1992 y 1994 (mayores pagos para salud y pensiones), y las de 2002 y 2006 (mayores pagos para pensiones) lo elevaron, con un impacto permanente. De otra parte, la caída en el salario mínimo real que se presentó entre 1984 y 1994 redujo el

[27] Véase Heckman y Pagés (2004a, pp. 5-6) y Lora y Pagés (2004, pp. 20-21, 95)

[28] Véase Echavarría (1999), Urrutia (2007), Restrepo y Rincón (2006), Vargas (2008) y Giraldo, Misas y Villa (2012).

desempleo, pero los incrementos posteriores lo elevaron año tras año. Las pequeñas contribuciones anuales afectaron de manera importante su nivel, principalmente desde comienzos de 2001.

El precio real del petróleo osciló fuertemente durante los años ochenta y noventa, con un impacto acumulado negativo sobre el desempleo, pero los altos precios observados en los años 2000 lo redujeron paulatinamente, e incluso produjeron un efecto acumulado que disminuyó el desempleo a partir de 2005.

Finalmente, los incrementos en productividad fueron positivos durante la década de los ochenta y noventa, cuando redujeron el desempleo, y negativos y bajos en el período 2000-2010. Se destaca el incremento que tuvo lugar en 1993-1994 y en 1997-1998, posiblemente como resultado de la apertura económica de comienzos de los noventa (Echavarría, Arbeláez y Rosales, 2006), y las caídas en productividad en 1999-2002, en 2005-2006 y en 2008-2009. Solo en 2010 se observaron incrementos importantes en productividad (que redujeron el desempleo), posiblemente como consecuencia de los fuertes incentivos otorgados a la inversión en capital físico[29].

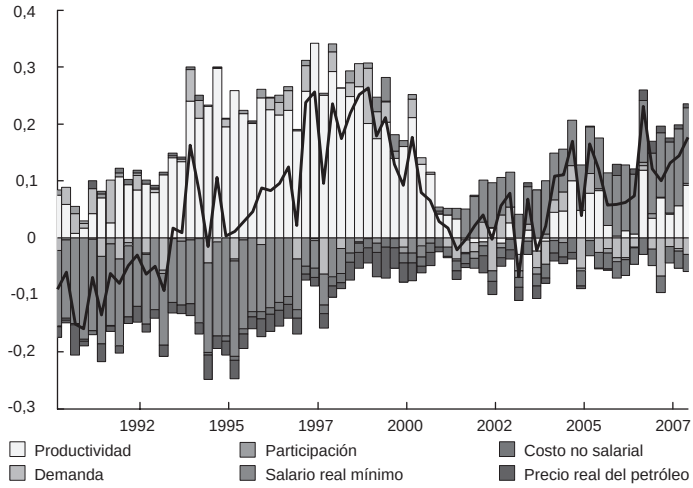
El tema desborda el alcance del presente estudio, pero el comercio internacional y la educación siempre aparecen en la agenda cuando se trata de incrementar la productividad. Forero, Rojas y Steiner (2011) también mencionan la necesidad de mejorar la infraestructura, y garantizar que el campo desarrolle su potencial para lograr que el sector productivo colombiano innove cada vez más. De otra parte, como se explicó en el modelo *WS-PS*, el nivel de desempleo en un país no solo depende de las características del mercado laboral, sino también del nivel de competencia en el mercado de bienes. La apertura económica reduce los márgenes de ganancia de las firmas, eleva el salario real y reduce el desempleo (desplaza hacia arriba la curva *PS*).

En síntesis, el enorme crecimiento del desempleo que se observó entre 1995:II y 2000:I obedeció a una combinación infortunada de choques e instituciones laborales. Choques en participación laboral inducidos por factores demográficos y por la respuesta de los hogares a la crisis de 1998-1999; choques en demanda determinados por una parada súbita en los flujos de capital hacia el país y por una respuesta inadecuada de la política fiscal y monetaria, y choques negativos en productividad entre 1998 y 2002. El incremento en los costos no salariales en 1992-1994 elevó el nivel de desempleo en forma permanente, y algo similar sucedió con el incremento en el salario mínimo real desde comienzos de 1995. La fuerte histéresis observada en el desempleo en Colombia, y el que solo se presentaran variaciones hacia arriba en los costos no salariales o el salario mínimo real, explican por qué el desempleo permaneció en niveles elevados en los años posteriores.

Como se observa en los gráficos 18.7 y 18.8, el salario real $\frac{W^t}{P_{pib}}$ ha estado en buena parte determinado por la evolución de la productividad y del salario mínimo real. Los crecimientos en productividad fueron relativamente altos en los años ochenta y noventa y elevaron el salario real, pero fueron bajos en los años 2000. De otra parte, el salario mínimo real redujo el salario real medio entre 1984 y 1997 y lo elevó crecientemente a partir de 2002.

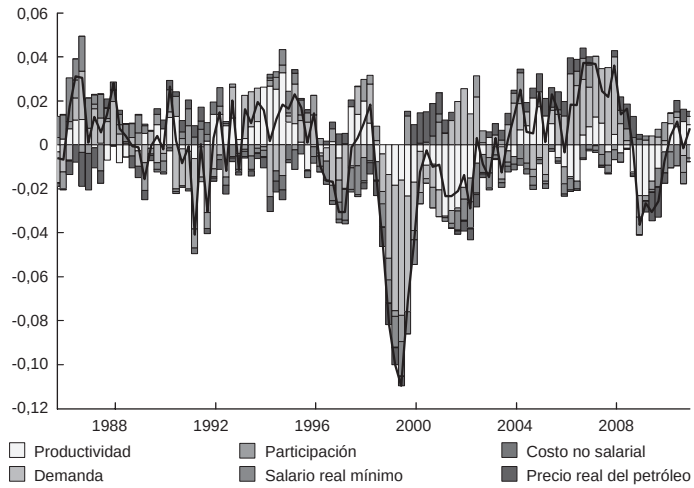
[29] Véase Galindo y Meléndez (2010) y Hamann y Mejía (2012).

Gráfico 18.8: Descomposición histórica del salario real (efecto acumulado)



Fuente: cálculos de los autores.

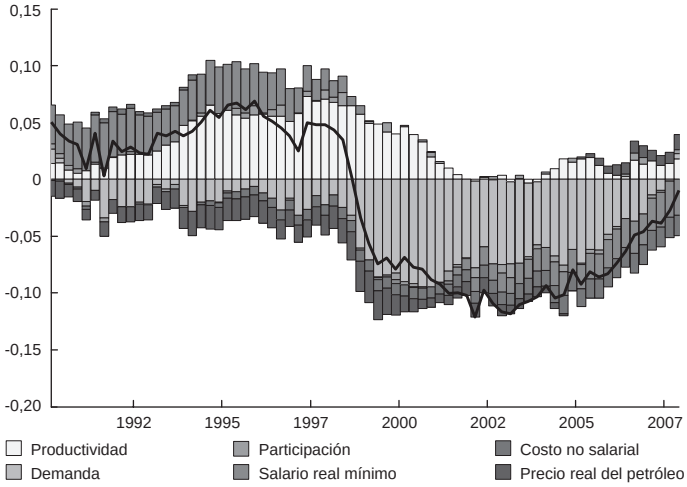
Gráfico 18.9: Descomposición histórica del PIB (cambio anual)



Fuente: cálculos de los autores.

La dinámica de los términos de intercambio y de los costos no salariales ha tendido a reducir el salario real $\frac{W^t}{P_{pib}}$, aun cuando su impacto ha sido bajo. También ha sido bajo el efecto acumulado de los choques de participación y de demanda, lo cual podría sugerir la existencia de fuertes rigideces en el salario real.

Gráfico 18.10: Descomposición histórica del PIB (efecto acumulado)



Fuente: cálculos de los autores.

El análisis de las funciones impulso-respuesta en la sección 3.1 sugería que tanto el salario nominal como real son relativamente rígidos en Colombia. Si bien es cierto que las variaciones en el salario real provienen en su mayor parte de choques de oferta y del salario mínimo real en el Gráfico 18.8, se observa en el Gráfico 18.7 que los choques de demanda ocasionan fuertes incrementos y caídas que parecen cancelarse en su impacto acumulado. Un análisis comparativo entre países podría arrojar luz adicional sobre esta discusión.

Finalmente, los gráficos 18.9 y 18.10 muestran el impacto de distintos choques y variables sobre el PIB. La productividad ha desempeñado un papel positivo todo el período, con menor fuerza en los años 2000 que en las décadas anteriores, y la demanda un papel acumulado negativo, explicado en buena parte por la crisis observada en 1998-2000. El salario mínimo y los costos no salariales han tendido a reducir el nivel del PIB. Los términos de intercambio cumplieron una función positiva en el crecimiento en los años 2000, pero su impacto nunca ha tenido la importancia que sugieren Gómez y Mahadeva (2010).

4. Conclusiones

En los últimos treinta años Colombia ha presentado tasas de desempleo promedio elevadas frente a las que se observan en el resto de la región, solo superadas por México a comienzos de los años ochenta, y por Argentina a finales de los noventa. El nivel de desempleo en las siete grandes ciudades llegó a un nivel cercano a 20 % hacia finales de 1999 y descendió muy lentamente hasta alcanzar un nivel, que de todas formas, supera el de los países desarrollados en la crisis reciente.

El desempleo es uno de los dos principales problemas que enfrentan Colombia y América Latina. Representa un desperdicio claro de recursos, crea infelicidad en el desempleado y en la sociedad, y sus efectos se concentran en grupos altamente vulnerables de la población. Produce pobreza, desigualdad, marginación de los jóvenes y delincuencia.

Parecería que este mercado es excesivamente importante como para fracasar, pero esto es lo que ha sucedido en Colombia. El nivel de desempleo creció marcadamente entre 1995:II y 2000:I debido a una combinación poco afortunada de choques e instituciones laborales. Entre los principales choques se menciona el marcado crecimiento en la participación de mujeres y jóvenes a partir de 1994, por razones demográficas, y como respuesta a la crisis de 1998-2000; la caída en demanda en 1998-2000, ante la parada súbita en los flujos de capital hacia el país y la ausencia de una política fiscal y monetaria contracíclica; así como la falta de un crecimiento fuerte de la productividad, principalmente en los años 2000.

Pero las instituciones laborales también desempeñaron un papel importante. El salario mínimo real es alto en Colombia cuando se compara con otros países, tanto en relación con el PIB per cápita, como con la distribución salarial. Aunque allá se trata de proteger a un grupo reducido de trabajadores (los más pobres), en Colombia las autoridades consideran que el salario real promedio de un país puede elevarse por decreto, sin mayores traumatismos. Todos los países del mundo tendrían salarios reales altos si así fuese.

El trabajo muestra que el salario mínimo eleva uno a uno el salario real promedio de los beneficiados, pero crea desempleo y reduce el PIB. Según algunos autores, el incremento de más de 30 % en el salario mínimo real que tuvo lugar entre 1995 y 2010 podría haber reducido el nivel de empleo en cerca de 4 pp. El mínimo también parece afectar con fuerza el salario real en el sector informal, puede retardar el proceso de ajuste de los salarios ante choques negativos de demanda, y reducir el traslado de los impuestos al salario real. Los efectos adversos de una política laboral mal diseñada pueden volverse extremos en presencia del salario mínimo.

De otra parte, en Colombia los costos no salariales se encuentran cercanos al 64 % del salario, un nivel mucho mayor al que se observa en América Latina o en los países desarrollados, y no se trasladan al trabajador. Bien sea porque no se consideran sustitutos cercanos del salario, o porque el salario mínimo y el sector informal ponen un piso a dicho traslado.

El elevado nivel de desempleo que se observa en el país obedece a un conjunto de instituciones laborales poco apropiadas para responder a choques locales e internacionales, mayores hoy que en el pasado, y que posiblemente continuarán golpeando con fuerza nuestra economía. Colombia aparece como el país de la región que en mayor medida responde a los choques vía ajustes en desempleo, y en menor medida vía ajustes en el salario real. La reducción del desempleo requiere un enfoque integral que modifique el conjunto de instituciones. Las reformas parciales podrían no ser un buen sustituto. Sería deseable que toda ley o norma se aplicara luego de un extenso análisis de costos y beneficios, considerando las interacciones potenciales que siempre existen entre choques e instituciones laborales.

Referencias

Acemoglu, D. (1995): "Public Policy in a Model of Long-Term Unemployment", *Economica*, vol. 62(núm. 246), pp. 161–78.

Alm, J. y H. López (2005): "Payroll Taxes in Colombia", en *Fiscal Reform in Colombia: Problems and Prospects*, ed. R. M. Bird, J. M. Poterba, y J. Slemrod, vol. 1, of *MIT Press Books*. The MIT Press.

Amisano, G. y M. Serati (2003): "What Goes up Sometimes Stays up: Shocks and Institutions as Determinants of Unemployment Persistence", *Scottish Journal of Political Economy*, vol. 50(núm. 4), pp. 440–470.

Arango, C. y A. Pachón (2007): "The Minimum Wage in Colombia 1984-2001: Favoring the Middle Class with a Bite on the Poor", *Ensayos sobre Política Económica*, vol. 25(núm. 55), pp. 148–193.

Arango, L., A. García y C. Posada (2008): "La metodología de la Encuesta Continua de Hogares y el empalme de las series del mercado laboral urbano de Colombia", *Revista Desarrollo y Sociedad*, vol. 61(núm. 1), pp. 207–248.

Arango, L. E. y C. E. Posada (2006): "La tasa de desempleo de largo plazo en Colombia", Borradores de Economía, núm. 388, Banco de la República de Colombia.

Baker, D., A. Glyn, D. Howell y J. Schmitt (2003): "Labor Market Institutions and Unemployment: A Critical Assessment of the Cross-Country Evidence", Economics Series Working Papers, núm. 168, University of Oxford, Department of Economics.

Ball, L. y N. Mankiw (2002): "The NAIRU in Theory and Practice", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 16(núm. 4), pp. 115–136.

Ball, L. y R. Moffitt (2001): "Productivity Growth and the Phillips Curve", NBER Working Papers, núm. 8421, National Bureau of Economic Research, Inc.

Balmaseda, M., J. Dolado y J. López-Salido (2000): "The Dynamic Effects of Shocks to Labour Markets: Evidence from OECD Countries", *Oxford Economic Papers*, vol. 52(núm. 1), pp. 3–23.

Bauwens, L., M. Lubrano y J. Richard (2000): *Bayesian Inference in Dynamic Econometric Models*. Oxford University Press.

Bell, L. (1997): "The Impact of Minimum Wages in Mexico and Colombia", *Journal of Labor Economics*, vol. 15(núm. 3), pp. 102–35.

Blanchard, O. (2003): *Macroeconomics*, Prentice-Hall series in economics. Prentice Hall.

Blanchard, O. (2006): "European Unemployment: The Evolution Of Fats And And Ideas", *Economic Policy*, vol. 21(núm. 45), pp. 5–59.

Blanchard, O. (2007): "A Review of Richard Layard, Stephen Nickell, and Richard Jackman's "Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market"", *Journal of Economic Literature*, vol. 45(núm. 2), pp. 410–418.

Blanchard, O., P. Diamond, R. Hall y J. Yellen (1989): "The Beveridge Curve", *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1989(núm. 1), pp. 1–76.

Blanchard, O. y J. Jimeno (1995): "Structural Unemployment: Spain versus Portugal", *American Economic Review*, vol. 85(núm. 2), pp. 212–18.

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.

Blanchard, O. y D. Quah (1989): "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review*, vol. 79(núm. 4), pp. 655–73.

Blanchard, O. y J. Wolfers (2000): "The Role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment: The Aggregate Evidence", *Economic Journal*, vol. 110(núm. 462), pp. C1–33.

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.

Cárdenas, M. y R. Bernal (2004): "Determinants of Labor Demand in Colombia. 1976-1996", en *Law and Employment: Lessons from Latin American and the Caribbean*, NBER Chapters, pp. 229–272. National Bureau of Economic Research, Inc.

Carlin, W. y D. Soskice (2006): *Macroeconomics: Imperfections, Institutions, and Policies*. Oxford University Press.

Castillo, S., J. Dolado y J. Jimeno (1998): "A Tale of Two Neighbour Economies: Labour Market Dynamics in Spain and Portugal", Discussion Papers, núm. 1954, CEPR.

Christiano, L., M. Eichenbaum y C. Evans (1999): "Monetary Policy Shocks: What Have we Learned and to What End?", en *Handbook of Macroeconomics*, ed. J. B. Taylor, y M. Woodford, vol. 1, chap. 2, pp. 65–148, Elsevier.

Clark, A. y A. Oswald (1994): "Unhappiness and Unemployment", *Economic Journal*, vol. 104(núm. 424), pp. 648–659.

Dickey, D. y W. Fuller (1979): "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74(núm. 366), pp. 427–431.

Dolado, J. y J. Jimeno (1995): "Why is Spanish Unemployment so High?", Discussion Papers núm. 1184, CEPR.

Echavarría, J. (1999): "Hacia la devaluación real, adios bandas cambiarias", *Coyuntura económica*, vol. 29(núm. 2), pp. 87–105.

Echavarría, J., M. Arbeláez y M. Rosales (2006): "La productividad y sus determinantes: el caso de la industria colombiana", *Revista desarrollo y sociedad*, vol. 57(núm. 1), pp. 77–122.

Elliott, G., T. Rothenberg y J. Stock (1996): "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica*, vol. 64(núm. 4), pp. 813–836.

Faust, J. y E. Leeper (1997): "When Do Long-Run Identifying Restrictions Give Reliable Results?", *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 15(núm. 3), pp. 345–353.

Forero, D., N. Rojas y R. Steiner (2011): "Las limitantes del crecimiento en Colombia: una mirada macroeconómica", (mimeo).

Galindo, A. y M. Meléndez (2010): "Corporate Tax Stimulus and Investment in Colombia", RES Working Papers núm. 4664, Inter-American Development Bank, Research Department.

Gamarra, J. (2006): "¿Cómo se comportan las tasas de desempleo en siete ciudades colombianas?", *Revista de Economía del Rosario*, vol. 9(núm. 2), pp. 239–269.

Gaviria, A. (2002): "Household Responses to Adverse Income Shocks in Latin America", *Revista Desarrollo y Sociedad*, vol. 49(núm. 1), pp. 99–127.

Gaviria, A. (2004): "Ley 789 de 2002: ¿Funcionó o no?", Documentos CEDE núm. 3140, Universidad de los Andes, Centro de Estudios Sobre Desarrollo Económico.

Giraldo, A., M. Misas y E. Villa (2012): "Reconstructing Colombia's Recent History from 1990 to 2010", *Ensayos sobre Política Económica*, vol. 30(núm. 67), pp. 54–103, Banco de la República.

Gomes, F. y C. Gomes-da Silva (2007): "Hysteresis vs. Natural Rate of Unemployment in Brazil and Chile", *Applied Economics Letters*, vol. 15(núm. 1), pp. 53–56.

Gómez, J. y L. Mahadeva (2010): "Los factores externos que afectan la política económica colombiana", en *Mecanismos de transmisión de la política monetaria en Colombia*, ed. J. Munir, y L. Mahadeva, chap. 1, pp. 27–133. Banco de la República y Universidad Externado de Colombia.

Grubb, D., R. Jackman y R. Layard (1982): "Causes of the Current Stagflation", *Review of Economic Studies*, vol. 49(núm. 5), pp. 707–730.

Gruber, J. (1997): "The Incidence of Payroll Taxation: Evidence from Chile", *Journal of Labor Economics*, vol. 15(núm. 3), pp. S72–101.

Hamann, F. y L. Mejía (2012): "Formalizando la informalidad empresarial en Colombia", en *Mercado de trabajo en Colombia: hechos, tendencias e instituciones*, cap. 10, pp. 401–424, Bogotá. Banco de la República.

Heckman, J. y C. Pagés (2004a): "Introduction", en *Law and Employment: Lessons from Latin American and the Caribbean*, NBER Books, Chapters, pp. 1–108. University of Chicago Press.

Heckman, J. y C. Pagés (2004b): *Law and Employment: Lessons from Latin American and the Caribbean*, NBER Books. University of Chicago Press.

Heijdra, B. (2009): *Foundations of Modern Macroeconomics*. Oxford University Press.

Iregui, A., L. Melo y M. Ramírez (2010): "Wage Differentials across Economic Sectors in the Colombian Formal Labours Market: Evidence from a Survey of Firms", Borradores de Economía núm. 629, Banco de la República de Colombia,.

Jackman, R., R. Layard y S. Nickell (1991): *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*. Oxford University Press.

Jackman, R., R. Layard y S. Nickell (1996): "Combatting Unemployment: Is Flexibility Enough?", Discussion Papers núm. 0293, Centre for Economic Performance, LSE.

Jeffreys, H. (1961): *Theory of Probability*, International Series of Monographs on Physics. Clarendon Press.

Johansen, S. (2005): "Interpretation of Cointegrating Coefficients in the Cointegrated Vector Autoregressive Model", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 67(núm. 1), pp. 93–104.

Kadiyala, K. y S. Karlsson (1997): "Numerical Methods for Estimation and Inference in Bayesian VAR-Models", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 12(núm. 2), pp. 99–132.

King, T. y J. Morley (2007): "In Search of the Natural Rate of Unemployment", *Journal of Monetary Economics*, vol. 54(núm. 2), pp. 550–564.

Koop, G. (1992): "Aggregate Shocks and Macroeconomic Fluctuations: A Bayesian Approach", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 7(núm. 4), pp. 395–411.

Kugler, A. (2004): "The Effect of Job Security Regulations on Labor Market Flexibility. Evidence from the Colombian Labor Market", en *Law and Employment: Lessons from Latin American and the Caribbean*, ed. J. J. Heckman, y C. Pagés, NBER Chapters, pp. 183–228. University of Chicago Press.

Kugler, A. y M. Kugler (2009): "Labor Market Effects of Payroll Taxes in Developing Countries: Evidence from Colombia", *Economic Development and Cultural Change*, vol. 57(núm. 2), pp. 335–358.

Kwiatkowski, D., P. Phillips, P. Schmidt y Y. Shin (1992): "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root : How Sure are we that Economic Time Series Have a Unit Root?", *Journal of Econometrics*, vol. 54(núm. 1-3), pp. 159–178.

Layard, R. y S. Nickell (1999): "Labor Market Institutions and Economic Performance", en *Handbook of Labor Economics*, ed. O. Ashenfelter, y D. Card, vol. 3, chap. 46, pp. 3029–3084, Elsevier.

Lee, J. y M. Strazicich (2004): "Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break", Working Papers núm. 04-17, Department of Economics, Appalachian State University.

Lilien, D. (1982): "Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment", *Journal of Political Economy*, vol. 90(núm. 4), pp. 777–793.

Ljungqvist, L. y T. Sargent (1998): "The European Unemployment Dilemma", *Journal of Political Economy*, vol. 106(núm. 3), pp. 514–550.

López, E. y M. Misas (2006): "Las fuentes del desempleo en Colombia: un examen a partir de un modelo SVEC", Borradores de Economía, núm. 411, Banco de la República de Colombia.

López, H. (2001): "Características y determinantes de la oferta laboral colombiana y su relación con la dinámica del desempleo", en *Empleo y economía*, ed. M. Urrutia, Banco de la República.

Lora, E. y C. Pagés (2004): "Informe de desarrollo económico y social", Banco Interamericano de Desarrollo (BID).

Lustig, N. y D. Mcleod (1996): "Minimum Wages and Poverty in Developing Countries : Some Empirical Evidence", Working Papers, núm. 125, Brookings Institution.

Lütkepohl, H. (2005): *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer.

Maloney, W. y J. Núñez (2004): "Measuring the Impact of Minimum Wages: Evidence from Latin America", en *Law and Employment: Lessons from Latin American and the Caribbean*, NBER Chapters, pp. 109–130. University of Chicago Press.

Ocampo, S. y N. Rodríguez (2011): "An Introductory Review of a Structural VAR-X Estimation and Applications", *Revista Colombiana de Estadística*, vol. 35(núm. 2), Universidad Nacional de Colombia.

Pissarides, C. y G. Vallanti (2007): "The Impact Of TFP Growth On Steady-State Unemployment", *International Economic Review*, vol. 48(núm. 2), pp. 607–640.

Reinhart, C. y K. Rogoff (2009): "The Aftermath of Financial Crises", *American Economic Review*, vol. 99(núm. 2), pp. 466–472.

Restrepo, J. y H. Rincón (2006): "Identifying Fiscal Policy Shocks in Chile and Colombia", Working Papers, núm. 370, Central Bank of Chile.

Rotemberg, J. y M. Woodford (1990): "Cyclical Markups: Theories and Evidence", NBER Working Papers, núm. 3534, National Bureau of Economic Research, Inc.

Sánchez, F., V. Duque y M. Ruiz (2009): "Costos laborales y no laborales y su impacto sobre el desempleo, la duración del desempleo y la informalidad en Colombia, 1980-2007", Documentos CEDE, núm. 5540, Universidad de los Andes.

Santa María, M., R. Steiner y E. Schutt (2010): "¿Cómo derrotar el desempleo y la informalidad?", Colombia, 2010-2014: Propuestas de política pública, pp. 121-166, CAF y Fedesarrollo.

Urrutia, M. (2007): "Una visión alternativa: La política monetaria y cambiaria en la última década", Borradores de Economía, núm. 207, Banco de la República de Colombia.

Vargas, H. (2008): "The Transmission Mechanism of Monetary Policy in Colombia: Major Changes and Current Features", en *Transmission Mechanisms for Monetary Policy in Emerging Market Economies*, vol. 35, BIS Papers Chapters, pp. 183–211, Bank for International Settlements.

Walsh, C. (2003): *Monetary Theory and Policy*. The MIT Press, 2 edición.

Zellner, A. (1996): *An Introduction to Bayesian Inference in Econometrics*, Wiley Classics Library. Wiley, J.

Comentarios
Choques, instituciones laborales y desempleo en Colombia

Sergio Clavijo

Los autores de este interesante artículo, sobre un tema tan vital para Colombia como lo es el del desempleo, hacen dos aportes valiosos: a) en el campo teórico retoman los modelos de fijación de costos y de salarios para examinar a fondo las implicaciones de la trayectoria del salario mínimo legal (SML) y de los pagos laborales no salariales sobre el crecimiento y el desempleo, y b) en el campo econométrico exploran la dinámica de este conjunto de variables macrolaborales, recurriendo a las técnicas de combinar vectores autorregresivos con modelos estructurales (VAR-X), para probar hipótesis de "histéresis-laboral" (persistencia) y contrastarlas con la idea de choques estructurales (institucionales), los cuales podrían explicar el deterioro en materia de desempleo de largo plazo e informalidad en Colombia.

Los autores han "diseccionado" muy bien los numerosos factores que afectan el mercado laboral, en general, y el de Colombia, en particular. Ellos retoman el viejo debate sobre el carácter explicativo del SML, los pagos no salariales y las instituciones laborales con respecto a los elevados niveles de desempleo e informalidad que ha sufrido Colombia, tal vez los más preocupantes de América Latina.

En general comparto el diagnóstico de los autores sobre el papel que han cumplido estas variables (SML y pagos no salariales), donde cabe aplaudir la visión amplia que le dan al tema, en su etapa de diagnóstico, incluyendo los efectos institucionales de indexación salarial. Sin embargo, mi principal crítica sería que su análisis muestra resultados desbalanceados entre ese gran esfuerzo pedagógico (exitoso) sobre el planteamiento de los modelos de fijación de costos-salarios y sus estimaciones econométricas, de una parte, y la poca profundidad de sus discusiones sobre las recomendaciones de política económica y la "economía política" de las mismas.

En particular, hubiera resultado útil, después de tan completo diagnóstico y simulaciones de impulsos-respuesta, haber dedicado al menos un capítulo a discutir qué debe hacer Colombia frente a: 1) la indexación del SML ordenada por la Corte Constitucional; 2) la convergencia del salario medio hacia el SML y el papel que en eso cumplen los elevados "pagos no salariales" dentro de la nómina; c) el

análisis de la relación costo laboral unitario (CLU), definido como el ajuste salarial neto de las ganancias en productividad frente a sus competidores internacionales, ahora que los TLC obligarán a abrir (finalmente) nuestra economía. Al parecer los autores han caído victimas de eso que con tanta gracia y sabiduría Blanchard (2004) denomina la utilización de técnicas *macho-man*, cuyo esfuerzo técnico no se compagina con las recomendaciones de política que de allí se deberían poder extraer (Clavijo, Rojas y otros, 2007). A continuación explico brevemente en qué fundamento estas observaciones.

Por el lado conceptual y analítico el modelo de fijación de precios-salarios, si bien resulta útil para explicar cómo esos incrementos en el SML real y en las cargas no salariales conducen a mayor desempleo estructural en el mediano plazo, su base de fijación de *mark-ups* no termina de convencer sobre su relevancia para el mercado laboral colombiano. Este ha dado muestras de contar con un tinglado competitivo en Colombia: existe movilidad de la fuerza laboral y criterios de libre contratación por parte de las firmas, donde estas últimas, al igual que las internacionales, buscan mecanismos de subcontratación para eludir esas sobrecargas laborales.

Si no fuera así, ¿por qué surgieron, y se mantuvieron hasta hace muy poco como entidades legales, las "cooperativas de trabajo" (no mencionadas en el documento), cuya función era eludir parte de esos sobrecostos? Esto ocurría precisamente porque las firmas no tienen poder de fijación de los precios en Colombia y, como bien lo mencionan los autores, la mayoría de los ajustes del mercado laboral colombiano se dan por cantidades (mayor desempleo), algo similar a lo que ocurre en la zona del euro. Esa "euroesclerosis" laboral ha sido particularmente aguda durante 2007-2011, promediando un 10 % de desempleo abierto y con tasas del 30 % a 40 % en el caso de los jóvenes. Una alternativa era haber adoptado esos modelos "duales", tipo *insiders-outsiders*, que según los autores constituyen el corazón del debate en España e Italia.

Otro elemento que valdría la pena profundizar es el relacionado con la convergencia del salario medio hacia el SML. Los autores señalan correctamente que los pagos no salariales podrían ser neutros (hipótesis Blanchard) si estos simplemente ponen en cabeza del empresariado cargas que son "totalmente" valoradas por los trabajadores, pues simplemente las firmas recortarían en esa proporción los pagos salariales, al estar asumiendo las firmas dichos pagos. El problema es que se puede demostrar que buena parte de los "parafiscales" en Colombia conllevan un elevado componente del denominado "impuesto puro" Clavijo (2003) y por eso es que probablemente (Kugler y Kugler, 2008) encuentran que en Colombia el componente de transmisión es uno de los más bajos de la región (un 30 %-40 %), señal de que dichos parafiscales generan inequidades, informalidad, desempleo y convergencia (añado yo) del salario medio hacia el SML. En mi opinión, dicha convergencia justifica que en la última década el SML real haya sido reajustado, de acuerdo con la ganancia media en la productividad laboral (Anif, 2011).

Ya no es mi especialidad hacerles seguimiento a los modelos VAR-X, aunque mi tesis doctoral probablemente fue uno de los primeros VAR con impulsos-respuestas aplicados a Colombia, hace como 25 años (. . . así de viejo estoy ya). Por lo que pude

entender de estas nuevas técnicas, me sentí bastante satisfecho con lo cuidadosos que fueron los autores a la hora de detectar grados de integración de las series y grados de rezagos-óptimos, utilizando los conocidos criterios de información. Mi crítica tipo macho-man, antes señalada, es que los autores desperdiciaron oportunidades de profundizar en la política económica de temas vitales; por ejemplo, aunque hicieron las simulaciones de los efectos de mejores términos de intercambio para una economía minero-energética, me sorprendió no ver ninguna discusión sobre la "enfermedad holandesa" y la desindustrialización. Por el contrario, la asepsia del modelo los llevó a concluir simplemente que, entonces, la economía se aceleraría y el desempleo se reduciría en presencia de mejores términos de intercambio. Pero, ¿sí será así de simple la respuesta que cabe dar frente a un sector industrial que en Colombia representaba un 22 % décadas atrás, un 16 % un quinquenio atrás y que actualmente se perfila hacia un 13 % del PIB? Ese modelo de fijación de precios y salarios debería estar en mejor capacidad de ser una herramienta útil para pensar estos problemas reales e inminentes que enfrentará la economía colombiana en su horizonte 2010-2015.

Para poder explotar mejor la parte analítica sobre implicaciones de política económica, me permito hacer dos últimas recomendaciones. ¿Será que el modelo, como allí figura, permitiría encarar adecuadamente el debate sobre la relación capital-trabajo en Colombia? Los autores mencionan que en esta versión no han incluido el componente tributario, limitándose a los "pagos no salariales", pero ¿Sería posible analizar con dicho modelo la relación entre las exageradas exenciones tributarias al capital frente a los gravámenes al trabajo formal? La segunda se refiere a profundizar el hallazgo de no histéresis; esto implicaría que, entonces, gana espacio la hipótesis de la Nairu; sería útil poder responder esto: ¿Cómo han cambiado, y por qué, las duplas de valores de inflación-desempleo, pasando 20 %/8 % al 6 %/12 % durante las dos últimas décadas? Tratándose de una investigación desde el banco central de Colombia, yo hubiera esperado una mayor discusión precisamente sobre estos temas de histéresis *vs.* Nairu, frente a tantos otros ejercicios adicionales que allí se adelantaron.

En fin, lo bueno es que "ese caballito de batalla" del modelo de fijación de precios-salarios ya quedó domado, estimado y simulado por parte de los autores. Hacia el futuro existe la posibilidad de que los autores lo saquen a pasear por otras pistas de obstáculos, tan relevantes como el análisis de la política monetaria (Nairu) y de crecimiento de largo plazo ("enfermedad holandesa y desindustrialización").

Referencias

Anif (2011): "La brecha salarial en Colombia", Comentario económico del día 17 de febrero, Asociación Nacional de Instituciones Financieras.

Blanchard, O. (2004): "Interview with Webpondo", Unirsidad de los Andes.

Clavijo, S. (2003): "Monto del impuesto puro en la seguridad social colombiana", *Revista del Banco de la República*, (núm. 903).

Clavijo, S., C. Rojas y otros (2007): "Evaluación de las investigaciones económicas financiadas con dineros públicos", *Revista Carta Financiera*.

Kugler, A. y M. Kugler (2008): "Labour Market Effects of Payroll Taxes in Developing Countries: Evidence from Colombia", *Laurier Business & Economics*, vol. 10.

19 Desempleo e informalidad en Colombia: un análisis de equilibrio general computable

Jesús Botero García*

El desempleo y la informalidad han sido problemas recurrentes en la economía colombiana en la última década. En cuanto al primer fenómeno, su promedio anual se ha mantenido por encima del 11 %; la informalidad, por su parte, ha sido superior al 50 % (Cuadro 19.1).

Cuadro 19.1: Desempleo e informalidad (porcentaje)

	Desempleo[a/]	**Informalidad**[b/]
2001	15,0	54,5
2002	15,5	54,7
2003	14,0	54,2
2004	13,6	52,3
2005	11,8	52,3
2006	12,0	51,4
2007	11,2	50,4
2008	11,3	50,8
2009	12,0	52,1
2010	11,8	51,6

[a/] Tasa de desempleo nacional.
[b/] Tasa de informalidad T5, total trece áreas metropolitanas.
Nota: 2001-2006: serie de los segundos trimestres; 2007-2010: promedio anual, a partir de series de período móvil trimestral.
Fuente: DANE (GEIH), cálculos del autor.

La combinación de ambos hechos representa no solo un colosal desperdicio de recursos productivos (o bien ociosos, o bien ineficientemente utilizados), sino también una condición nefasta para la lucha contra la pobreza y la aspiración de una

* Docente investigador de la Universidad Eafit. El autor agradece en especial a Hugo López por sus atinados comentarios, a Francisco Lasso por el procesamiento de la información de las encuestas de hogares, y a Jorge Tamayo, quien realizó los ejercicios de estimación de parámetros del modelo laboral. A ellos son imputables los méritos, mas no los errores en que se haya podido incurrir. Ángelo Gutiérrez se desempeñó como asistente de investigación en la fase inicial del proyecto.

mayor equidad social. En efecto, como lo ilustra el Cuadro 19.2, altos niveles de desempleo e informalidad son característicos de los grupos de menores ingresos, que son además castigados por la baja calidad del recurso humano del que disponen, y que por ello trasiegan su vida entre desocupación, oficios de "rebusque" o empleos mal remunerados.

Cuadro 19.2: Indicadores generales de ingreso y salario por decil de ingresos (cabecera, resto); encuesta de calidad de vida, 2008 (porcentaje)

Decil	Tasa de participación[a/]		Tasa de desempleo[b/]		Tasa de informalidad[c/]	
	Cabecera	Resto	Cabecera	Resto	Cabecera	Resto
1	44,7	46,1	30,3	24,2	71,7	76,1
2	50,8	52,3	18,8	15,5	65,6	64,2
3	51,2	55,4	16,8	12,6	53,1	54,8
4	52,4	59,0	16,0	11,4	57,2	49,2
5	55,5	59,6	14,8	8,4	52,5	46,0
6	55,9	63,7	12,6	8,9	43,2	44,4
7	61,2	67,6	9,1	8,0	40,9	45,4
8	63,6	69,4	7,9	4,3	37,6	44,2
9	64,6	73,4	6,7	2,9	36,5	47,1
10	66,2	80,6	3,2	4,7	45,5	60,8
Total	58,7	56,9	10,8	12,7	47,0	55,0

Decil	Porcentaje de calificación[d/]		Índice de remuneración calificada[e/]		Índice de remuneración no calificada[f/]	
	Cabecera	Resto	Cabecera	Resto	Cabecera	Resto
1	3,9	0,4	4,6	3,2	22,0	20,3
2	4,0	0,4	9,4	17,6	40,8	38,6
3	4,2	1,0	23,4	11,5	56,5	51,3
4	5,6	1,6	22,5	16,4	67,9	63,2
5	7,8	1,6	21,6	27,5	84,9	71,9
6	9,5	3,4	35,6	30,4	95,7	85,0
7	14,5	4,5	40,0	42,9	106,3	92,0
8	21,4	6,3	45,6	47,4	125,1	111,6
9	31,6	13,2	60,8	70,1	162,7	138,6
10	55,7	32,7	166,3	101,1	289,1	312,2
Total	20,1	2,4	101,5	54,3	112,6	65,6

[a/] Tasa de participación: PEA / PET.
[b/] Tasa de desempleo: (PEA - ocupación) / PEA.
[c/] Tasa de informalidad: empleo informal no calificado/empleo total no calificado.
[d/] Porcentaje de calificación: porcentaje de la PET con más de un año de educación superior.
[e/] Índice de remuneración calificada: remuneración promedio del trabajo calificado del decil/remuneración promedio del total de la economía.
[f/] Índice de remuneración no calificada: remuneración promedio del trabajo no calificado del decil/remuneración promedio total de la economía.
Fuente: DANE, (ECV, 2008); cálculos del Banco de la República, sucursal Medellín, y cálculos del autor.

Los grupos más pobres tienen altas tasas de desempleo, de informalidad, poca calificación, y una remuneración media muy inferior a la del promedio de la sociedad. En 2008 los cinco deciles más bajos urbanos presentaban tasas de participación

inferiores al 56 %, con desempleo superior al 14 %. La informalidad era superior al 52 %, pero alcanzaba, en el grupo más pobre, el 72 %. Su tasa de calificación era menos del 8 %, con una remuneración promedio inferior a la cuarta parte de la remuneración calificada promedio de la sociedad. Incluso, la tasa de desempleo calificada era muy elevada para los grupos de ingresos bajos, como lo muestra el Cuadro 19.3.

Cuadro 19.3: Tasa de desempleo calificado por deciles (porcentaje)

Decil	Cabecera	Resto
1	51,8	24,1
2	23,3	15,5
3	40,2	12,7
4	31,6	11,2
5	21,9	8,1
6	14,2	8,8
7	10,0	7,8
8	9,5	3,4
9	6,2	3,4
10	2,1	4,8
Total	7,5	10,6

Fuente: DANE (ECV); cálculos Banco de la República, sucursal Medellín, y cálculos del autor.

El presente artículo busca evaluar, mediante un modelo de equilibrio general computable, el impacto de posibles acciones de política pública sobre la informalidad y el desempleo, y por esa vía sobre la pobreza y la distribución del ingreso en la sociedad. El tipo de acciones considerado está relacionado con factores que influyen sobre el precio relativo de los factores productivos o la dotación relativa de los mismos entre los grupos sociales. En concreto, se evalúa el impacto de la eventual eliminación de los aportes parafiscales sobre la nómina; de una política alternativa de manejo del salario mínimo, que elimine su incremento gradual en términos reales; de la supresión de los descuentos tributarios sobre la inversión en activos fijos, y de una política pública de fomento a la educación superior orientada a los grupos de menores ingresos. Para llevar a cabo la evaluación se construye un escenario básico de evolución de la economía en el próximo quinquenio, donde, al tiempo que se consideran las características relevantes de la economía colombiana (como la reciente bonanza petrolera y minera), se asume que el salario mínimo real y la población calificada se incrementan al ritmo en que han aumentado en los últimos años, y se mantienen tanto los aportes parafiscales como los descuentos tributarios sobre la inversión en activos fijos. Los resultados obtenidos en los escenarios alternativos de política económica se comparan con ese escenario base, para extraer conclusiones acerca de cómo esas políticas afectan el desempleo y la informalidad, y a través de ellos, la pobreza y la distribución del ingreso.

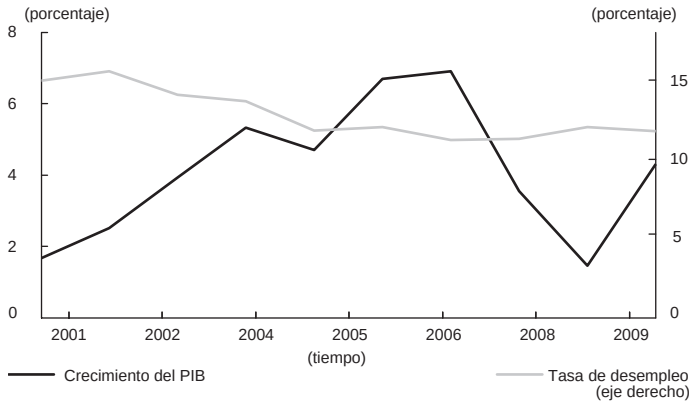
El artículo consta de cinco secciones: en la primera se describen algunas características relevantes de la economía colombiana, que deben ser tenidas en cuenta en la modelación; la segunda sección describe el modelo utilizado; la tercera

aborda el tema de la calibración del modelo; la sección cuarta se ocupa de las políticas simuladas y sus resultados; en tanto que la sección final presenta las conclusiones del ejercicio realizado.

1. Algunos hechos relevantes

La tasa de desempleo (que se ubicaba, en promedio, en 15 % en 2001), llegó en su mejor momento a un promedio anual del 11,2 % en 2007, tras un período de crecimiento económico sostenido, cuando el producto interno bruto (PIB) se incrementó a una tasa media del 5 % anual y, paralelamente, la tasa global de participación descendió del 62,5 % al 58,3 % (Gráfico 19.1).

Gráfico 19.1: Tasa de desempleo y crecimiento económico



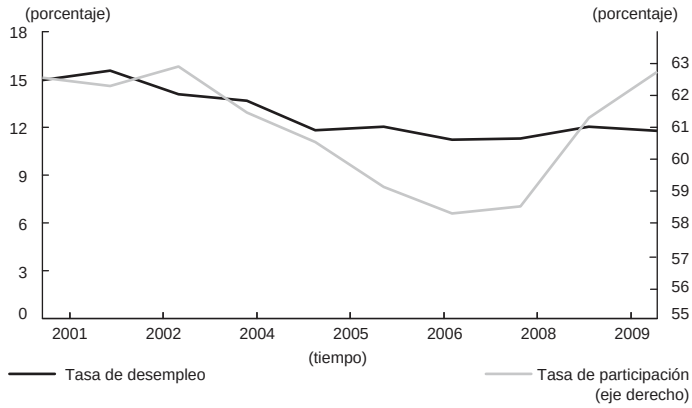
Fuente: DANE; cálculos del autor.

Desde entonces ha dejado de mejorar, manteniéndose entre el 11 % y 12 % y ubicándose como una de las tasas más altas del continente, lo que ha generado preocupación en las autoridades económicas, que consideran el desempleo como uno de los retos más importantes que enfrenta la economía colombiana[1]. Cabe anotar que el reto es tanto más complejo, cuanto que la elasticidad observada del empleo al PIB en la última década es baja (0,5, correspondiente a un incremento promedio

[1] El Plan de Desarrollo "Prosperidad para todos" lista como sus principales retos: "consolidar la seguridad, disminuir el desempleo, eliminar la pobreza, y enfrentar los desafíos del cambio climático" (DNP, 2011, p. 20)

anual del empleo del 2,2 %[2], respecto a un crecimiento del PIB del 4,4 %, con subperíodos críticos, como el correspondiente a 2001-2007, cuando fue apenas 0,26) y la tasa de participación se mueve en la misma dirección que la de ocupación (como lo muestra el Gráfico 19.2), lo que hace que sean necesarios altos ritmos de crecimiento, para reducir la tasa de desempleo. La estrecha relación entre las tasas de participación y de ocupación (producto, quizá, de una típica conducta de trabajador "desalentado") es un elemento importante que será tenido en cuenta en la modelación.

Gráfico 19.2: Tasa de desempleo y tasa de participación



Fuente: DANE; cálculos del autor.

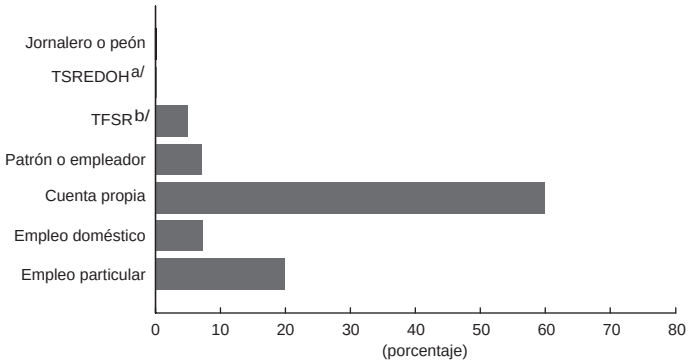
En cuanto a la informalidad, las noticias no son mejores: si bien la proporción de informalidad en empresas hasta de cinco trabajadores (T5)[3] en las trece principales áreas metropolitanas, descendió de 54,5 % en 2001 a 50,4 % en 2007; desde entonces ha vuelto a crecer levemente, ubicándose en 51,6 % en promedio en 2010.

Ahora bien, solo el 20 % del trabajo informal corresponde a empleados particulares, en empresas de hasta cinco trabajadores. Predomina, en cambio, el trabajo por cuenta propia, o figuras como empleado doméstico o trabajador familiar, según lo ilustra el Gráfico 19.3, que detalla el trabajo informal por posición ocupacional durante el último trimestre de 2010.

[2] A principios de la década, de acuerdo con el reporte de la encuesta continua de hogares (ECH) del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), el país generaba 15,8 millones de empleos. Para diciembre de 2010 el empleo ascendía a 19,5 millones.

[3] Hay dos medidas habituales de la informalidad en Colombia: T5 y T10. La primera incluye los empleados particulares y obreros, trabajadores familiares, empleados domésticos, jornaleros o peones, trabajadores por cuenta propia (exceptuando los profesionales independientes), y los patrones y empleados que laboran en establecimientos de ocupen hasta cinco trabajadores. La segunda extiende la definición hasta establecimientos que ocupen hasta diez trabajadores.

Gráfico 19.3: Trabajo informal por posición ocupacional (participación porcentual)



Nota: a/ TSREDOH: trabajador sin remuneración en empresas de otros hogares. b/ TFSR: trabajador familiar sin remuneración.
Fuente: DANE (GEIH); cálculos del autor.

Los trabajadores informales reciben una remuneración menor a la de sus pares formales, como lo ilustra el Cuadro 19.4, donde se expone el ingreso promedio de los trabajadores no asalariados sin educación superior (núcleo fundamental de la informalidad), comparado con el ingreso promedio de los trabajadores asalariados no educados, lo cual, de paso, es una explicación más de la desigualdad de ingresos en nuestra sociedad, pues el trabajo informal sin educación superior es el dominante en los deciles bajos de la distribución del ingreso.

Cuadro 19.4: Remuneración promedio mensual de los trabajadores sin educación superior (pesos de 2008)

	Cabeceras		**Resto**	
Decil	**Asalariado**	**No asalariado**	**Asalariado**	**No asalariado**
1	141.916	92.676	121.622	91.177
2	246.778	171.716	236.585	159.698
3	327.194	224.821	291.741	212.207
4	419.795	259.501	352.249	256.922
5	486.339	340.608	408.463	274.593
6	520.215	383.993	472.027	332.070
7	583.263	409.763	482.414	398.607
8	657.962	511.483	584.117	481.908
9	829.651	704.498	652.197	690.978
10	1’168.326	1’675.093	1’134.249	1’763.478
Promedio	612.577	465.369	383.759	262.432

Fuente: DANE (ECV); cálculos del Banco de la República, sucursal Medellín, y calculos del autor.

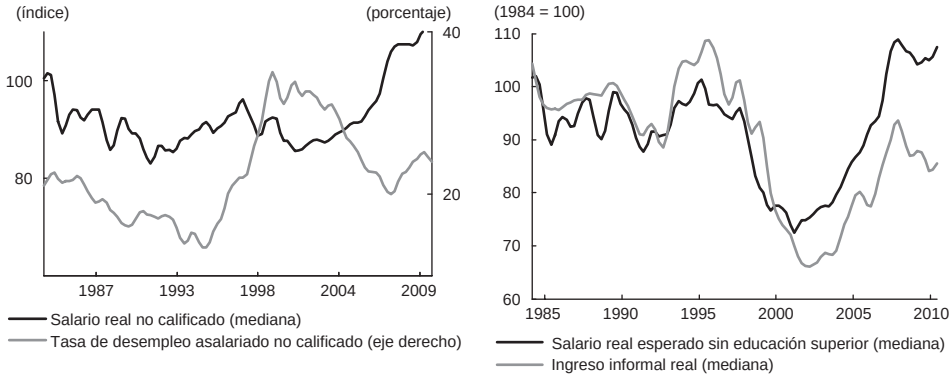
Ahora bien: ¿guardan alguna relación la evolución de los ingresos informales y la de la remuneración asalariada? Como lo ilustra el Gráfico 19.4 el ingreso informal real no calificado sigue una tendencia semejante a la observada en el salario real no

calificado esperado, entendiendo como tal el salario de mercado por la probabilidad de conseguirlo (es decir, por uno menos la tasa de desempleo asalariada para empleados no calificados).

Gráfico 19.4: Ingresos informales y remuneración asalarida

A. Índice del salario real no calificado (1984 = 100) y tasa de desempleo asalariado no calificado (porcentaje)

B. Ingreso informal real y salario real esperado sin educación superior, datos trimestrales (miles de pesos, dic. de 2010)



Los datos corresponden a siete ciudades. Están desestacionalizados y suavizados.
Fuente: DANE; Banco de la República, sucursal Medellín.

Los componentes del salario no calificado esperado se presentan en el Gráfico 19.4. El salario real de mercado se redujo entre 1984 y 1991; se elevó (como fruto de las reformas laborales) entre 1992 y 1997; luego, después de la crisis de finales de la década, se derrumbó hasta 2001. Entre 2002-2008 creció considerablemente antes de alcanzar una estabilidad relativa en 2009. Por su parte, el desempleo asalariado de trabajadores no calificados (que se define como la razón entre el desempleo no calificado y el total de ocupados no calificados más los desempleados) creció aceleradamente en la segunda mitad de los años noventa, y se redujo hasta 2007, para desde entonces volver a elevarse.

De los hechos anteriores se desprenden tres conclusiones: la primera, la necesidad de incorporar en el análisis del desempleo la tasa de participación. Sus fluctuaciones son decisivas para entender la tasa de desempleo. La segunda, la probable incidencia de la tasa de ocupación en la tasa de participación, que será explorada en el modelo. Y por último, la probable relación entre el ingreso informal, de una parte, y el salario real no calificado y la tasa de desempleo asalariado no calificado, por otra[4]. Esos elementos serán incluidos en el modelo, que se presenta a continuación.

[4] La referencia habitual en el tema es el modelo de Harris y Todaro (1970), quienes postulan la migración entre dos mercados de trabajo, a partir del diferencial de remuneración esperada.

2. Estructura del modelo

2.1. Especificidades del modelo

El modelo empleado se inscribe en la tradición del equilibrio general computable, que permiten abordar con gran detalle la estructura productiva de la economía analizada. Tales modelos replican el funcionamiento de la economía, haciendo explícitos los equilibrios de los mercados de factores y productos, y encontrando el vector de precios que hace igual a cero las funciones de exceso de demanda. Para construir las funciones de exceso de demanda se modela la conducta óptima de oferentes y demandantes, dadas las condiciones técnicas y las restricciones presupuestales que dichos agentes enfrentan, por lo que esos modelos se consideran microeconómicamente fundados. Su mayor fortaleza radica en el análisis cuidadoso de las asignaciones de recursos resultantes y de los precios relativos que las determinan, lo que los hace particularmente adecuados para el análisis de las políticas comercial y tributaria y, en general, para todas aquellas políticas que afectan el precio relativo de bienes y factores en la economía.

El presente modelo introduce algunas modificaciones importantes para adecuarlo a los propósitos de la investigación. En primer lugar, incluye la modelación expresa de la tasa de participación. Los modelos habituales de equilibrio general computable, como los descritos por Lófgren, Harris y Robinson (2002), o por Decaluwé, Lemelin, Robichaud y Maisonnave (2010), no tienen en cuenta a la oferta de trabajo, y como consecuencia de ello no hacen explícito el análisis de la tasa de participación. Esto es comprensible, ya que este tipo de modelos son por lo general estáticos, cuyo máximo desempeño intertemporal se logra mediante soluciones recursivas, y donde no es posible modelar decisiones dinámicas, del tipo de las que se modelan para los hogares en la tradición de modelos dinámicos estocásticos[5].

Para superar tal limitación, el modelo presentado hace endógena la tasa de participación, buscando reflejar su estrecha relación con la tasa de ocupación, que se mencionó en el análisis de la sección anterior. En segundo lugar, el modelo incluye expresamente el índice de uso de la capacidad instalada, como la variable que permite el cierre del mercado de ahorro e inversión. Este tipo de modelos por lo general presentan esquemas muy simples de modelación macroeconómica, lo que limita el tipo de análisis que es posible realizar mediante ellos. Suponen lo que se denomina en la literatura un "cierre guiado por el ahorro", que consiste en asumir que los hogares y las instituciones tienen tasas fijas de ahorro, lo que, junto con el financiamiento externo de la cuenta corriente, determina la masa de ahorros disponible en la economía. Esa masa se convierte en formación bruta de capital, de forma tal que la economía opera en pleno empleo de sus factores productivos, a menos que se establezcan restricciones de precios que impidan dicho uso, en cuyo caso se produce desempleo del recurso de precio rígido. Pero las fluctuaciones del

[5] Véase, por ejemplo, McCandless (2008), quien introduce la optimización intertemporal de los hogares desde los modelos más sencillos, eligiendo simultáneamente la oferta de trabajo y el consumo, presente y futuro.

empleo parecen estar asociadas no solo con rigideces de precios, sino también con otro tipo de situaciones, como fluctuaciones en los ritmos de actividad económica, que generan desempleo involuntario de los factores, y que no son explicadas solo por la rigidez de precios del factor. El análisis del desempleo requiere, en consecuencia, de enfoques alternativos, que permitan la existencia de otras formas de desempleo involuntario de los factores.

En particular, en el presente modelo se reemplaza el "cierre guiado por el ahorro" por un cierre mediante el índice de uso de la capacidad instalada: el ahorro de los hogares se determina mediante tasas fijas de ahorro; el ahorro de las demás instituciones se determina residualmente dado su plan de gastos, y la inversión se determina mediante una función que hace explícita la incidencia del costo de uso del capital sobre la decisión de inversión. Ello permite que cambios en la inversión afecten el ritmo de actividad económica, influyendo, en consecuencia, en el nivel de empleo de los factores. El índice de uso del capital es, en este caso, la variable que se ajusta para permitir la igualdad de ahorro e inversión.

En tercer lugar, el modelo incorpora el desempleo del trabajo calificado mediante la hipótesis de "salarios de eficiencia". En los modelos convencionales el precio del factor se ajusta para equilibrar oferta y demanda del mismo. Solo si el precio es rígido, el modelo produce desempleo, dejando una oferta excedente del factor, que define el desempleo. Pero el trabajo calificado es un factor de precio flexible sobre el que no operan regulaciones de salario mínimo. Para permitir el desempleo de dicho factor se recurre aquí a la hipótesis de "salarios de eficiencia", de Shapiro y Stiglitz (1984), según la cual, en un contexto de asimetría de información, los empresarios deben incentivar el esfuerzo (no observable) de los trabajadores calificados, pagando una prima sobre el salario de reserva de los trabajadores, lo que conduce a un equilibrio de precio-desempleo en ese mercado.

El modelo tiene dos características adicionales que lo adecúan para el análisis requerido: de una parte, considera explícitamente un mercado de servicios informales, caracterizado por su baja intensidad de capital y por la poca productividad del trabajo empleado, y de otra incluye veinte hogares representativos, por cada decil de ingreso (uno urbano y otro rural). Las dotaciones de factores de esos hogares son expresamente modeladas, para permitir el análisis de problemas distributivos y la evaluación de impactos sobre la pobreza. En los siguientes acápites se analizan en detalle estos elementos diferenciadores del modelo, partiendo de una breve descripción del modelo general (que se presenta en detalle en el Anexo 1).

2.2. Estructura general del modelo

El que se presenta es un modelo recursivo, que resuelve una secuencia de equilibrios anuales representativos de la economía colombiana. Fue calibrado para el año 2007, con las cuentas nacionales, base 2000, las cuales se adaptaron para reclasificar el "ingreso mixto" de la matriz de utilización, como pagos de servicios en una nueva rama productiva denominada "servicios informales". Incorpora, además de esta, otros 18 sectores (que se detallan en el Anexo 2); tres tipos de factores productivos (capital, trabajo calificado y el no calificado), y 23 instituciones: veinte hogares

(uno rural y uno urbano por cada decil de ingreso), las empresas, el gobierno y el resto del mundo. El modelo es convencional en el tratamiento de las ramas productivas, las cuales se consideran multiproducto. La función de producción tiene tres niveles: en el primero se combinan valor agregado y compras intermedias, mediante una función de coeficientes fijos; en el segundo se agregan trabajo y capital, mediante una función CES; en el tercero se combinan trabajo calificado y no calificado. El acervo efectivo de capital de cada sector depende del capital acumulado y del índice de uso de la capacidad instalada. El capital acumulado está dado en cada período, y depende de la inversión por destino que haya sido dirigida al sector. Los empresarios maximizan su ganancia, igualando la remuneración del factor y el valor de su producto marginal.

El comercio externo se modela mediante funciones tipo Armington (1969) de agregación de producción local y bienes importados, en tanto que la oferta de exportaciones se modela mediante fronteras de posibilidades de producción de elasticidad constante (CET, por su sigla en inglés). La demanda de los hogares se modela mediante el sistema lineal de gasto (LES, también por su sigla en inglés). La inversión depende del costo de uso del capital, y el ajuste de ahorro e inversión se da mediante un índice de uso del capital en la economía. Las mayores especificidades del modelo están en la oferta de trabajo: se modela expresamente la tasa de participación, tanto del trabajo calificado, como del no calificado; el desempleo calificado se modela mediante la hipótesis de "salarios de eficiencia" de Shapiro y Stiglitz (1984). La relación entre desempleo y trabajo informal se modela explícitamente, relacionando la remuneración informal con el salario no calificado.

El gobierno recibe impuestos directos, impuestos de cada rama, IVA y aranceles. También una participación en los aportes de la seguridad social, y rentas de capital, por su participación accionaria en empresas productivas. Destina sus recursos a gastos de funcionamiento, prestaciones de seguridad social, pago de intereses e inversión pública en infraestructura. El saldo de sus cuentas se acumula en el endeudamiento del sector público, que se actualiza en el modelo recursivo. Las demás instituciones (hogares, empresas y resto del mundo) reciben rentas y generan ahorro, que debe ajustarse a la formación bruta de capital, mediante el índice de uso de capacidad instalada de la economía.

2.3. El tratamiento de la informalidad

El trabajo informal ha sido habitualmente considerado como un insumo más en el proceso productivo (véase, por ejemplo Botero, 2007; Hernández, Prada y Ramírez, 2001), que se agrega con otros tipos de trabajo (formales y calificados) para obtener el producto total. Ello supone que la informalidad es, ante todo, una decisión del productor, que escoge entre empleo formal e informal, lo que conduciría a pensar que el problema está asociado esencialmente con evasión de pagos de prestaciones sociales y de aportes a la seguridad social. Sin embargo, como se anotó en la sección primera (Gráfico 19.3), el núcleo duro de la informalidad está más bien asociado con el trabajo cuenta propia, lo que sugiere un enfoque

distinto, en el cual la informalidad es una alternativa de trabajo de baja calidad, a la que se recurre solo cuando no existen oportunidades en los mercados formales de trabajo. Alguna literatura reciente enfatiza, además, los aspectos de demanda del problema (Foellmi y Zweimuller, 2011), y sugiere un enfoque de economía dual, donde hay un sector moderno, formal, con alta dotación de capital, y otro informal (de subsistencia), con poca o ninguna dotación de capital, que son impactados de manera distinta por el gasto de los hogares ricos y pobres en la economía.

El sector informal se modela, pues, como una rama productiva, de muy baja intensidad de capital, y cuya demanda está caracterizada por una baja elasticidad-ingreso. En el sector no aplican las regulaciones de salario mínimo, y su oferta está determinada por la disponibilidad de los hogares a ofrecer servicios de trabajo informales, de la manera que se analiza más adelante.

2.4. Oferta de trabajo

El modelo parte de la población en edad de trabajar (PET) de cada tipo de hogar, tanto calificada como no calificada, y determina la población económica activa multiplicando la PET por la tasa de participación laboral, que se considera endógena. En principio, la tasa de participación laboral depende directamente del comportamiento de la tasa de ocupación moderna (el clásico efecto sustitución entre ocio y trabajo: si la demanda laboral del sector moderno y por tanto el empleo de este tipo se eleva, la participación aumenta y viceversa) e inversamente de los ingresos (el también clásico efecto ingreso: si los ingresos provenientes del empleo moderno [los ingresos permanentes] se elevan la participación de los miembros secundarios se reduce). Un modelo que discriminara jefes de hogar y trabajadores secundarios permitiría, sin duda, incorporar adecuadamente ambos efectos. Pero, dada la dificultad de incluir tal discriminación, se ha adoptado una forma sencilla de modelar la participación laboral de los trabajadores no calificados y calificados, que incorpora para ambos el efecto sustitución (la respuesta positiva de la participación a la tasa de ocupación moderna) y que, además, para los primeros, aprovecha el hecho de que la diferencia entre las tasas de participación y la de ocupación moderna depende inversamente de la calidad del empleo poco educado (Gráfico 19.5).

Las ecuaciones que definen la tasa de participación para cada tipo de hogar tienen la forma

$$tpc = ktpc(tomc)^{btpc} \tag{19.1}$$

$$tpn = ktpn(tomn)^{btpn}(cal)^{dtpn} \tag{19.2}$$

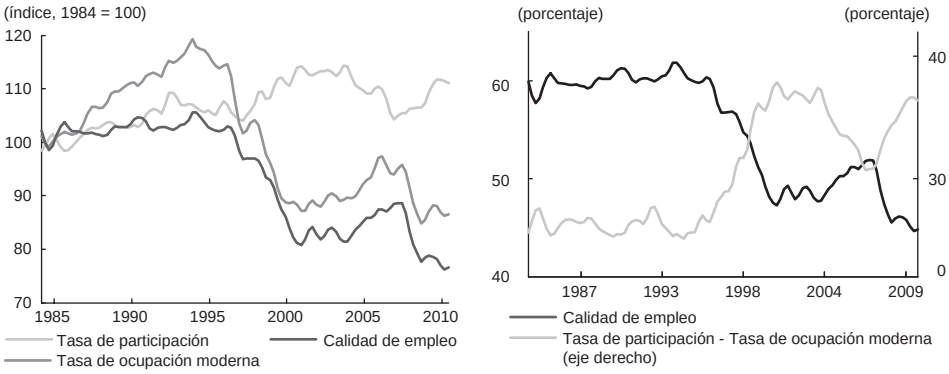
donde, *tpc* y *tpn* son las tasas de participación, calificada y no calificada, respectivamente; *tomc* es la tasa de ocupación moderna calificada, definida como empleo moderno calificado *vs.* población en edad de trabajar calificada; *tomn* es la tasa de ocupación moderna no calificada, definida como empleo moderno no calificado *vs.* población en edad de trabajar no calificada; *cal* es la calidad del empleo sin educación superior (empleo moderno sin educación superior *vs.* empleo total,

moderno e informal, sin educación superior); *btpc* y *btpn* son las elasticidades de la tasa de participación a la tasa de ocupación, calificada y no calificada; *dtpn* es la elasticidad de la tasa de participación no calificada a la calidad del empleo sin educación superior.

Gráfico 19.5: Tasas de participación y ocupación, y calidad del empleo

A. Población sin educación superior: tasa de participación y ocupación, y ocupación moderna y calidad del empleo

B. Diferencia entre tasas de participación y ocupación, y calidad del empleo (porcentaje)



Los datos corresponden a siete ciudades. Las series están desestacionalizadas y suavizadas.
Fuente: DANE; Banco de la República, sucursal Medellín.

2.4.1. Mercado de trabajo calificado

El mercado de trabajo calificado presenta altos niveles de desempleo (Cuadro 19.3), especialmente en los grupos de bajos ingresos. Dado que la calificación del trabajo es quizá la herramienta fundamental de inclusión social y de elevación de la calidad de vida, resulta indispensable hacer endógeno el desempleo calificado, incluso si se asumen condiciones de flexibilidad de salarios, para evaluar adecuadamente el impacto de la calificación sobre los mercados de trabajo y sobre el ingreso de los hogares.

Una forma plausible de explicar el desempleo de ciertos trabajos[6], que requieren, para el logro de los objetivos planteados, tanto de competencias específicas como de esfuerzos genuinos por parte del trabajador (como es el caso en la mayor parte de trabajos calificados) es la siguiente: los empresarios ofrecen un salario de eficiencia (en este caso *wmc*), el cual incentive el esfuerzo adecuado por parte de los trabajadores que tienen las competencias específicas; los trabajadores aceptan el trabajo, y escogen entre dos opciones: no realizar los esfuerzos

[6] El modelo fue planteado originalmente por Shapiro y Stiglitz (1984), y es una de las posibles formas (con el modelo de *matching*, de Mortensen y Pissarides) de fundamentar un desempleo de equilibrio.

necesarios (cuyo costo definimos como ce), eludiendo sus responsabilidades, en cuyo caso tienen (por efectos de la asimetría de información), una probabilidad $1-q$ de mantener el cargo por no ser sorprendidos incumpliendo su tarea, y una probabilidad q de ser despedidos; o realizar el esfuerzo pertinente, en cuyo caso logran su objetivo y mantienen el empleo. Si existe algún grado de desempleo y alguna probabilidad de ser despedido (es decir, si $p < 1$ y $q > 0$) el problema del trabajador será definir si es racional no esforzase, dada la probabilidad de que sea sorprendido incumpliendo su trabajo, y la probabilidad p (igual a 1 menos la tasa de desempleo del tipo de trabajo considerado) de emplearse de nuevo en un cargo calificado, y dado que, en caso de que no consiga un nuevo trabajo calificado podrá, sin embargo, conseguir un empleo asalariado no calificado, en el que no es requerido ningún grado de competencia, y por cuya realización recibe un salario igual a $wmnf$.

La ganancia del trabajador que se esfuerza, en el juego repetido, y dado un factor de descuento δ es,

$$V_e = (wmc - ce) + \delta V_e \tag{19.3}$$

la ganancia del trabajador que se no se esfuerza es:

$$V_s = w + \delta \left[(1-q)V_s + q \left(pV_s + (1-p)\frac{wmnf}{1-\delta} \right) \right] \tag{19.4}$$

despejando los valores de V_e y V_s se obtiene,

$$V_e = \frac{wmc - ce}{1-\delta} \tag{19.5}$$

$$V_s = \frac{wmc(1-\delta) + \delta q(1-p)wmnf}{(1-\delta+\delta q - \delta qp)(1-\delta)} \tag{19.6}$$

La condición para que el trabajador se esfuerce, cumplida en el mínimo buscando maximizar la ganancia de los empresarios, y expresando p en términos de la tasa de desempleo del tipo de trabajo considerado, $desemc$, es[7]:

$$wmc = wmnf + ce \left(1 + \frac{1-\delta}{\delta q(desemc)} \right) \tag{19.7}$$

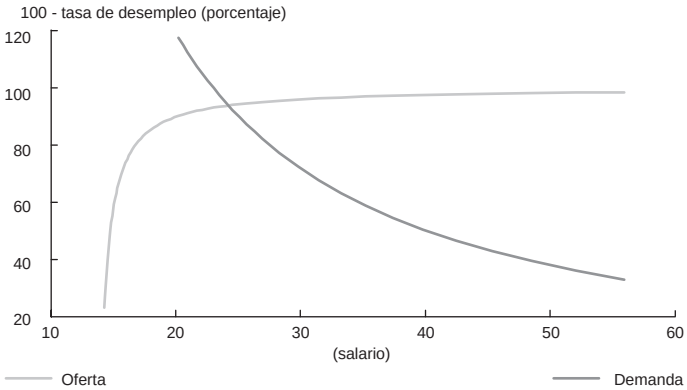
Esta ecuación (curva de salarios de eficiencia) relaciona (de manera inversa) el salario del tipo de trabajo calificado con el nivel de desempleo del recurso: describe las combinaciones posibles de salario y desempleo, que generan incentivos adecuados para que los trabajadores se esfuercen en la realización de su trabajo. Consecuentemente permite definir una función de oferta de trabajo, que relaciona de manera directa el salario con el nivel de empleo. Esa función y la función de demanda del trabajo calificado, determinan un equilibrio de salario y desempleo

[7] La ecuación aplica para los veinte tipos de hogares, pero se omiten los subíndices para facilitar la presentación.

"compatible en incentivos", es decir, un equilibrio en el cual se generan los incentivos para que el trabajador realice el esfuerzo necesario, y su remuneración se iguala al valor de su producto marginal.

En el Gráfico 19.6, un aumento de la demanda desplaza la curva de demanda hacia la derecha, elevando el salario y disminuyendo el nivel de desempleo; un aumento de la oferta, por su parte, desplaza la curva de oferta a la izquierda, disminuyendo el salario y el desempleo.

Gráfico 19.6: Equilibrio en el mercado de trabajo calificado



Fuente: cálculos del autor.

Es importante señalar algunas propiedades de la curva de salarios de eficiencia: según ella, cuando el desempleo tiende a cero, el salario tiende a infinito; si el desempleo, en cambio, tiende a 1, el salario tiende a $w_0 + ce(1+\delta(1-q))$. Por otra parte, si el desempleo es muy bajo, el incentivo que deberá ofrecerse al trabajador para que se esfuerce debe ser muy alto. Si en cambio el desempleo es muy alto, bastará resarcirlo por el esfuerzo realizado, más un premio derivado de la probabilidad de que su mal desempeño no sea detectado. Por último, cuanto mayor es q (la probabilidad de ser sorprendido cuando no se ejecuta cabalmente el trabajo), menor será la prima que debe pagarse por el esfuerzo del trabajador.

2.4.2. Mercado de trabajo no calificado

Dada la oferta de trabajo no calificado (que, como se señaló, depende de la tasa de ocupación y del indicador de calidad del empleo), y dado el salario mínimo (que es fijado por la autoridades económicas), el modelo determina (mediante las sendas de expansión de la función de producción) el nivel de empleo formal no calificado y consecuentemente, el contingente de trabajadores que queda disponible para empleos informales o para el desempleo.

Para asignar este contingente disponible, se asume que existe una remuneración mínima en el mercado informal, por la cual el trabajador está dispuesto a trabajar, y que ella depende (como en el modelo de Harris-Todaro) de los componentes que

determinan el salario esperado en el sector formal: el salario real, y la probabilidad de emplearse, que se mide a partir de la tasa de desempleo formal. La función tiene la forma[8]:

$$\frac{wmni}{ipc} = kht\left(\frac{wmnf}{ipc}\right)^{bht}(1 - tdfn)^{cht} \tag{19.8}$$

donde la tasa de desempleo no calificado formal se define como,

$$tdfn = \frac{dfn}{enf + dfn}, \tag{19.9}$$

y,

$wmni$: remuneración mínima a la que se está dispuesto a trabajar en el sector informal.

$wmnf$: salario en el sector formal.

ipc : índice de precios de la economía.

dfn : desempleo formal no calificado, entendido como la diferencia entre la oferta de trabajo no calificado, y la suma de empleo formal e informal.

enf, eni : empleo formal no calificado, y empleo informal no calificado.

$tdfn$: tasa de desempleo formal no calificado, igual al desempleo no calificado sobre la suma de empleo formal no calificado y desempleo no calificado.

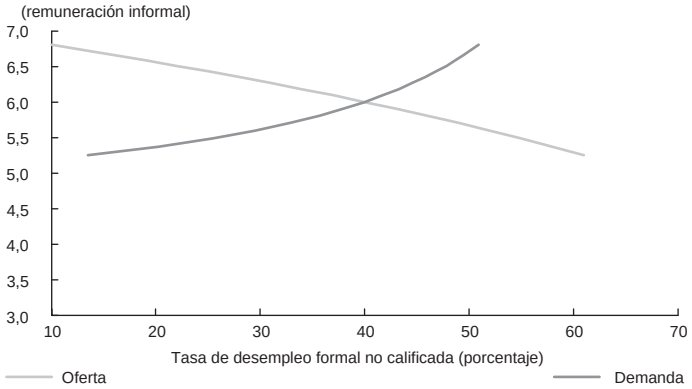
bht : elasticidad de la remuneración informal mínima real a la que se está dispuesto a trabajar en el sector informal, al salario real formal no calificado.

cht : elasticidad de la remuneración informal mínima real a la que se está dispuesto a trabajar en el sector informal a la probabilidad de obtener un empleo formal no calificado (1 menos desempleo formal no calificado).

La función 19.8 (que puede denominarse función de remuneración informal mínima) representa la relación inversa entre remuneración informal y de tasa de desempleo formal no calificado, que se deriva desde el punto de vista de la oferta (es decir, dado que los hogares eligen una remuneración mínima del mercado informal, en función del salario real y la tasa de desempleo formal). La función de demanda, por su parte, indica que a mayor remuneración media, menor demanda de trabajo no calificado en el sector informal, y mayor tasa de desempleo formal calificado. Desde el punto de vista de la demanda, hay pues una relación directa entre remuneración informal y tasa de desempleo formal no calificado, como lo ilustra el Gráfico 19.7.

[8] Se omiten los subíndices por tipo de hogar, para simplificar la presentación.

Gráfico 19.7: Equilibrio del trabajo informal y el desempleo



Fuente: cálculos del autor.

La mecánica de funcionamiento del mercado de trabajo no calificado es, en consecuencia, la siguiente: al fijar exógenamente el salario del sector formal, se determina el nivel de empleo formal no calificado, mediante las funciones de demanda de trabajo de las ramas formales. Los trabajadores no empleados en el sector formal deben elegir entre vincularse al sector informal (un sector de baja productividad y poco capital, en el que no opera la regulación sobre salario mínimo) o permanecer desempleados, realizando actividades de búsqueda de empleo. Las diversas combinaciones posibles de remuneración informal y desempleo se resumen en la función de remuneración informal mínima (ecuación 19.8) que, determina, junto con la función de demanda de trabajo informal no calificado, el equilibrio simultáneo de trabajo informal y desempleo.

2.5. Flujos de fondos y cierre del modelo

El modelo define cuidadosamente las rentas factoriales de las instituciones consideradas, a saber, hogares, empresas, gobierno y resto del mundo, y resume las transacciones interinstitucionales en cuatro grandes categorías: rentas de la propiedad, transferencias, impuestos directos, y contribuciones y aportes a la seguridad social.

Una vez definidos los ingresos de las instituciones, se define su ahorro. En el caso de los hogares, el ahorro se determina a partir de una propensión marginal a ahorrar constante; en las demás instituciones, el ahorro es residual y depende del plan de gastos de las instituciones. El ahorro externo, por su parte, se define a partir del saldo de la cuenta de capital en la balanza de pagos.

En cuanto a la formación bruta de capital, tiene tres componentes: la variación de existencias, la formación bruta pública de capital fijo (o inversión en infraestructura) y la formación bruta privada de capital fijo. La primera, es una proporción fija de las ventas totales, la segunda, es exógena, y depende del plan de gasto del

gobierno. La tercera, en cambio, depende del costo de uso de capital, que se define como[9]:

$$cu = (1-\theta)\frac{depr + rr}{1 - tm} \tag{19.10}$$

donde *depr* es la tasa de depreciación, *rr* la tasa de interés real, *tm* la tasa efectiva de impuestos y θ la tasa de beneficios tributarios totales asociados a la inversión, que depende a su vez de ϕ, los descuentos tributarios por inversión o por depreciación; de δ, la tasa de descuento de las empresas; y de la tasa teórica de tributación (τ) a la que pueden ser deducidos los descuentos.

$$\theta = \tau\left(\phi + \frac{\delta}{n}\left(\frac{1-\delta^n}{1-\delta}\right)\right) \tag{19.11}$$

En concreto, la función que define la formación bruta privada de capital fijo es:

$$fbkt = cki(stock)^{1-\lambda}cu^{\lambda/(\rho-1)} - stock(1 - depr) \tag{19.12}$$

donde:

$fbkt$: formación bruta privada de capital fijo.

$stock$: capital fijo instalado.

cu : costo de uso de capital.

cki : parámetro de calibración.

λ : parámetro de velocidad de ajuste en el modelo de ajuste parcial.

ρ : parámetro de elasticidad de la inversión al costo de uso de capital.

Así, la inversión ajusta el *stock* real de capital a un acervo deseado, dada la velocidad del ajuste y la elasticidad del *stock* deseado al costo de uso, λ, y ρ, respectivamente.

El modelo ajusta ahorro e inversión, dejando variar el índice de uso de la capacidad instalada, de manera tal que el capital empleado en la rama (sk) es una proporción iu del capital instalado en ella:

$$sk_{ii} = iu(k_{ii}) \tag{19.13}$$

En el mercado de divisas, la tasa de cambio es endógena, y ajusta la cuenta corriente de la balanza de pagos, al flujo de capitales disponible.

[9] La forma funcional específica se deriva en Botero (2011), a partir de una aproximación de programación dinámica, al problema de la inversión.

El cierre macro opera, en consecuencia, de la siguiente forma: los inversionistas responden a la política monetaria (tasa de interés) y a la política fiscal (descuentos tributarios y tasa de tributación) en su nivel de inversión[10]. Las instituciones generan un nivel de ahorro, que se debe ajustar para cubrir la formación bruta de capital total de la economía. La variable de ajuste es el índice de uso de la capacidad instalada, que determina la proporción de capital efectivamente utilizada en el proceso productivo. El ajuste se produce, pues, a través del nivel de actividad de la economía: cuando se presente un choque exógeno negativo de demanda, parte del capital deja de emplearse, y las rentas se ajustan, para permitir el cierre de ahorro e inversión.

2.6. La dinámica del modelo

Aunque el modelo es, por definición, un modelo estático, se usa para producir una secuencia de equilibrios, en los que se actualizan los *stocks* de capital de los sectores, los saldos de deuda pública, la población total y la población en edad de trabajar, y los factores exógenos que inciden sobre la economía colombiana. Es pues un modelo recursivo, en donde el acervo de capital del período t es igual al *stock* depreciado de capital del período anterior, más la nueva inversión realizada en el período t.

Los hogares son optimizadores en el corto plazo (maximizan su utilidad), pero no optimizan en el horizonte intertemporal. Por ello, el ahorro se determina mediante una propensión a ahorrar constante. En cuanto a la inversión, el modelo incluye una función que replica la decisión de adquirir activos productivos, tal y como podría fundamentarse en un modelo de programación dinámica, pero dado el carácter estático del modelo, tiene que incluir un esquema de expectativas adaptativas, en lugar de expectativas racionales, para dar cuenta del rendimiento esperado del capital.

En su operación recursiva, el modelo simula trayectorias plausibles de evolución de la economía, y permite evaluar el impacto de políticas económicas alternativas sobre esa trayectoria, tal como se analiza en la sección 4. El modelo permite también análisis convencionales de estática comparativa, que no se incluyen, sin embargo, en este artículo.

3. Calibración

El modelo se ha calibrado a partir de las cuentas nacionales, año 2007[11], y de información de encuestas de hogares, del DANE. Como es habitual, el valor de los parámetros se determina de forma tal que el modelo tenga como solución el año

[10] Podrían simularse también otro tipo de choques sobre la inversión, que se reflejasen como una variación de la constante *cki* en la ecuación 19.12: cambios en el clima general de los negocios; cambios en la percepción del manejo económico, etc.

[11] El Anexo 3 presenta de manera resumida la matriz de contabilidad social empleada en el ejercicio.

base de calibración. Los parámetros libres (es decir, aquellos cuyo valor no queda determinado por el equilibrio) son esencialmente los parámetros de sustitución, el parámetro de Frisch en la función LES[12], las elasticidades ingreso de la demanda, los parámetros de la función de inversión, y los parámetros de las funciones de oferta de trabajo.

Las elasticidades de sustitución, se resumen en el Cuadro 19.5.

Cuadro 19.5: Elasticidad de sustitución básica del modelo

	Elasticidad trabajo-capital[a/]	**Elasticidad trabajo calificado y no calificado**[b/]	**Elasticidad de Armington**[c]	**Elasticidad CET**[d/]	**Elasticidad resto del mundo**[e/]
Agricultura	0,70	0,55	0,874	-1,12	1,805
Minería	0,70	0,55	0,748	-1,12	1,805
Industria consumo	0,70	0,55	0,495	-1,44	1,805
Industria intermedios	0,70	0,55	0,960	-1,44	1,805
Industria pesada	0,70	0,55	2,135	-1,44	1,805
Servicios	0,70	0,55	1,670	-2,50	1,805

Fuentes: [a/] Pessoa *et al.* (2005).
[b/] Tamayo (2011b).
[c/] Lozano (2004).
[d/] Annabi, Cockburn y Decaluwé (2006), citando a Sadoulet y Holst (1989).
[e/] Misas, Ramírez y Silva (2001). Elasticidad precio de exportaciones no tradicionales.

La elasticidad de sustitución entre trabajo y capital corresponde a la estimación de Pessoa, Matos y Rob (2005) a partir de la información de la PWT (Penn World Table). Las elasticidades de las funciones Armington fueron estimadas por Lozano (2004) para Colombia, usando información trimestral del DANE. Las elasticidades de la función CET corresponden a los promedios encontrados en el estudio de Sadoulet y Roland-Holst, citado por Annabi, Cockburn y Decaluwé (2006). Las elasticidades de sustitución de las funciones Armington del resto del mundo, corresponden a la elasticidad de la demanda de exportaciones. Se ha tomado el promedio entre las elasticidades precio de las exportaciones no tradicionales a los Estados Unidos y al resto del mundo, de acuerdo con Misas, Ramírez y Silva (2001).

En cuanto a la elasticidad de sustitución entre trabajos calificados y no calificados, el valor proviene de Tamayo (2011b) que ha estimado la senda de expansión

[12] El sistema lineal de gasto (sistema LES, por su sigla en inglés), se deriva de la maximización de una función de utilidad tipo Cobb-Douglas, en la que solo el consumo de un bien por encima de un nivel mínimo de consumo de subsistencia, aporta utilidad al consumidor. Los parámetros de las funciones de demanda resultantes (el consumo de subsistencia de cada bien, y la proporción del gasto discrecional que se destina a él) pueden obtenerse a partir de las elasticidades ingreso de los bienes, y el parámetro de Frisch (1959), que mide la relación entre el gasto total y el gasto discrecional, entendido como el gasto adicional a aquel que corresponde al consumo de subsistencia (véase Annabi, Cockburn y Decaluwé, 2006, p. 14).

de la función, utilizando un panel balanceado para las trece principales ciudades, entre el primer trimestre de 2001 y el segundo de 2010. La elasticidad de sustitución estimada es 0,55. La relación, por lo demás, se está elevando tendencialmente. El modelo asume una variación exógena anual del 4,9 %, que capta este profundo cambio técnico, que impacta de manera importante la economía colombiana.

En cuanto al parámetro de Frisch (definido como la relación entre el consumo total y el consumo discrecional), se asume un valor de 3,3, correspondiente a la estimación reportada por Annabi, Cockburn y Decaluwé (2006) para Brasil.

En lo referente a la oferta de trabajo, Tamayo (2011a) estima los parámetros de las funciones que definen la tasa de participación. Para ello, utiliza un panel balanceado para las trece principales ciudades, con datos desde el primer trimestre de 2001 hasta el segundo de 2010. Los resultados se resumen en el Cuadro 19.6.

Cuadro 19.6: Elasticidades de la tasa de participación

	Trabajo calificado	**Trabajo no calificado**
A la tasa de ocupación	0,69	0,8
A la calidad del empleo	N,A	-1,31

Fuente: Tamayo (2011a).

Para los parámetros de la ecuación que relaciona el ingreso informal no calificado con el salario moderno real no calificado y la tasa de desempleo asalariada no calificada, se utilizaron los resultados de Tamayo (2011a) que los estima mediante un modelo panel con efectos fijos por ciudad, corrigiendo por heteroescedasticidad (estimación robusta) y excluyendo Ibagué, Cúcuta y Montería por su comportamiento atípico. Los valores obtenidos son: 0,23, para la elasticidad del ingreso informal al salario moderno no calificado; y 0,31, para la elasticidad del ingreso informal real al complemento unitario de la tasa de desempleo.

Por su parte, para los parámetros de la función de inversión, se utilizaron los resultados de Botero, Ramírez y Gutiérrez (2010), que estimaron la elasticidad de la inversión al costo de uso en 0,22, y la velocidad de ajuste del *stock* real al *stock* deseado en 2,57 %.

Por último, se asume que los servicios informales son un bien inferior, con una elasticidad ingreso muy baja, de 0,1. Para los demás bienes se asume una elasticidad de 1,1, excepto servicios varios, cuya elasticidad se ajusta para cumplir las restricciones que la teoría de la demanda impone acerca de las elasticidades. Con esas elasticidades, el parámetro de Frisch y los datos observados, se calibran los parámetros del sistema lineal de gasto en el modelo.

4. Simulaciones

4.1. Escenario básico

Para evaluar diversas alternativas de política económica, se ha creado un escenario básico de proyección, con los supuestos acerca de las variables exógenas que se resumen en el Cuadro 19.7.

Cuadro 19.7: Tasa de crecimiento anual; variables exógenas

Variable	Variación porcentual
PET calificada	6,10
PET no calificada	1,10
Salario mínimo real	1,50
Precio del petróleo	7,99
Exportaciones de petróleo	17,76
Exportaciones de carbón	11,72
Productividad factorial total	0,50
Gasto público	3,00
Inversión pública	6,00

Fuente: cálculos del autor.

Las variables relativas al mercado laboral y a los mercados externos, reflejan lo que ha ocurrido en el país en los últimos años. El gasto público y la inversión pública reflejan un trayectoria plausible del gasto, en tanto que la productividad total refleja una escenario posible de evolución, en la que se recupera el crecimiento de la variable.

La secuencia recursiva de soluciones permite establecer una trayectoria de evolución de la producción, el PIB, el empleo, las variables macroeconómicas y la pobreza y la desigualdad, que se resumen en el Cuadro 19.8.

El PIB crece a una tasa media del 5 %, jalonado por la inversión (6,2 %) y las exportaciones (5,5 %), pero afectado por las importaciones (6,7 %). Aunque el empleo crece al 3 % (y se generan 2,7 millones de empleos, como lo muestra el Cuadro 19.9), la tasa de desempleo se mantiene por encima del 10 %, debido al incremento en la tasa de participación no calificada, que pasa del 54,6 % al 57,2 %; y la informalidad se incrementa levemente (pasando del 49,1 % al 49,8 %).

Así, aunque la población por debajo de la línea de pobreza cae cerca de 8,5 %, el Gini empeora aún más, pasando de 0,544 a 0,561.

Ello muestra un panorama sombrío acerca de la capacidad de la economía para reducir la tasa de desempleo, sacar de la pobreza a una parte importante de la población y reducir la desigualdad.

4.2. Escenarios alternativos

¿Puede alterarse esta situación a través de políticas públicas que afecten el precio de los factores o su dotación relativa?

Se evalúan cinco escenarios alternativos:

- Escenario de congelación del salario mínimo real (Mínimo). Existe la arraigada convicción, en algunos sectores de la opinión pública, de que el incremento del salario mínimo legal es una herramienta poderosa de redistribución del ingreso. La simulación en cuestión pretende evaluar qué impacto real tiene esa política sobre la distribución del ingreso, en un país como Colombia, en el que los grupos más pobres de la población no están cobijados por el

Cuadro 19.8: Resultados de la proyección básica del modelo, horizonte 5 años

	Base	año 1	año 2	año 3	año 4	año 5	Promedio
Crecimiento del PIB		5,0	5,0	5,0	5,0	5,0	5,0
Crecimiento del consumo		5,0	5,2	5,4	5,7	6,0	5,4
Crecimiento del gasto público		3,0	3,0	3,0	3,0	3,0	3,0
Crecimiento formación bruta de capital		6,2	6,2	6,2	6,3	6,3	6,2
Crecimiento de las exportaciones		5,8	5,6	5,4	5,3	5,3	5,5
Crecimiento de las importaciones		5,3	5,9	6,6	7,4	8,3	6,7
Crecimiento del empleo total		2,8	2,9	3,0	3,2	3,3	3,0
Crecimiento del valor de las exportaciones		8,2	9,0	9,9	10,9	12,0	10,0
Crecimiento del valor de las importaciones		5,3	5,9	6,6	7,4	8,3	6,7
Devaluación real		0,3	-0,5	-1,5	-2,5	-3,5	-1,5
Tasa de desempleo (porcentaje)	11,2	11,2	11,2	11,1	11,0	10,8	
Tasa de participación no calif. (porcentaje)	54,6	55,1	55,5	56,1	56,6	57,2	
Tasa de informalidad (porcentaje)	49,1	49,3	49,5	49,6	49,7	49,8	
Déficit en la cuenta corriente/PIB (porcentaje)	2,8	2,7	2,6	2,4	2,3	2,2	
Inversión/PIB	24,3	24,6	24,9	25,2	25,5	25,8	
Deuda pública/PIB	33,7	33,5	33,0	32,2	31,2	29,8	
Línea de pobreza	44,1	42,4	40,7	39,1	37,3	35,6	
Gini	0,544	0,547	0,550	0,554	0,558	0,561	

Fuente: cálculos del autor; modelo de equilibrio general.

mínimo, debido al alto grado de informalidad que padecen (y que se ilustró en la introducción de este capítulo).

- Escenario de eliminación de aportes parafiscales (Parafiscales). También se ha mencionado insistentemente que esa eliminación (que reduciría sustancialmente el precio del trabajo) tendría grandes efectos sobre el empleo y la distribución del ingreso. Este escenario evalúa el impacto de la medida, suponiendo que se mantienen los beneficios que son financiados a través de esos aportes, y sin compensar su eliminación con otras rentas fiscales.

- El escenario de eliminación de aportes parafiscales, compensando su eliminación con un incremento de impuestos indirectos (Parafiscales + IVA).

Cuadro 19.9: Evolución del empleo (número de empleos)

	Base	**año 1**	**año 2**	**año 3**	**año 4**	**año 5**	**Empleos netos creados**
Empleo	17'144.730	17'594.526	18'103.896	18'649.111	19'238.208	19'880.285	2'765.555
Empleo calificado	3'809.678	4'037.522	4'281.060	4'541.933	4'822.060	5'123.569	1'313.891
Empleo no calificado	13'305.052	13'557.003	13'557.003	14'107.178	14'416.148	14'756.716	1'451.664
Empleo formal	6'771.824	6'871.520	6'980.923	7'103.730	7'244.371	7'407.472	635.649
Empleo informal	6'533.228	6'685.484	6'841.912	7'003.448	7'171.777	7'349.244	816.015

Fuente: cálculos del autor; modelo de equilibrio general.

- Eliminación de los estímulos tributarios a la inversión (Estímulos). Estos estímulos (que estuvieron vigentes en Colombia hasta finales de 2010) han sido interpretados como un esquema de reducción del precio del capital, respecto al trabajo. Aunque en esa concepción hay una confusión importante entre el precio del activo y el precio del factor, la simulación permite analizar el impacto real que estos estímulos (y su eliminación) tienen sobre el empleo y la economía.

- Por último, se evalúa un escenario de política educativa agresiva, que eleve la tasa de crecimiento de la mano de obra calificada del 6,1 % al 9 %, focalizada exclusivamente a los cinco deciles más bajos de la población, y mediante un incremento en el gasto en educación, que eleva la tasa de crecimiento del gasto público del 3 % (en el escenario básico) al 4,2 % en este escenario (Educación). Los resultados se resumen en el Cuadro 19.10.

5. Conclusiones

Como puede apreciarse, la elevación del salario mínimo real (a una tasa anual del 1,5 %), le cuesta al país 390.000 empleos, en el horizonte de cinco años, y no tiene un impacto importante sobre la pobreza (que solo se reduce en 0,1 %) o sobre la distribución del ingreso (con el Gini mejorando en 0,002). La fijación del salario mínimo es, sin duda, una práctica saludable, especialmente para compensar la asimetría que puede darse entre empresarios y trabajadores, pero no es una herramienta redistributiva adecuada, al menos no mientras el país tenga los niveles de informalidad que actualmente presenta.

La eliminación de los parafiscales tiene un efecto semejante a la reducción del mínimo (que equivale, en el escenario anterior, a una reducción acumulada del 7,3 %, en el horizonte de la proyección): genera 351 mil empleos; reduce el desempleo en 0,6 %; reduce la pobreza ligeramente, pero no afecta positivamente el Gini. Los más pobres, recordemos, no pagan aportes parafiscales, y no tienen acceso a los mercados formales. Pero el costo puede ser elevado: el nivel de deuda

pública se incrementaría, en este escenario (que no compensa las rentas perdidas con otras rentas fiscales, pero tampoco elimina los beneficios asociados a esos aportes) en 3,5 puntos del PIB. En las circunstancias actuales, ello puede resultar inviable, desde el punto de vista de las finanzas públicas, y por ello es conveniente evaluar el escenario alternativo, que incluye impuestos compensatorios para suplir la renta perdida.

En ese escenario de parafiscales más impuesto indirectos, el incremento del empleo es más modesto (173 mil empleos), pero las finanzas públicas no se deterioran. Benéfica, sin duda, la medida, no hay que sobreestimar, sin embargo, su impacto.

En cuanto a la eliminación de los estímulos a la inversión, su impacto es negativo sobre el empleo. ¿Por qué este resultado es tan sorprendente? El diagnóstico implícito en el modelo indica que nuestro problema es más uno de desarrollo insuficiente del sector formal, que un problema de precios relativos de los factores productivos. La promoción de la inversión debe pensarse más desde la óptica de fortalecimiento de la generación de empleo moderno en la economía, que desde el análisis simple de sustitución entre factores. Una hipótesis inquietante es la siguiente: el sector informal colombiano podría cumplir un papel equivalente al del sector agrícola de subsistencia en China: una colosal reserva de mano de obra desaprovechada, que podría alimentar procesos intensivos de crecimiento, jalonados por la inversión y fundados en la inserción activa en los mercados globales. Así que la prioridad sería atraer más inversión, para generar más oportunidades de empleo formal, en lugar de encarecer el capital, para que sea reemplazado por mano de obra barata.

Por último, el escenario de "educación" es el único que puede alterar, en alguna medida, las difíciles condiciones de pobreza e inequidad que nos agobian: una política educativa activa, centrada en los grupos de bajos ingresos, puede generar empleo, reducir la pobreza en 2,1 % adicional, mejorar el Gini (en 0,006) y ello, sin que se deterioren sustancialmente las finanzas públicas en el largo plazo. Esto último puede resultar sorprendente, pero refleja más bien una de las características propias de la economía, que quedan bien capturadas en un modelo de equilibrio general: el reemplazo de mano de obra no calificada informal, por mano de obra calificada formal, no solo produce efectos privados, mejorando las condiciones de vida de quien se ha educado, produce también efectos externos importantes, elevando la productividad en la economía, el crecimiento económico (que se incrementa en promedio en 0,4 %) y los recaudos impositivos futuros, de forma tal que se compensa parcialmente el gasto adicional en que se incurre.

Es posible, pues, que algunas medidas relativas al precio de los factores afecten el empleo. Algunas, incluso, en sentido contrario al que cabría esperar. Pero solo políticas educativas activas, que generan inclusión social pueden alterar, de manera importante, las condiciones de pobreza y equidad de la sociedad en que vivimos. Ellas deben ser prioritarias en la agenda pública.

Cuadro 19.10: Resultados de escenarios alternativos

	Escenario base	**Mínimo**[a/]	**Parafiscales**[b/]	**Parafiscales + IVA**[c/]	**Estímulos**[d/]	**Educación**[e/]
1. Creación de empleo en los diversos escenarios (número de empleos)						
Empleos totales	2'765.555	3'156.377	3'116.878	2'938.800	2'686.548	3'350.890
Empleos calificado	1'313.891	1'320.915	1'371.739	1'344.284	1'305.446	1'656.131
Empleos no calificado	1'451.664	1'835.462	1'745.139	1'594.516	1'381.102	1'694.759
No calificado formal	635.649	1'003.490	852.554	762.683	595.845	789.308
No calificado informal	810.015	831.973	892.585	831.833	785.257	905.452
2. Indicadores generales (porcentajes)						
Inversión /PIB final	25,8	25,8	25,5	25,7	25,7	26,1
Tasa de informalidad	49,8	48,6	49,3	49,4	49,8	49,7
Empleo calificado/empleo formal	25,8	25,3	25,6	25,5	25,8	25,5
Tasa de desempleo	10,8	9,7	10,2	10,4	10,9	10,5
Crecimiento del PIB	5,0	5,0	5,3	5,1	4,9	5,4
Deuda pública/PIB	29,8	29,0	33,3	29,3	30,5	29,9
3. Indicadores de pobreza y distribución						
Línea de pobreza final (porcentaje)	35,6	35,7	35,0	35,4	35,8	33,5
Gini final	0,561	0,563	0,563	0,563	0,561	0,555
4. Generación de empleo respecto al escenario base (número de empleos)						
Empleos totales		390.822	351.323	173.245	-79.007	585.335
Empleos calificados		7.024	57.848	30.393	-8.445	342.239
Empleos no calificados		383.798	293.475	142.852	-70.562	243.095
No calificado formal		367.841	216.906	127.035	-39.804	153.659
No calificado informal		15.957	76.569	15.818	-30.758	89.436

[a/] Escenario de congelación del salario mínimo real.
[b/] Escenario de eliminación de los aportes parafiscales, sin eliminar las entidades que los reciben ni crear impuestos.
[c/] Escenario de eliminación de los aportes parafiscales, compensándolos con impuestos indirectos.
[d/] Escenario de eliminación de los estímulos tributarios a la inversión.
[e/] Escenario de políticas públicas dirigidas a incrementar la mano de obra calificada, focalizada en los cinco primeros deciles.
Fuente: cálculos del autor; modelo de equilibrio general.

Referencias

Annabi, N., J. Cockburn y B. Decaluwé (2006): "Functional Forms and Parametrization of CGE Models", Cuadernos de Investigación MPIA núm. 2006-04, PEP-MPIA.

Armington, P. (1969): "A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production", *IMF Staff Papers*, vol.16(núm 1), pp. 159–178.

Botero, J. (2007): "Crecimiento, pobreza y distribución del ingreso: un análisis de equilibrio general computable", documento de trabajo, Departamento Nacional de Planeación.

Botero, J. (2011): "Impuestos al capital y al trabajo en Colombia: un análisis mediante equilibrio general computable", *Revista Ecos de Economía*, vol. 15(núm. 33).

Botero, J., A. Ramírez y D. Gutiérrez (2010): "La transmisión de la política monetaria en Colombia: la inversión", en *Mecanismos de transmisión de la política monetaria en Colombia*, ed. M. Jalil, y L. Mahadeva. Bogotá: Banco de la República y Universidad Externado de Colombia.

Decaluwé, B., A. Lemelin, V. Robichaud y H. Maisonnave (2010): "The PEP Standard Computable General Equilibrium Model Single-Country, Static Version PEP-1-1", documento de trabajo, Poverty and Economic Policy Research Network, segunda edición revisada, correcciones menores.

DNP (2011): "Bases del plan nacional de desarrollo 2010-2014. Prosperidad para todos", Departamento Nacional de Planeación.

Foellmi, R. y J. Zweimuller (2011): "Exclusive Goods and Formal-sector Employment", *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 3(núm. 1), pp. 242–272.

Frisch, R. (1959): "A Complete Scheme for Computing All Direct and Cross Demand Elasticities in a Model With Many Sectors", *Econometrica*, vol. 27(núm. 2), pp. 177–196.

Harris, J. y M. Todaro (1970): "Migration, Unemployment and Development: A Two Sector Analysis", *American Economic Review*, vol. 60(núm. 1), pp. 126–142.

Hernández, G., S. Prada y J. Ramírez (2001): "Impacto económico del programa de desarrollo alternativo del Plan Colombia", Archivos de Economía núm. 148, Departamento Nacional de Planeación DNP.

Lófgren, H., R. Harris y S. Robinson (2002): "A Standard Computable General Equilibrium (CGE) Model in GAMS", *IFPRI. Microcomputers in Policy Research*, vol. 5.

Lozano, C. (2004): "Elasticidades de sustitución Armington para Colombia", Archivos de Economía, núm. 271, Departamento Nacional de Planeación.

McCandless, G. (2008): *The ABCs of RBCs: an Introduction to Dynamic Macroeconomic Models*. Harvard University Press.

Misas, M., M. Ramírez y L. Silva (2001): "Exportaciones no tradicionales en Colombia y sus determinantes", Borradores de Economía, núm. 178, Banco de la República de Colombia.

Pessoa, S., S. Matos y R. Rob (2005): "Elasticity of Substitution between Capital and Labor and its Applications to Growth and Development", PIER Working Paper, Penn Institute for Economic Research.

Sadoulet, E. y R. Holst (1989): "A General Equilibrium Analysis of Domestic Resources, Competitiveness, and Trade Policy in Ecuador", Prepared for the Latin America division of the World Bank, Wáshington.

Shapiro, C. y J. Stiglitz (1984): "Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device", *American Economic Review*, vol. 74(núm. 3), pp. 433–44.

Tamayo, J. (2011a): "La participación laboral y el ciclo económico: algunas regularidades", (mimeo) Banco de la República, Medellín.

Tamayo, J. (2011b): "Una mirada al papel del cambio técnico en el mercado laboral en Colombia", (mimeo), Banco de la República, Medellín.

Anexo 1
Descripción detallada del modelo

1. Ecuaciones del modelo

1.1. Ramas, productos e instituciones

El modelo considera 19 ramas productivas (II), que producen 19 tipos de productos (I), en una estructura de producción multiproducto, de coeficientes fijos; 18 de esas ramas operan a partir de diversas combinaciones de trabajo y capital, y sus productos conforman el conjunto IPF de productos y servicios formales, en tanto que la última rama produce servicios informales, para lo que emplea solo el factor trabajo. Las ramas consideradas son: agricultura y ganadería; minería; petróleo crudo; café; alimentos; otros bienes de consumo; industria intermedia; industria pesada; servicios públicos domiciliarios; construcción de edificaciones; obras civiles; comercio; transporte y comunicaciones; servicios financieros; servicios domésticos; servicios del gobierno; otros servicios formales, y servicios informales.

Las instituciones consideradas (IH) son: hogares (IHOG), empresas, gobierno y resto del mundo. Se consideran veinte hogares representativos, dos por cada decil de ingreso, y correspondientes a los hogares de cabeceras municipales (urbanos) o del resto (rurales).

1.2. Ecuaciones

1.2.1. Modelación de las ramas productivas

En el primer nivel de la función de producción de las ramas, se agregan valor agregado con impuestos (vaa) y compras intermedias (di), en una función de coeficientes fijos, para obtener el producto de la rama (yy). La relación entre insumos y producto de la rama está dada por:

$$vaa_{ii} = cvaa_{ii} yy_{ii} \tag{A1.1}$$

$$di_j = \sum_{ii} io_{j.ii} yy_{ii} \tag{A1.2}$$

La ecuación de balance contable es:

$$pyy_{ii} yy_{ii} = pvaa_{ii} vaa_{ii} + \sum_j pxi_j io_{j.ii} yy_{ii} \tag{A1.3}$$

donde pyy, $pvaa$, pxi son los precios del producto de la rama, del valor agregado con impuestos, y del bien compuesto con impuestos.

La relación entre valor agregado con impuestos y valor agregado (va) es:

$$va_{ii} = kva_{ii} vaa_{ii} \tag{A1.4}$$

La ecuación de balance contable es:

$$pvaa_{ii}vaa_{ii} = pva_{ii}va_{ii}\left(1 + ivpa_{ii}\right) \tag{A1.5}$$

En el segundo nivel de la función de producción de la rama, se agregan trabajo (et) y capital (sk) para obtener valor agregado:

$$va_{ii} = bk_{ii}\left(\delta k_{ii}sk_{ii}^{-\rho k_{ii}} + \left(1 - \delta k_{ii}\right)et_{ii}^{-\rho k_{ii}}\right)^{-\frac{1}{\rho k_{ii}}} \tag{A1.6}$$

Las condiciones de primer orden de la minimización de costos son:

$$\frac{sk_{ii}}{et_{ii}} = \left(\frac{w_{ii}}{r_{ii}}\frac{\delta k_{ii}}{1 - \delta k_{ii}}\right)^{\sigma k_{ii}} \tag{A1.7}$$

donde w y r son los precios del trabajo y el capital.

El precio del producto se define a partir de:

$$pva_{ii}va_{ii} = r_{ii}sk_{ii} + w_{ii}et_{ii} \tag{A1.8}$$

En el tercer nivel se agregan trabajo calificado (etc) y no calificado (etn) para obtener trabajo total:

$$et_{ii} = bc_{ii}\left(\delta c_{ii}etc_{ii}^{-\rho c_{ii}} + \left(1 - \delta c_{ii}\right)etn_{ii}^{-\rho c_{ii}}\right)^{-\frac{1}{\rho c_{ii}}} \tag{A1.9}$$

Las condiciones de primer orden de la minimización de costos son (para wn y wc precios del trabajo no calificado y del trabajo calificado, respectivamente):

$$\frac{etc_{ii}}{etn_{ii}} = \left(\frac{wn_{ii}}{wc_{ii}}\frac{\delta c_{ii}}{1 - \delta c_{ii}}\right)^{\sigma c_{ii}} \tag{A1.10}$$

Y la agregación:

$$w_{ii}et_{ii} = wc_{ii}etc_{ii} + wn_{ii}etn_{ii} \tag{A1.11}$$

1.2.2 Modelación de los productos

La producción de las ramas se distribuye entre productos (y), de acuerdo con la matriz de producción:

$$y_i = \sum_{ii} yy_{ii}pcc_{ii,i} \tag{A1.12}$$

Los precios de la rama (pyy) se forman a partir de los precios del producto (py):

$$pyy_{ii} = \sum_{i} py_i pcc_{ii,i} \tag{A1.13}$$

Para modelar la decisión de los empresarios de exportar (e) o vender localmente (d), se emplea una función CET (una frontera de posibilidades de producción, de elasticidad constante), que se aplica al subconjunto formado por todos los sectores transables, excluyendo minería y petróleo (el conjunto IE):

$$y_{ie} = be_{ie}\left(\delta e_{ie} e_{ie}^{-\rho e_{ie}} + (1-\delta e_{ie})\, d_{ie}^{-\rho e_{ie}}\right)^{-\frac{1}{\rho e_{ie}}} \tag{A1.14}$$

Para minería y petróleo (conjunto IEN) se asume que la producción total es la agregación de ventas nacionales y exportaciones[1]:

$$y_{ie} = e_{ien} + d_{ien} \tag{A1.15}$$

La senda de expansión, para los precios pd y pe de las ventas locales y de las exportaciones es:

$$\frac{e_i}{d_i} = \left(\frac{pd_i}{pe_i}\frac{\delta e_i}{1-\delta e_i}\right) \tag{A1.16}$$

Y las ventas totales son:

$$py_i y_i = pe_i e_i + pd_i d_i \tag{A1.17}$$

El precio de las exportaciones está definido a partir del precio pwe y de la tasa de cambio er como:

$$pe_i = pwe_i er \tag{A1.18}$$

La demanda de exportaciones proviene de la función de bien compuesto del resto del mundo, o función Armington (1969), que agrega nuestras ventas a las ventas provenientes de otros orígenes (ee):

$$ex_i = bx_i\left(\delta x_i e_i^{-\rho x_i} + (1-\delta x_i)\, ee_i^{-\rho x_i}\right)^{-\frac{1}{\rho x_i}} \tag{A1.19}$$

$$\frac{e_i}{ee_i} = \left(\frac{pww_i}{pwe_i}\frac{\delta x_i}{1-\delta x_i}\right)^{\sigma x_i} \tag{A1.20}$$

Las ventas nacionales, junto con las importaciones, determinan la función de bien compuesto, o función Armington de las compras internas:

$$x_i = bm_i\left(\delta m_i m_i^{-\rho m_i} + (1-\delta m_i)\, d_i^{-\rho m_i}\right)^{-\frac{1}{\rho m_i}} \tag{A1.21}$$

$$\frac{m_i}{d_i} = \left(\frac{pd_i}{pm_i}\frac{\delta m_i}{1-\delta m_i}\right)^{\sigma m_i} \tag{A1.22}$$

[1] Ello equivale a suponer que no hay sustitución posible entre ventas nacionales y exportaciones en esos sectores.

$$px_i x_i = pm_i m_i + pd_i d_i \tag{A1.23}$$

El precio de las importaciones está definido por:

$$pm_i = pw_i \left(1 + aran_i\right) \tag{A1.24}$$

La relación bien compuesto (x) y bien compuesto con impuestos (xi) está definida:

$$x_i = cx_i xi_i \tag{A1.25}$$

La ecuación de balance contable es:

$$pxi_i xi_i = px_i x_i \left(1 + iva_i\right) \tag{A1.26}$$

La demanda de consumo se modela mediante el sistema lineal de gasto. La demanda total de cada tipo de bien (C_i) es:

$$c_i = \mu_i + \frac{\alpha_i \left(C - \sum_i \mu_i pxi_i\right)}{pxi_i} \tag{A1.27}$$

donde C es el consumo nominal privado[2].

La demanda de inversión sectorial $fbkf$ se modela mediante coeficientes fijos, a partir de la inversión privada total $(fbkf)$ y de la inversión pública exógena $(fbkpu)$:

$$fbkf_i = \left(fbkt + fbkpu\right) sharei_i \tag{A1.28}$$

Siendo $ifbkf$ el índice de precios de la inversión:

$$ifbkf = \sum_i sharei_i pxi_i \tag{A1.29}$$

La demanda de inventarios se modela como una proporción fija de la oferta:

$$inv_i = kinv_i xi_i \tag{A1.30}$$

El equilibrio de oferta y demanda está dado por:

$$xi_i = c_i + shareg_i g + fbkf_i + inv_i + di_i \tag{A1.31}$$

donde g es el gasto público total, y $shareg_i$ el vector que distribuye el gasto entre sectores.

[2] El sistema lineal de gasto supone que hay un consumo mínimo de subsistencia (μ_i) y que el exceso del gasto de consumo respecto al gasto total en consumo de subsistencia, se distribuye entre los bienes de acuerdo al parámetro de participación α_i.

1.3. Oferta y equilibrio en los mercados de trabajo

Cada tipo de hogar dispone de un acervo inicial de trabajo (población en edad de trabajar, PETS) y de riqueza, que determinan sus fuentes de ingreso. Su inventario de riqueza les permite participar en las rentas de propiedad que se generan en la economía, mediante un vector de participación, que se asume constante. En cuanto a la PET, esta se descompone en calificada (PETCS) y no calificada (PETNS). El crecimiento de la PETS está exógenamente determinado; el crecimiento de la PETCS depende de la cantidad de recursos que se destinan a la educación, y el crecimiento de la PETNS se determina residualmente.

1.3.1 Mercado de trabajo calificado

La PEA calificada depende de la PET calificada y de la tasa de participación calificada:

$$peacs_{ihog} = petcs_{ihog} tpcs_{ihog} \tag{A1.32}$$

donde:
$peacs_{ihog}$: población económicamente activa calificada del hogar "ihog".
$petcs_{ihog}$: población en edad de trabajar calificada del hogar "ihog".
$tpcs_{ihog}$: tasa de participación calificada del hogar "ihog".

La tasa de participación, por su parte, depende de la tasa de ocupación, definida como la relación entre población calificada ocupada y la población en edad de trabajar calificada:

$$tpcs_{ihog} = ktpcs_{ihog} \left(\frac{ecs_{ihog}}{petcs_{ihog}} \right)^{btpcs} \tag{A1.33}$$

donde:
$ktpcs_{ihog}$: parámetro de calibración para el hogar "ihog".
$btpc$: elasticidad de la tasa de participación a la tasa de ocupación.
ecs_{ihog} : población calificada ocupada del hogar "ihog".

El desempleo calificado se define como:

$$desemcs_{ihog} = 1 - \frac{ecs_{ihog}}{peacs_{ihog}} \tag{A1.34}$$

donde:
$desemcs_{ihog}$: desempleo calificado.
Los trabajos calificados ofrecidos por los distintos hogares no son sustitutitos perfectos: las diferencias de calidad entre esos trabajos —explicadas tanto por la educación superior diferencial que reciben, como por las condiciones desiguales de aprendizaje que se derivan de la educación básica y el trato recibidos desde la infancia— hacen que su contribución al proceso productivo no sea homogéneo. Los trabajos calificados de los distintos hogares se agregan, por ello, mediante la función CES:

$$ec = \left(\sum_{ihog} \delta tc_{ihog} ecs_{ihog}^{-\rho tc} \right)^{-\rho tc}$$

donde:
ec : empleo calificado total.
ecs_{ihog} : empleo calificado del hogar "ihog".
δtc_{ihog} : parámetro de calibración de la función, para el hogar "ihog".
ρtc_{ihog} : elasticidad de sustitución entre trabajos calificados de los distintos hogares.

Las condiciones de primer orden en la minimización de costos definen un conjunto de sendas de expansión, que expresadas en función del trabajo de mayor calidad adopta la forma:

$$\frac{wmcs_{ihog}}{wmcs_{u10}} = \frac{\delta tc_{ihog}}{\delta tc_{u10}} \left(\frac{ecs_{u10}}{ecs_{ihog}} \right)^{1+\rho tc} \tag{A1.35}$$

Estas ecuaciones —junto con la demanda de trabajo calificado, definida en las ecuaciones (A1.9) y (A1.10)— definen el equilibrio del mercado de trabajo calificado, determinando la remuneración de cada tipo de hogar. Pero, como se mostró en la sección 2, existen niveles importantes de desempleo calificado, especialmente en los grupos de ingresos bajos, que se analizan mediante el modelo de "salarios de eficiencia".

Para cada tipo de hogar los empresarios determinan el salario de eficiencia, que incentiva la realización del mejor esfuerzo posible por parte de los trabajadores:

$$wmcs_{ihog} = wmcsx_{ihog} + ces_{ihog} \left(1 + \frac{1 - \delta 1}{\delta 1 \times q \times desemc_{ihog}} \right) \tag{A1.36}$$

donde:
$wmcs_{ihog}$: salario de eficiencia del trabajo calificado del hogar "ihog".
$wmcsx_{ihog}$: salario de reserva del hogar "ihog" (para la calibración, el salario del trabajo no calificado).
ces_{ihog} : costo del esfuerzo. Parámetro de calibración para el hogar "ihog".
$\delta 1$: Factor de descuento en el juego repetido.
q : probabilidad de ser despedido.
$desemc_{ihog}$: tasa de desempleo calificado del hogar "ihog".

El empleo calificado total y su remuneración media se definen como:

$$ec = \sum_{ihog} ecs_{ihog} \tag{A1.37}$$

$$wmc = \frac{\sum_{ihog} wmcs_{ihog} ecs_{ihog}}{\sum_{ihog} ecs_{ihog}} \tag{A1.38}$$

Desde el punto de vista de la demanda, el salario pagado por cada sector no es uniforme. De acuerdo con las exigencias sectoriales, se paga un salario diferencial, que mantiene una proporcionalidad respecto al salario de un sector de referencia; en este caso, el salario pagado por el sector público:

$$wc_{ii} = distc1_{ii} wc_{serg} \tag{A1.39}$$

donde:
$distc1_{ii}$: parámetro que escala los salarios sectoriales con respecto al salario de referencia.

El equilibrio del mercado se garantiza igualando la oferta con la demanda, y haciendo que los pagos salariales totales que realizan los sectores (netos de aportes a la seguridad social y de aportes parafiscales) se igualen a las rentas salariales obtenidas por los hogares:

$$ec = \sum_{ii} etc_{ii} \tag{A1.40}$$

$$\sum_{ii} wc_{ii} etc_{ii} \left(1 - apss - appf \times pppf\right) = \sum_{ihog} wmcs_{ihog} ecs_{ihog} \tag{A1.41}$$

donde:
$apss$: tasa de aportes a la seguridad social.
$appf$: tasa de aportes parafiscales.
$pppf$: parámetro de cobro, que vale 1 si se cobran los aportes, y 0 si son eliminados.

1.3.2 Mercados de trabajo no calificado

La PEA no calificada depende de la PET no calificada, y la tasa de participación no calificada:

$$peans_{ihog} = petns_{ihog} tpns_{ihog} \tag{A1.42}$$

donde:
$peans_{ihog}$: población económicamente activa no calificada del hogar "ihog".
$petns_{ihog}$: población en edad de trabajar no calificada del hogar "ihog".
$tpns_{ihog}$: tasa de participación no calificada del hogar "ihog".

La tasa de participación depende de la tasa de ocupación formal y de la calidad del empleo, definida como la participación en el empleo no calificado del empleo formal:

$$tpns_{ihog} = ktpns_{ihog} \left(\frac{enfs_{ihog}}{petns_{ihog}}\right)^{btpn} \left(\frac{enfs_{ihog}}{enfs_{ihog} + enis_{ihog}}\right)^{dtpn} \tag{A1.43}$$

donde:
$ktpns_{ihog}$: parámetro de calibración para el hogar "ihog".
$btpn$: elasticidad de la tasa de participación no calificada a la tasa de ocupación formal.
$dtpn$: elasticidad de la tasa de participación no calificada al porcentaje de ocupación formal.
$enfs_{ihog}$: empleo formal no calificado del hogar "ihog".
$enis_{ihog}$: empleo informal no calificado del hogar "ihog".

El empleo no calificado formal está determinado por la demanda: los diversos sectores productivos formales (IPF) pagan un salario proporcional al salario mínimo ajustado por aportes a la nómina, de acuerdo con el parámetro DIST, que indica las condiciones específicas del sector.

$$wn_{ipf} = dist_{ipf}\left(\frac{wmnf}{1 - apss - appf \times pppf}\right) \tag{A1.44}$$

donde:
wn_{ipf} : salario del trabajo no calificado en los sectores formales.
$dist_{ipf}$: factor de proporcionalidad del salario del sector con respecto al salario mínimo.
$wnmf$: salario mínimo legal.

Dado ese salario, los empresarios de los sectores formales determinan el volumen de empleo por contratar (A1.9) y (A1.10), y este se reparte en proporciones fijas, entre los distintos tipos de hogares, de acuerdo con el parámetro de participación de los hogares:

$$enf = \sum_{ipf} etn_{ipf} \tag{A1.45}$$

$$enfs_{ihog} = sharenf_{ihog} enf \tag{A1.46}$$

donde:
enf : empleo total formal no calificado.
etn_{ipf} : empleo formal no calificado sectorial.
$sharenf_{ihog}$: participación del hogar "ihog" en el empleo formal no calificado.

Ahora bien: el exceso de oferta de trabajo y empleo formal debe repartirse entre informalidad y desempleo. La idea básica del modelo es la siguiente: cada tipo de hogar determina un nivel de ingreso mínimo, por el que está dispuesto a realizar actividades informales. Si no alcanza ese nivel de ingreso, el trabajador prefiere dedicarse a actividades de búsqueda, pudiéndose clasificar, entonces, como desempleado. El ingreso mínimo de las actividades informales depende (a la manera de Harris y Todaro, 1970) del salario esperado en las actividades formales. En concreto, depende del ingreso medio formal no calificado y de la probabilidad de obtener ese ingreso, medida por la tasa de empleo formal.

Las ecuaciones son:

$$peans_{ihog} - enfs_{ihog} = enis_{ihog} + dfns_{ihog} \tag{A1.47}$$

$$tdfns_{ihog} = \frac{enfs_{ihog}}{dfns_{ihog} + enfs_{ihog}} \tag{A1.48}$$

$$\frac{wmnis_{ihog}}{ipc} = khts_{ihog} \left(\frac{wmnfs_{ihog}}{ipc} \right)^{bht} tdfns_{ihog}^{cht} \tag{A1.49}$$

donde:
$enfs_{ihog}$: empleo formal no calificado del hogar "ihog".
$enis_{ihog}$: empleo informal no calificado del hogar "ihog".
$khts_{ihog}$: parámetro de calibración para el hogar "ihog".
bht: elasticidad del ingreso medio informal real al ingreso medio formal real.
cht: elasticidad del ingreso medio informal real a la tasa de empleo formal no calificado.
$dfns_{ihog}$: desempleo formal no calificado del hogar "ihog": población económicamente activa no calificada, que no está empleada en el sector formal o informal.
$tdfns_{ihog}$: tasa de desempleo formal no calificado del hogar "ihog": desempleo formal no calificado, sobre empleo formal más desempleo.
$wmnfs_{ihog}$: ingreso medio del trabajo formal no calificado en el hogar "ihog".
$wmnis_{ihog}$: ingreso mínimo de las actividades informales en el hogar "ihog".

El ingreso medio formal no calificado de cada hogar depende de la participación del hogar en el empleo formal y del parámetro de proporcionalidad, el cual indica la calidad del trabajo ofrecido y de la capacidad del hogar de acceder a empleos de calidad:

$$wmnfs_{ihog} = propnf_{ihog} wmnf \left(\frac{sharenf_{ihog} \sum_{ipf} dist_{ipf} etn_{ipf}}{enfs_{ihog}} \right) \tag{A1.50}$$

donde:
$propnf_{ihog}$: parámetro de calidad, que determina la remuneración del empleo no calificado formal del hogar "ihog".

El precio del trabajo no calificado en el sector informal (sector "INFO") es el promedio de las remuneraciones informales de los hogares:

$$wn_{INFO} = \frac{\sum_{ihog} enis_{ihog} wmnis_{ihog}}{\sum_{ihog} wmnis_{ihog}} \tag{A1.51}$$

Dada esa remuneración (y las condiciones de primer orden del problema de optimización del sector informal, y su función de producción), se determina el empleo informal no calificado (etn_{INFO}), que se distribuye entre los hogares mediante un vector de coeficientes fijos:

$$enis_{ihog} = shareni_{ihog} etn_{INFO} \tag{A1.52}$$

donde:

$shareni_{ihog}$: participación del hogar "$ihog$" en el empleo no calificado del sector informal.

La ecuación (A1.50) presenta las diversas combinaciones de ingreso mínimo informal y de desempleo formal, que son posibles para cada tipo de hogar. Esa ecuación, junto con la demanda de trabajo informal (etn_{INFO}), determinará las combinaciones de equilibrio de empleo informal y desempleo, para cada tipo de hogar, que cierra el mercado de trabajo informal no calificado.

1.4. Flujos de fondos

El ingreso disponible de los hogares está constituido por las rentas del trabajo calificado, del trabajo no calificado formal (ambas, netas de aportes sobre la nómina); la participación que tienen en las rentas de capital, y los ingresos por rentas de la propiedad (ambos netos de impuestos directos); los ingresos por trabajo informal no calificado; las transferencias recibidas; y su participación en las prestaciones de la seguridad social, tanto privadas como públicas, que son, a su vez, una proporción del recaudo de contribuciones:

$$\begin{aligned} ing_{ihog} = {} & ecs_{ihog} wmcs_{ihog} + enfs_{ihog} wmnfs_{ihog} + wmnis_{ihog} enis_{ihog} + \\ & tranr_{ihog} + (1 - tm_{ihog}) \left(sharek_{ihog} \sum_{ii} r_{ii} sk_{ii} + rentr_{ihog} \right) + partss_{ihog} \\ & \left[\begin{array}{l} fps_{EMP} partas_{EMP} apss \left(\sum_{ii} etc_{ii} wc_{ii} + \sum_{ips} etn_{ipf} wn_{ipf} \right) + \\ fps_{GOB} partas_{GOB} apss \left(\sum_{ii} etc_{ii} wc_{ii} + \sum_{ips} etn_{ipf} wn_{ipf} \right) \end{array} \right] \end{aligned} \quad \text{(A1.53)}$$

Las rentas de las empresas incluyen remuneración al capital (neta de impuestos) más contribuciones a la seguridad social, recibidas por el régimen privado:

$$\begin{aligned} ing_{EMP} = {} & (1 - tm_{EMP}) \left(sharek_{EMP} \sum_{ii} r_{ii} sk_{ii} \right) + \\ & partas_{EMP} apss \left(\sum_{ii} etc_{ii} wc_{ii} + \sum_{ipf} etn_{ipf} wn_{ipf} \right) \end{aligned} \quad \text{(A1.54)}$$

El ingreso del gobierno está conformado por la participación del gobierno en las rentas de capital; los impuestos directos a los hogares y a las empresas; los impuestos a las ramas, los aranceles y el IVA recaudados; las transferencias recibidas; las rentas de la propiedad; las contribuciones a la seguridad social del régimen público, y los aportes parafiscales, que se clasifican como rentas del gobierno.

$$ing_{GOB} = sahrek_{EMP} \sum_{ii} r_{ii} sk_{ii} + transr_{GOB} + rentr_{GOB} +$$
$$\sum_{ihog} tm_{ihog} \left(sharek_{ihog} \sum_{ii} r_{ii} sk_{ii} + rentr_{ihog} \right)$$
$$tm_{EMP} \left(sharek_{ihog} \sum_{ii} r_{ii} sk_{ii} \right) +$$
$$\sum_{ii} ivap_{ii} va_{ii} pva_{ii} + \sum_{i} iva_i px_i x_i + \sum_{i} aran_i pwm_i m_i er +$$
$$partas_{GOB} apss \left(\sum_{ii} etc_{ii} wc_{ii} + \sum_{ips} etn_{ipf} wn_{ipf} \right) +$$
$$appf \times pppf \left(\sum_{ii} etc_{ii} wc_{ii} + \sum_{ips} etn_{ipf} wn_{ipf} \right) \quad \text{(A1.55)}$$

Las rentas de la propiedad que son recibidas por los hogares y las demás instituciones se generan en las empresas (como una proporción de sus rentas de capital) y en el gobierno (en función de su nivel de deuda):

$$rentp_{EMP} = partrp \times sharek_{EMP} \sum_{ii} r_{ii} sk_{ii} \quad \text{(A1.56)}$$

$$rentp_{GOB} = rentpf \times deuda \quad \text{(A1.57)}$$

$$rentr_{ih} = sharerr_{ih} \left(rentp_{EMP} + rentp_{GOB} \right) \quad \text{(A1.58)}$$

Por su parte, las transferencias (que se reparten igualmente entre todas las instituciones) se generan en las empresas y en el resto del mundo, de forma exógena:

$$transr_{ih} = sharetr_{ih} \left(transp_{GOB} + transp_{RM} \right) \quad \text{(A1.59)}$$

1.5. Ahorro, inversión y equilibrio macroeconómico

El ahorro de los hogares se determina mediante una propensión fija a ahorrar; el ahorro de las demás instituciones es residual, dado los ingresos y su plan de gasto:

$$save_{ihog} = tsave_{ihog} ing_{ihog} \quad \text{(A1.60)}$$

$$save_{EMP} = ing_{EMP} - transp_{EMP} - rentp_{EMP} -$$
$$fps_{EMP} partas_{EMP} apss \left(\sum_{ii} etc_{ii} wc_{ii} + \sum_{ips} etn_{ipf} wn_{ipf} \right) \quad \text{(A1.61)}$$

$$save_{GOB} = ing_{GOB} - g\sum_{i} g_i pxi_i - rentp_{GOB} -$$

$$fps_{GOB} partas_{GOB} apss \left(\sum_{ii} etc_{ii} wc_{ii} + \sum_{ips} etn_{ipf} wn_{ipf} \right) \quad \text{(A1.62)}$$

El ahorro externo, por su parte, es igual al flujo de capitales (saldo de la cuenta de capital en la balanza de pagos):

$$save_{RM} = fk \times er \quad \text{(A1.63)}$$

Al definir el ahorro de los hogares, queda definido también el consumo nominal privado, que es igual al agregado del consumo de los hogares:

$$C = \sum_{ihog} (1 - tsave_{ihog})\, ing_{ihog} \quad \text{(A1.64)}$$

El ahorro se iguala a la inversión total, definida en tres componentes: formación bruta privada de capital fijo; formación bruta pública de capital fijo (o inversión en infraestructura) y la variación de existencias:

$$(fbkt + fbkpu) \times ifbkf + \sum_{i} inv_i pxi_i = \sum_{ih} save_{ih} \quad \text{(A1.65)}$$

En cuanto a los componentes de la inversión, la formación bruta privada se define a partir de una función de inversión, que depende del costo de uso de capital; la formación bruta de capital público es exógena, y los inventarios son proporcionales a la producción (véase ecuación (A1.30)):

$$fbkt = cki \times \left(\sum_{ii} k_{ii} \right)^{1-\lambda} cu^{\frac{\lambda}{\rho-1}} - \sum_{ii} k_{ii} (1 - depr) \quad \text{(A1.66)}$$

donde:

$$cu = (1 - \theta) \frac{depr + rr}{1 + tm_{EMP}} \quad \text{(A1.67)}$$

$$\theta = \tau \left[\phi + \left(\frac{\delta}{n} \right) \left(\frac{1 - \delta^n}{1 - \delta} \right) \right] \quad \text{(A1.68)}$$

$fbkt$: formación bruta privada de capital fijo.
cu : costo de uso del capital.
cki : parámetro de calibración del modelo.
k_{ii} : acervo de capital en la rama “ii”.
δ : tasa de descuento.
$depr$: tasa de depreciación.

θ : tasa de beneficios totales tributarios, asociados a la inversión.
rr: tasa de interés real.
tm_{EMP} : tasa de tributación efectiva de las empresas.
τ : tasa de tributación nominal.
ϕ : porcentaje de descuento tributario por la adquisición de activos fijos.
n : número de períodos en que se deprecia el capital.

El ajuste de ahorro e inversión se da mediante el uso de la capacidad instalada, de forma tal que:

$$sk_{ii} = iu \times k_{ii} \tag{A1.69}$$

Y el índice general de precios se define como:

$$ipc = \sum_i share_i px i_i \tag{A1.70}$$

2. Variables endógenas del modelo

vaa_{ii} : valor agregado de la rama ii, incluyendo impuestos.
di_i : compras intermedias del bien i.
yy_{ii} : producción total de la rama ii.
pyy_{ii} : precio de la producción de la rama ii.
$pvaa_{ii}$: precio del valor agregado con impuestos de la rama ii.
pxi_i : precio del producto i.
va_{ii} : valor agregado sin impuestos de la rama ii.
et_{ii} : trabajo total empleado en la rama ii.
sk_{ii} : acervo de capital utilizado en la rama ii.
w_{ii} : remuneración media al trabajo en la rama ii.
r_{ii} : remuneración media al capital utilizado en la rama ii.
etc_{ii} : trabajo calificado empleado en la rama ii.
etn_{ii} : trabajo no calificado empleado en la rama ii.
wc_{ii} : remuneración media al trabajo calificado, en la rama ii.
wn_{ii} : remuneración media al trabajo no calificado, en la rama ii.
y_i : producción total del bien o servicio i.
py_i : precio de la producción total del producto i.
e_i : exportaciones del bien i.
d_i : ventas locales del bien i, producido en el país.
pe_i : precio de las exportaciones del bien i, en moneda nacional.
pd_i : precio de las ventas internas del bien i, producido en el país.
pwe_i : precio de las exportaciones del bien i, en moneda extranjera.
er_i : tasa de cambio.
ee_i : exportaciones de otros orígenes que compiten con exportaciones del bien i.
x_i : compras totales del bien compuesto i.
px_i : precio del bien compuesto i, sin incluir impuestos.
pm_i : precio de las importaciones del bien i, en moneda nacional.

xi_i : compras totales del bien compuesto i, incluyendo impuestos.
c_i : demanda de consumo del bien i.
c : consumo real total de los hogares.
$fbkf_i$: compras de inversión de bienes del sector i (inversión por origen).
$fbkt$: formación bruta de capital fijo, privada, real, total.
$ifbkp$: índice de precios de la inversión.
inv_i : demanda de inventarios del bien i.
g : gasto público total, real.
$peacs_{ihog}$: población económicamente activa calificada del hogar "ihog".
$tpcs_{ihog}$: tasa de participación calificada del hogar "ihog".
ecs_{ihog} : población calificada ocupada del hogar "ihog".
$desemcs_{ihog}$: desempleo calificado.
ec : empleo calificado total.
ecs_{ihog} : empleo calificado del hogar "ihog".
$wmcs_{ihog}$: salario de eficiencia del trabajo calificado del hogar "ihog".
$desemc_{ihog}$: tasa de desempleo calificado del hogar "ihog".
$peans_{ihog}$: población económicamente activa no calificada del hogar "ihog".
$tpns_{ihog}$: tasa de participación no calificada del hogar "ihog".
$enfs_{ihog}$: empleo formal no calificado del hogar "ihog".
$enis_{ihog}$: empleo informal no calificado del hogar "ihog".
wn_{ihog} : salario del trabajo no calificado en los sectores formales.
enf : empleo total formal no calificado.
ent_{ipf} : empleo formal no calificado sectorial.
$enfs_{ihog}$: empleo formal no calificado del hogar "ihog".
$enis_{ihog}$: empleo informal no calificado del hogar "ihog".
$dfns_{ihog}$: desempleo formal no calificado del hogar "ihog": población económicamente activa no calificada, que no está empleada en el sector formal o informal.
$tdfns_{ihog}$: tasa de desempleo formal no calificado del hogar "ihog": desempleo formal no calificado, sobre empleo formal más desempleo.
$wmnfs_{ihog}$: ingreso medio del trabajo formal no calificado en el hogar "ihog".
$wmnfs_{ihog}$: ingreso mínimo de las actividades informales en el hogar "ihog".
ing_{ih} : ingreso disponible de la institución "ih".
$save_{ih}$: ahorro de la institución "ih".
$rentr_{ih}$: rentas recibidas por la institución "ih".
$transr_{ih}$: transferencias recibidas por la institución "ih".
$fbkt$: formación bruta privada de capital fijo.
$fkkpu$: formación bruta de capital fijo público.
$ifbkf$: índice de precios de la formación bruta de capital.
cu : costo de uso del capital.
θ : tasa de beneficios totales tributarios, asociados a la inversión.
iu : índice de uso de la capacidad instalada.

3. Parámetros y variables exógenas

$cvaa_{ii}$: valor agregado por unidad de producto de la rama.
$io_{i,ii}$: coeficiente de insumo-producto: demanda del producto i por la rama ii.
kva_{ii} : proporción entre valor agregado con impuestos y valor agregado sin impuestos, rama ii.
$ivap_{ii}$: tasa de impuestos a la rama ii.
bk_{ii} : parámetro de escala en la función CES que agrega trabajo y capital.
δk_{ii} : parámetro de participación en la función CES que agrega trabajo y capital.
ρk_{ii} : parámetro de sustitución en la función CES que agrega trabajo y capital.
bc_{ii} : parámetro de escala en la función CES que agrega trabajo calificado y no calificado.
δc_{ii} : parámetro de participación en la función CES que agrega trabajo calificado y no calificado.
ρc_{ii} : parámetro de sustitución en la función CES que agrega trabajo calificado y no calificado.
$pcc_{i,ii}$: porcentaje de la producción de la rama ii destinada al producto i.
be_i : parámetro de escala en la frontera CET que agrega exportaciones y ventas internas.
δe_i : parámetro de participación en la frontera de posibilidades CET.
ρe_i : parámetro de sustitución en la frontera de posibilidades CET.
ex_i : compras totales del bien i, en el resto del mundo.
bx_i : parámetro de escala en la función Armington del resto del mundo.
δx_i : parámetro de participación en la función Armington del resto del mundo.
ρx_i : parámetro de sustitución en la función Armington del resto del mundo.
pww_i : precio del bien i producido en otros orígenes distintos al país.
bm_i : parámetro de escala en la función Armington de compras internas.
δm_i : parámetro de participación en la función Armington de compras locales.
ρ_i : parámetro de sustitución en la función Armington de compras locales.
pw_i : precio de las importaciones en moneda extranjera.
$aran_i$: tasa arancelaria aplicada a las importaciones del bien i.
iva_i : tarifa del impuesto al valor agregado aplicable al bien i.
μ_i : consumo mínimo indispensable del bien i.
α_i : participación del bien i en el gasto suntuario de consumo.
$fbkpu$: formación bruta de capital pública (inversión pública).
$sharei_i$: participación del sector i en la formación bruta de capital total (por origen).
$kinv_i$: coeficiente de formación de inventarios del sector i.
$shareg_i$: participación del producto i en el gasto público total real.
$petcs_{ihog}$: población en edad de trabajar calificada del hogar "ihog".
$ktpcs_{ihog}$: parámetro de calibración para el hogar "ihog".
$btpc$: elasticidad de la tasa de participación a la tasa de ocupación.
δtc_{ihog} : parámetro de calibración de la función, para el hogar "ihog".
ρtc_{ihog} : elasticidad de sustitución entre trabajos calificados de los distintos hogares.

$wmcsx_{ihog}$: salario de reserva del hogar "ihog" (para la calibración, el salario del trabajo no calificado).
ces_{ihog} : costo del esfuerzo. Parámetro de calibración para el hogar "ihog".
δl_{ihog} : factor de descuento en el juego repetido.
q : probabilidad de ser despedido.
$distcl_{ii}$: parámetro que escala los salarios sectoriales con respecto al salario de referencia.
$apss$: tasa de aportes a la seguridad social.
$appf$: tasa de aportes parafiscales.
$pppf$: parámetro de cobro, que vale 1 si se cobran los aportes, y 0 si son eliminados.
$petns_{ihog}$: población en edad de trabajar no calificada del hogar "ihog".
$ktpns_{ihog}$: parámetro de calibración para el hogar "ihog".
$btpn$: elasticidad de la tasa de participación no calificada a la tasa de ocupación formal.
$dtpn$: elasticidad de la tasa de participación no calificada al porcentaje de ocupación formal.
$dist_{ipf}$: factor de proporcionalidad del salario del sector respecto al salario mínimo.
$wmnf$: salario mínimo legal.
$sharenf_{ihog}$: participación del hogar "ihog" en el empleo formal no calificado.
$khts_{ihog}$: parámetro de calibración de la función de ingreso mínimo informal para el hogar "ihog".
bht : elasticidad del ingreso medio informal real al ingreso medio formal real.
cht : elasticidad del ingreso medio informal real a la tasa de empleo formal no calificado.
$propnf_{ihog}$: parámetro de calidad, que determina la remuneración del empleo no calificado formal del hogar "ihog".
$shareni_{ihog}$: participación del hogar $ihog$ en el empleo no calificado del sector informal.
$rentp_{ih}$: rentas pagadas por la institución ih.
$sharerr_{ih}$: participación en las rentas recibidas de la institución ih.
$transp_{ih}$: transferencias pagadas por la institución ih.
$sharetr_{ih}$: participación en las transferencias recibidas de la institución ih.
$partas_{ih}$: participación de la institución ih en las contribuciones recibidas de la seguridad social.
fps_{ih} : relación entre prestaciones de la seguridad social pagadas y contribuciones recibidas.
$tsave_{ihog}$: tasa de ahorro de los hogares.
fk : flujos netos de capital al país (moneda extranjera).
cki : parámetro de calibración del modelo.
k_{ii} : acervo de capital en la rama ii.
δ : tasa de descuento.
$depr$: tasa de depreciación.
rr : tasa de interés real.
tm_{EMP} : tasa de tributación efectiva de las empresas.
τ : tasa de tributación nominal.

ϕ : porcentaje de descuento tributario por la adquisición de activos fijos.
n : número de períodos en que se deprecia el capital.

Anexo 2
Ramas productivas modeladas

Cuadro A2.1: Ramas productivas modeladas

Sector	Nombre	Ramas cuentas nacionales
Producto de café y trilla	CAFI	14
Agricultura	AGRI	01, 02, 03, 04, 05
Minería	MINE	06, 08, 09
Petróleo	PETR	07
Alimentos	ALIM	10, 13, 15
Industria liviana	LIVI	11, 12, 16, 17, 18, 19, 22, 36
Industria intermedia	INTE	20, 21, 23-30, 35, 37
Industria pesada	PESA	31-34
Servicios públicos domiciliarios	SPDO	38-40, 57
Construcción, edificaciones	EDIF	41
Obras civiles	OCIV	42
Comercio	COME	43, 45
Transporte	TRAN	46-49
Comunicaciones	COMU	50
Servicios financieros	FINA	51
Otros servicios	SERV	44, 52, 53
Servicios domésticos	SERD	59
Servicios del gobierno	SERG	54-56, 58
Servicios informales	INFO	Ingreso mixto reclasificado

Fuentes: DANE (cuentas nacionales de Colombia); sectores del modelo.

Anexo 3
Matríz de contabilidad social simplificada

Cuadro A3.1: Matríz de contabilidad social simplificada, 2007 (miles de millones de pesos)

		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	15	Total
1	Ramas	0,0	798,7	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	798,7
2	Productos	403,1	0,0	0,0	0,0	272,6	0,0	72,5	69,2	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	105,0	922,5
3	Factores	388,6	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	388,6
4	Impuestos indirectos	7,0	36,2	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	43,2
5	Hogares	0,0	0,0	258,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	28,7	0,0	36,5	0,0	19,7	0,0	342,9
6	Empresas	0,0	0,0	125,9	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	9,7	0,0	0,0	0,0	0,0	135,6
7	Gobierno	0,0	0,0	4,7	43,2	0,0	0,0	0,0	0,0	12,6	24,2	0,0	28,2	2,3	0,0	115,2
8	Resto del mundo	0,0	87,5	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	14,7	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	102,3
9	Rentas de la propiedad	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	49,1	6,9	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	56,0
10	Contribuciones seguro social	0,0	0,0	0,0	0,0	33,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	33,8
11	Prestaciones seguro social	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	10,2	26,3	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	36,5
12	Impuestos directos	0,0	0,0	0,0	0,0	6,1	22,2	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	28,2
13	Transferencias	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	1,2	0,0	20,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	22,0
15	Ahorro-formación bruta de capital	0,0	0,0	0,0	0,0	30,4	52,9	9,5	12,2	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	105,0
	Total	798,7	922,5	388,6	43,2	342,9	135,6	115,2	102,3	56,0	33,8	36,5	28,2	22,0	105,0	0,0

Fuentes: DANE (cuentas nacionales de colombia, 2007); cálculos del autor.

Este libro se terminó de imprimir
y encuadernar en diciembre de 2012
en Bogotá, D.C.
Se compuso en le fuente serif romana
de cuerpo 10 puntos.