

# CHOQUES, INSTITUIÇÕES TRABALHISTAS E DESEMPREGO NA COLÔMBIA\*

JUAN JOSÉ ECHAVARRÍA  
ENRIQUE LÓPEZ  
SERGIO OCAMPO  
NORBERTO RODRÍGUEZ

---

\*Os pontos de vista deste artigo não comprometem o Banco de la República Nem a sua Diretoria. Rafael Puyana e Luis Eduardo Rojas colaboraram em uma primeira etapa da pesquisa. Agradecemos os valiosos aportes dos participantes nos seminários em Fedesarrollo, e nas Universidades los Andes, Antioquia, Rosario e Javeriana. Também os de Martha Misas, María del Pilar Esguerra, Luis Eduardo Arango, Christian Bustamante, Andrés González, Franz Hamann, Diego Rodríguez, Hernando Vargas e Juan Pablo Zárate. Fabio Sánchez proporcionou, gentilmente, as suas séries de custos não salariais na Colômbia. Todos os erros e omissões são de responsabilidade exclusiva dos autores.

Os autores são do Banco de la República.

Endereço eletrônico:  
jchavso@banrep.gov.co;  
elopezen@banrep.gov.co;  
socampdi@banrep.gov.co;  
nrodrini@banrep.gov.co.

Documento recebido:  
no dia 10 de outubro de  
2011; versão final aceita:  
no dia 21 de novembro  
de 2011.

Este trabalho utiliza a metodologia VAR-X estrutural para explicar por que aumentou o desemprego na Colômbia de níveis próximos a 7% em 1995: I, para 19% em 2000: I, e por que permaneceu em níveis de dois dígitos durante a década seguinte. Tratou-se de uma combinação infeliz de choques e de instituições trabalhistas mal desenhadas para enfrentá-los. A participação trabalhista aumentou fortemente desde o início dos anos noventa por motivos demográficos e como resposta à crise de 1998-2000; a demanda despencou nesse mesmos anos devido à parada súbita de fluxos de capital e a uma política fiscal e monetária procíclica; e a dinâmica da produtividade tem sido excessivamente lenta, principalmente nos anos 2000. Os custos não salariais e o salário mínimo real também teve um papel importante na explicação do nível e da persistência do desemprego.

**Classificação JEL:** C32, E24, J3.

**Palavras chave:** VAR-X, desemprego, salário mínimo, custos não salariais, histerese.

# SHOCKS, LABOR INSTITUTIONS, AND UNEMPLOYMENT IN COLOMBIA\*

JUAN JOSÉ ECHAVARRÍA  
ENRIQUE LÓPEZ  
SERGIO OCAMPO  
NORBERTO RODRÍGUEZ

This paper uses the structural VAR-X methodology to explain why unemployment in Colombia increased from 7% in 1995:I to 19% in 2000:I, and why it remained at two digit levels during the next decade. It was the result of an unfortunate combination of strong shocks and labor institutions badly designed to cope with them. Labor participation increased markedly since the beginning of the 1990s for demographic reasons and as a response to the crisis of 1998-2000; demand fell abruptly during those same years, due to sudden stops of capital inflows and to pro-cyclical fiscal and monetary policies; finally, productivity growth has been very low, mainly during the 2000s. Very high and increasing real minimum wage and non-wage costs have been also responsible for the level and persistence of unemployment.

**JEL classification:** C32, E24, J3.

**Keywords:** VAR-X, unemployment, minimum wage, non-wage costs, hysteresis.

---

\*The opinions expressed in this article are those of the authors and are neither those of the Banco de la República nor its Board of Directors. Rafael Puyana and Luis Eduardo Rojas collaborated on a first draft of this research project. We wish to thank the participants in the seminars held by Fedesarrollo, the Universidad de los Andes, the Universidad de Antioquia, the Universidad del Rosario and the Universidad Javeriana for their valuable contributions. The following people kindly provided their series on non-salary costs in Colombia: Martha Misas, María del Pilar Esguerra, Luis Eduardo Arango, Christian Bustamante, Andrés González, Franz Hamann, Diego Rodríguez, Hernando Vargas and Juan Pablo Zárate. The authors assume responsibility for any errors or omissions.

The authors are on the staff of the Banco de la República.

E-mail:  
jechavso@banrep.gov.co;  
elopezen@banrep.gov.co;  
socampdi@banrep.gov.co;  
nrodrini@banrep.gov.co.

Document received:  
10 October 2011;  
final version accepted:  
21 November 2011.

# CHOQUES, INSTITUCIONES LABORALES Y DESEMPLEO EN COLOMBIA\*

JUAN JOSÉ ECHAVARRÍA  
ENRIQUE LÓPEZ  
SERGIO OCAMPO  
NORBERTO RODRÍGUEZ

---

\*Los puntos de vista de este artículo no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva. Rafael Puyana y Luis Eduardo Rojas colaboraron en una primera etapa de la investigación. Se agradecen los valiosos aportes de los participantes en los Seminarios en Fedesarrollo, y en las Universidades de los Andes, de Antioquia, El Rosario y la Javeriana. También los de Martha Misas, María del Pilar Esguerra, Luis Eduardo Arango, Christian Bustamante, Andrés González, Franz Hamann, Diego Rodríguez, Hernando Vargas y Juan Pablo Zárate. Fabio Sánchez amablemente proporcionó sus series de costos no salariales en Colombia. Todos los errores y omisiones son responsabilidad exclusiva de los autores.

Los autores son del Banco de la República.

Correos electrónicos:  
jechavso@banrep.gov.co;  
elopez@banrep.gov.co;  
socampdi@banrep.gov.co;  
nrodrini@banrep.gov.co.

Documento recibido:  
10 de octubre de 2011;  
versión final aceptada:  
21 de noviembre de 2011.

Este artículo utiliza la metodología VAR-X estructural para explicar por qué creció el desempleo en Colombia desde niveles cercanos al 7% en 1995:I hasta 19% en el 2000:I, y por qué permaneció en niveles de dos dígitos durante la década siguiente. Se trató de una combinación infortunada de choques y de instituciones laborales mal diseñadas para enfrentarlos. La participación laboral se incrementó fuertemente desde comienzos de los años noventa por motivos demográficos y como respuesta a la crisis de 1998-2000; la demanda cayó abruptamente en esos mismos años, debido a la parada súbita de flujos de capital y a una política fiscal y monetaria procíclica; y la dinámica de la productividad ha sido excesivamente lenta, principalmente en la década del 2000. Los costos no salariales y el salario mínimo real también han tenido un papel importante en la explicación del nivel y de la persistencia del desempleo.

**Clasificación JEL:** C32, E24, J3.

**Palabras clave:** VAR-X, desempleo, salario mínimo, costos no salariales, histéresis.

## I. INTRODUCCIÓN

La tasa de desempleo en las siete grandes ciudades de Colombia<sup>1</sup> se elevó desde 7% en el primer trimestre de 1995 hasta 19% hacia comienzos del 2000; descendió de manera excesivamente lenta en los años posteriores, y en ningún trimestre ha sido inferior al 10%, un nivel mayor al que presentan hoy los países desarrollados durante la peor crisis económica de la posguerra. El desempleo de ciertos grupos de la población ha sido mucho mayor, y para las mujeres jóvenes no ha descendido del 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 al 10%, mientras que en los demás países de América Latina (excepto Venezuela) es menor al 8% y en Brasil, Uruguay y México es menor al 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).

---

<sup>1</sup> 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.

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 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 el 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 respecto al 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% frente al 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 la debacle ha sido rotunda 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 Económicos (OCDE)<sup>2</sup>.

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 segunda sección 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

---

<sup>2</sup> En especial véanse Castillo, Dolado y Jimeno (1998), Balmaseda, Dolado y López-Salido (2000), y Dolado y Jimeno (1995).

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 tercera sección 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 siguiente sección 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<sup>3</sup>. La quinta sección concluye.

## II. EL MODELO DE FIJACIÓN DE PRECIOS (PS) Y SALARIOS (WS)

### A. LAS CURVAS WS Y PS

En este trabajo se utiliza el modelo de fijación de precios (PS) y salarios (WS) desarrollado inicialmente por Jackman *et al.* (1991), y utilizado en algunos textos de macroeconomía<sup>4</sup> 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.

---

<sup>3</sup> Un resumen de la legislación reciente relacionada con la flexibilidad laboral aparece en Gaviria (2002, 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.

<sup>4</sup> Véanse Blanchard (2003) y Carlin y Soskice (2006).

El modelo se utiliza principalmente con fines pedagógicos para ilustrar el impacto esperado de diferentes choques en la sección II.B, la influencia de la denominada histéresis en la sección II.C y para fundamentar algunas de las restricciones de identificación de largo plazo impuestas en el VAR-X estructural en la sección III.C. Buena parte de estas restricciones también pueden ser sustentadas con base en modelos alternativos. Carlin y Soskice (2006, p. 52) ilustran la relación entre el modelo WS-PS y el modelo neoclásico tradicional (también Blanchard, 2003).

La curva de fijación de precios (PS) puede representarse como:

$$P_{pib} = \bar{\mu} \frac{W^f}{A}$$

lo cual implica que:

$$\frac{W^f}{P_{pib}} = \frac{A}{\bar{\mu}} \quad (1)$$

donde,  $W^f$  corresponde al salario nominal que paga la firma,  $P_{pib}$  al precio que recibe por su producto (el deflactor del producto interno bruto), y  $A$  la productividad. En la ecuación (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)<sup>5</sup>. Por ello, la curva PS resulta horizontal en el cuadrante salario real-desempleo (véase más adelante), con desplazamientos producidos por los cambios en  $A$ .

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 simple para determinar los precios, tal como un margen constante sobre el costo medio de producción.

<sup>5</sup> Sobre el comportamiento de los márgenes en el ciclo véanse Rotemberg y Woodford (1990).



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:

$W^t = P_c^e AF \left( u, z^{ws} \right)$ , con  $P_c = P_c^e$ , lo cual implica que:

$$\frac{W^t}{P_c} = AF \left( u, z^{ws} \right) \quad (2)$$

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  $P_c^e$ , 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  $\left( \frac{W^f}{P_{pib}} \right)^6$ , 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 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:

$$W^f = W(1+t_d) \quad (3)$$

$$P_c = \left[ (1-\phi)P_{pib} + \phi\varepsilon P^* \right] (1+t_i) \quad (4)$$

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 et al. (2000) deflactan el salario real con el deflactor del PIB.

donde  $\phi$  corresponde a la participación de las importaciones en el PIB,  $\varepsilon$  a la tasa de cambio nominal y  $P^*$  al precio internacional de las importaciones. La ecuación (3) simplemente sostiene que el salario que paga la firma adiciona los impuestos directos a lo que recibe el trabajador. La ecuación (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*  $(1+t_1)(1+t_d)$  desplaza hacia arriba la curva WS, medida en función de  $\frac{W^f}{P_{pib}}$ , y hacia abajo la relación  $\frac{W^f}{P_{pib}}$ , 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).

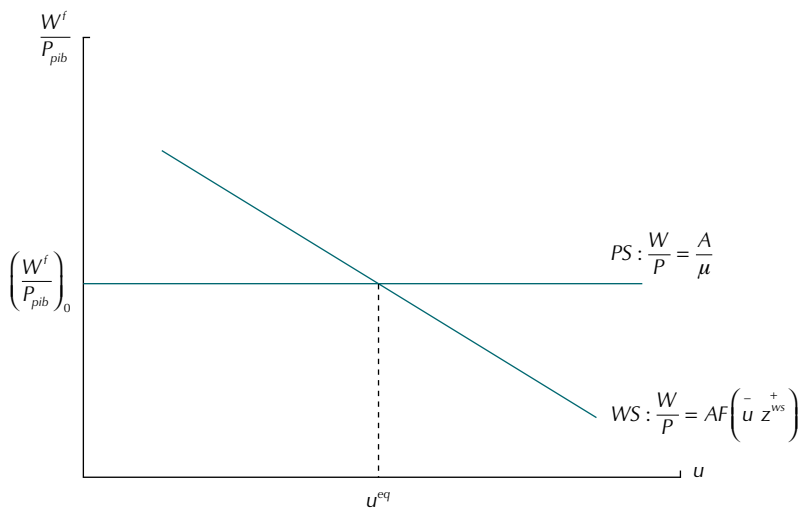
Entre los factores que afectan a  $z^{ws}$  estarían, por tanto, el nivel y duración de los beneficios al desempleo, el salario mínimo y cualquier otra legislación que proteja al trabajador, el poder de los sindicatos, las intervenciones del Gobierno en las negociaciones entre firmas y sindicatos o el 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.

## B. IMPACTO DE DIFERENTES CHOQUES SOBRE EL DESEMPLEO Y EL SALARIO REAL

El Gráfico 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 más adelante, en una economía abierta existen múltiples niveles de desempleo de equilibrio, dependiendo del nivel de la tasa de cambio real.

Gráfico 1  
El modelo WS-PS



Fuente: diseño de los autores.

En síntesis, en el esquema WS-PS el nivel de desempleo no solo 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. 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)<sup>7</sup> 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  $A(\Delta A)$  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  $\Delta A$  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 de 1968 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 se utilizó 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 (1989) y Balmaseda *et al.* (2000), por ejemplo, encuentran que el cambio técnico eleva el desempleo en el corto plazo en los Estados Unidos. Una posible explicación fue presentada originalmente por Blanchard, Solow y Wilson (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

---

<sup>7</sup> Véanse King y Morley (2007) para la historia de la posguerra en los Estados Unidos.

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 IV.A sugiere que en Colombia el cambio técnico reduce el desempleo, tanto a corto como a mediano plazo.

## 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<sup>8</sup>. No siempre es fácil distinguir empíricamente entre un impuesto marginal y uno medio<sup>9</sup> y, 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.

<sup>8</sup> Véanse 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.

<sup>9</sup> 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.

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 al 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 Bienestar Familiar (ICBF) o el Servicio Nacional de Aprendizaje (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 Bernal y Cárdenas (2004). Los niveles de transferencia que encuentran Heckman y Pagés (2004b) en América Latina son mucho mayores, pues oscilan entre 52% y 90%<sup>10</sup>.

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.

---

<sup>10</sup> 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.

### 3. Salario mínimo

Un incremento en el salario mínimo desplaza hacia arriba la curva WS en el Gráfico 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 el 34,6% de los trabajadores afiliados al sistema de subsidio familiar (una aproximación al empleo formal) recibieron un salario mínimo en el 2006, con porcentajes incluso superiores en los años siguientes (Arango, Herrera y Posada, 2008b)<sup>11</sup>. Según Maloney y Núñez (2004, p. 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.

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 del 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 los 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, p. 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 los 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.

---

<sup>11</sup> Las cifras reportadas por Arango y Pachón (2007) son menores, e indican que 24% de los asalariados recibe un salario mínimo o menos.

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, p. 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 *et al.*, 2008b). 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, las empeora para los grupos más pobres (Arango y Pachón, 2007).

#### **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 (conjuntamente 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<sup>12</sup>.

---

12 Christiano, Eichenbaum y Evans (1999) y Walsh (2003, pp. 29, 31, 33).



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)<sup>13</sup>. Los autores llaman a dicha relación la tasa de desempleo de equilibrio (TDE).

Balmaseda *et al.* (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 fijada 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 (véanse Carlin y Soskice, 2006, cap. 11).

## C. HISTÉRESIS

Los altos y persistentes niveles de desempleo observados durante las últimas décadas en algunos países europeos, durante la recesión 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.

---

<sup>13</sup> Véanse, entre otros, Jackman *et al.* (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) 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 vs. 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, 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<sup>14</sup>. Además, el patrono podría considerarlos malos trabajadores (Acemoglu, 1995).

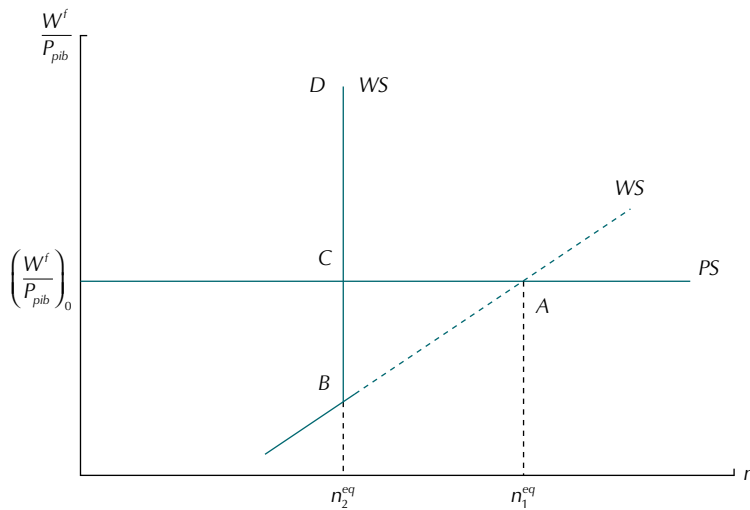
El desempleo de largo plazo en Estados Unidos siempre ha sido mucho menor que en Europa (Blanchard, 2006). Además, la duración del desempleo se ha elevado en los períodos de crisis en Europa (Blanchard, 2006), y en la crisis actual más del 40% de los desempleados lo han estado por más de un año en Alemania, España y Francia. La duración del desempleo en Colombia alcanzó niveles cercanos a sesenta semanas entre el 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).

---

<sup>14</sup> 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.

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 Gráfico 2 se presenta la versión de histéresis “extrema” asociada con la primera explicación (*insiders-outsiders*). A diferencia del Gráfico 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.

Gráfico 2  
El modelo WS-PS con histéresis producida por *insiders-outsiders*



Fuente: diseño de los autores.

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, 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.

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, no infinita. Por 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.

### III. 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 ( $\varepsilon^s$ ), participación laboral ( $\varepsilon^l$ ), demanda ( $\varepsilon^d$ ), y términos de intercambio, así como de variaciones en el salario mínimo real y en los costos no salariales. La identificación de los choques ( $\varepsilon^s$ ), ( $\varepsilon^l$ ) y ( $\varepsilon^d$ ) se obtiene tras imponer restricciones sobre sus efectos de largo plazo, como en Blanchard y Quah (1989)<sup>15</sup>.

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.

---

<sup>15</sup> Dos trabajos parcialmente relacionados con el nuestro son el de Arango, Iregui y Melo (2006) y el de López y Misas (2006).

La representación de media móvil infinita para el modelo de histéresis incompleta está dada por la ecuación (5) y aquella para el modelo de histéresis completa por la ecuación (6);  $Z_t^I = [\Delta(w_t - p_t) \quad \Delta y_t \quad u_t]'$  y  $Z_t^C = [\Delta(w_t - p_t) \quad \Delta y_t \quad \Delta u_t]'$  corresponden a los vectores de variables endógenas,  $x_t = [(w^{\min} - p_t) \quad \tau_t \quad (p_{pet,t}^* - p_t^*)]'$  al vector de variables exógenas y  $\varepsilon_t = [\varepsilon_t^s \quad \varepsilon_t^l \quad \varepsilon_t^d]'$  al vector de choques estructurales. Además,  $\mu_I$  y  $\mu_C$  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  $L$ .

$$Z_t^I = \mu_I + C_I(L)\varepsilon_t + \Lambda_I(L)\Delta x_t \quad (5)$$

$$Z_t^C = \mu_C + C_C(L)\varepsilon_t + \Lambda_C(L)\Delta x_t \quad (6)$$

El apartado A de la presente sección muestra las series utilizadas en las estimaciones. En el apartado B se presentan las pruebas sobre el nivel de integración de estas series y la posibilidad de cointegración entre ellas. El apartado C discute las restricciones de identificación impuestas, y el apartado D, la elección de rezagos y la estimación de los modelos.

#### A. LAS VARIABLES UTILIZADAS

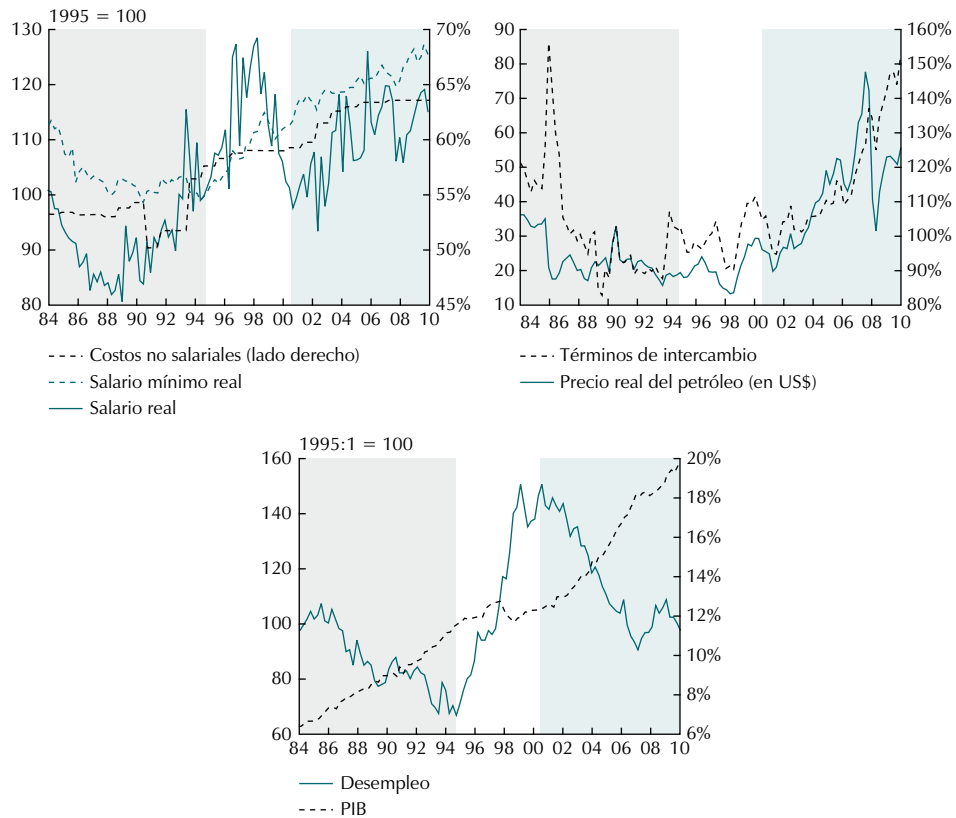
El Gráfico 3 muestra la evolución de las variables utilizadas en los ejercicios, todas ellas con información trimestral entre 1984:I y 2010:IV. El salario real, el salario mínimo real, el PIB, el precio real del petróleo y los términos de intercambio aparecen como índices (1995:1 = 100), mientras que los costos no salariales y la tasa de desempleo se presentan como porcentajes<sup>16</sup>.

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

<sup>16</sup> 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, 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 et al. (2000) y Amisano y Serati (2003).

desempleo como variables exógenas en su estudio para la OCDE, pero la segunda variable no parece relevante en el caso colombiano<sup>17</sup>.

Gráfico 3  
Las variables utilizadas en el modelo



Fuente: Encuesta Nacional de Hogares, DANE. Departamento Nacional de Planeación (DNP). Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República. Sánchez *et al.* (2009).

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

<sup>17</sup> 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.

reportado por los asalariados de tiempo completo<sup>18</sup>. 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 IV 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% en 1995:II hasta 19% en el 2001:I (con una ligera recuperación entre 1999:III y 2000:I); y descendió nuevamente entre 2001:I y 2010:III, con niveles mayores al 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 el 2008, y se recuperó recientemente luego del fuerte descenso observado durante la crisis del 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.

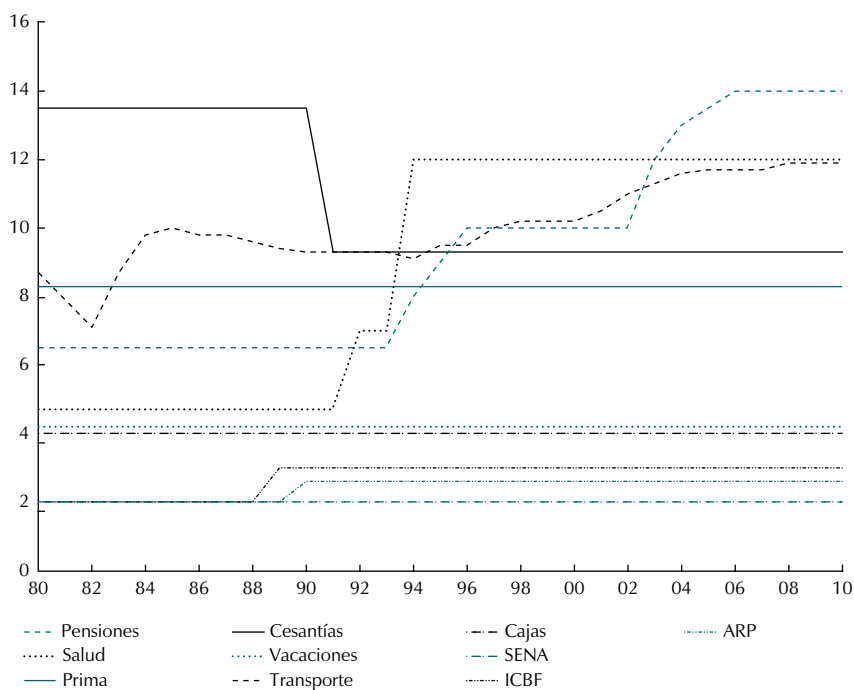
Los costos no salariales se mantuvieron relativamente estables hasta finales de 1990, presentaron una reducción importante en ese trimestre, y crecieron en forma sostenida y paulatina desde entonces. Representaron el 50% del salario en 1991:I y el 63,9% al final del período.

---

18 Sobre la metodología de empalme empleada véanse Arango, García y Posada (2008a).

La reducción observada en los costos no salariales a finales de 1990 se debió a la reducción de pagos de cesantías (Gráfico 4). 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.

Gráfico 4  
Evolución de los costos no salariales en Colombia, 1980-2010



Fuente: Sánchez (2010).

## B. NIVEL DE INTEGRACIÓN DE LAS SERIES

El Cuadro 1 muestra los resultados de cuatro pruebas de raíz unitaria (ADF, DF-GLS, PP y KPSS)<sup>19</sup> para las siete series y sus diferencias. Se presentan los resultados con

<sup>19</sup> Véanse Dickey y Fuller (1979), Elliott, Rothenberg y Stock (1996) y Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992).



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.

Cuadro 1  
Nivel de integración de las series

Variable	ADF (p-valor)	DF-GLS (p-valor)	P-P (p-valor)	KPSS (p-valor)
<b>VARIABLES ENDÓGENAS</b>				
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
<b>VARIABLES EXÓGENAS</b>				
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.

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 -3,50, respectivamente (véanse 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 III), y consideran la hipótesis de ningún vector de cointegración 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.

### C. RESTRICCIONES DE IDENTIFICACIÓN

En este apartado se presentan las restricciones de identificación sobre los efectos de largo plazo de los choques estructurales  $\varepsilon^s$ ,  $\varepsilon^l$  y  $\varepsilon^d$  bajo histéresis incompleta en la ecuación (7) y bajo histéresis completa en la ecuación (8)<sup>20</sup>. En ambos modelos se considera la representación VMA infinita en ausencia de variables exógenas<sup>21</sup>, donde  $C^{ij}(L)$  corresponde a un polinomio infinito en el operador de rezago  $L$  y  $C^{ij}(1)$  al efecto acumulado o de largo plazo del choque “*j*” sobre la variable “*i*”.

$$\begin{bmatrix} \Delta(w_t - p_t) \\ \Delta y_t \\ u_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_l^{11}(L) & C_l^{12}(L) & C_l^{13}(L) \\ C_l^{21}(L) & C_l^{22}(L) & C_l^{23}(L) \\ C_l^{31}(L) & C_l^{32}(L) & C_l^{33}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^s \\ \varepsilon_t^l \\ \varepsilon_t^d \end{bmatrix} \quad (7)$$

$$\begin{bmatrix} \Delta(w_t - p_t) \\ \Delta y_t \\ \Delta u_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_c^{11}(L) & C_c^{12}(L) & C_c^{13}(L) \\ C_c^{21}(L) & C_c^{22}(L) & C_c^{23}(L) \\ C_c^{31}(L) & C_c^{32}(L) & C_c^{33}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^s \\ \varepsilon_t^l \\ \varepsilon_t^d \end{bmatrix} \quad (8)$$

<sup>20</sup> Las restricciones utilizadas son compartidas por varios estudios previos, entre ellos: Dolado y Jimeno (1995), Castillo *et al.* (1998), Balmaseda *et al.* (2000) y Amisano y Serati (2003).

<sup>21</sup> La inclusión de variables exógenas no altera las restricciones de identificación de los choques y se omiten por facilidades de notación.

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 (Gráfico 1) como completa (Gráfico 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<sup>22</sup>. En otras palabras, los resultados empíricos obtenidos en la sección IV 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 participación relativamente constante del trabajo en el PIB, observada en muchos países a lo largo del tiempo<sup>23</sup>.

Se supone, además, 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  $\varepsilon^d$  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

<sup>22</sup> Al menos para el cambio técnico neutro a 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.

<sup>23</sup> 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  $\alpha_l$  es la participación del trabajo en el PIB.

un choque en participación laboral eleva el desempleo sin afectar el crecimiento del PIB. En el caso extremo, representado en el Gráfico 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 (9) y (10) muestran las matrices de efectos de largo plazo para ambos modelos, dadas las restricciones mencionadas.

$$C_I(1) = \begin{bmatrix} C_I^{11}(1) & 0 & 0 \\ C_I^{21}(1) & C_I^{22}(1) & 0 \\ C_I^{31}(1) & C_I^{32}(1) & C_I^{33}(1) \end{bmatrix} \quad (9)$$

$$C_C(1) = \begin{bmatrix} C_C^{11}(1) & 0 & 0 \\ C_C^{21}(1) & 0 & C_C^{23}(1) \\ C_C^{31}(1) & C_C^{32}(1) & C_C^{33}(1) \end{bmatrix} \quad (10)$$

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 II. 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 más adelante 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.

#### D. 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.

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 la prueba de no-autocorrelación y normalidad<sup>24</sup>.

La estimación es realizada por el método bayesiano 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 IV.B 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.

## IV. RESULTADOS

### A. FUNCIONES DE IMPULSO-RESPUESTA

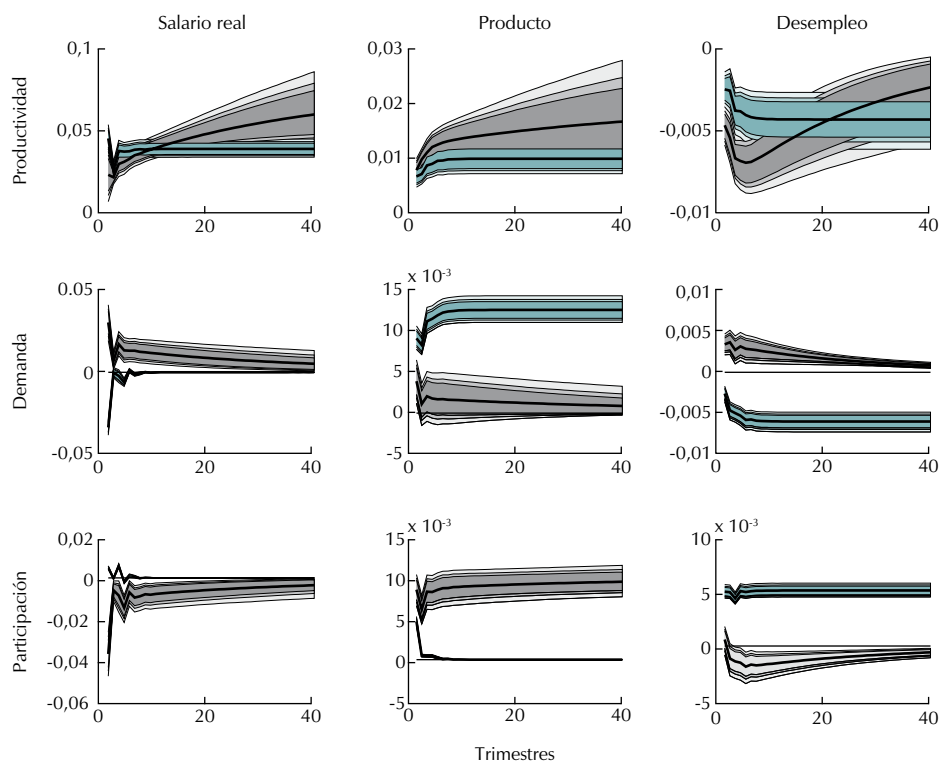
Los Gráficos 5 y 6 presentan las funciones impulso-respuesta ante choques estructurales, y ante cambios permanentes en las variables exógenas. Se reportan regiones

---

<sup>24</sup> Los resultados están disponibles a petición del lector.

de alta densidad al 70% y 90%, obtenidas con 10.000 realizaciones de la función posterior de los modelos. Las áreas verdes suponen histéresis completa, y las áreas grises, 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.

Gráfico 5  
Funciones de impulso-respuesta a los choques



Fuente: cálculos de los autores.

El Gráfico 5 muestra el impacto de los choques de productividad-oferta ( $\varepsilon^s$ ), demanda ( $\varepsilon^d$ ) y participación laboral ( $\varepsilon^l$ ) sobre el salario real, el PIB y el desempleo (las tres variables endógenas del modelo). Los resultados de la primera fila sugieren que la productividad eleva el salario real y el PIB, y reduce el desempleo, tanto en el corto como en el mediano plazo. 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 II.B).

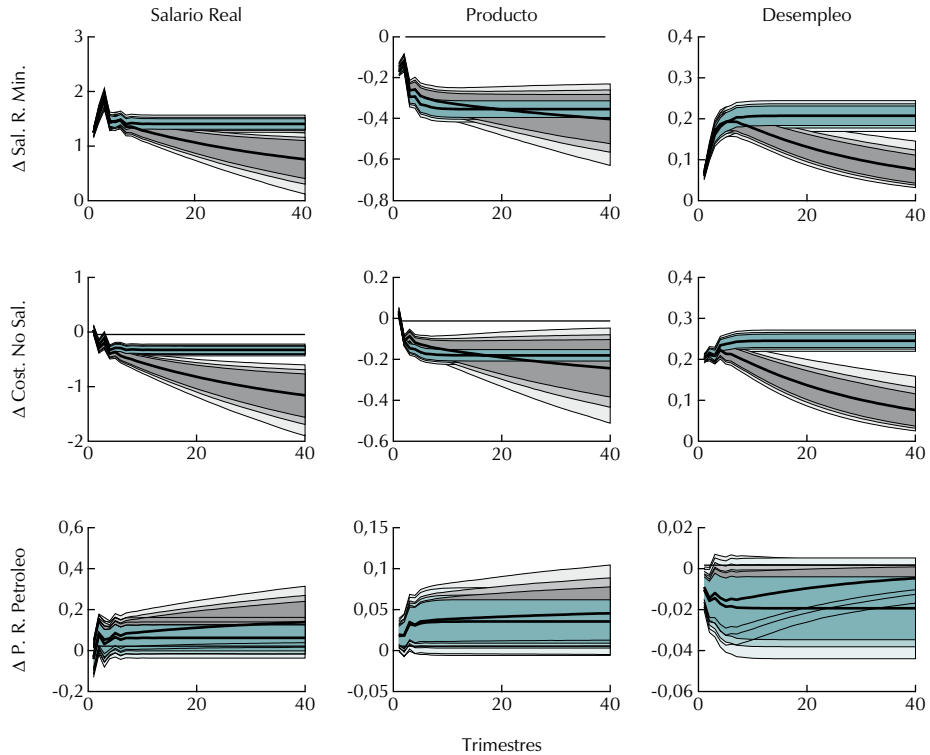
La segunda fila muestra el impacto de los choques (positivos) de demanda. Bajo histéresis completa reducen el salario real (durante los primeros cuatro trimestres), elevan el producto y reducen el desempleo. Los resultados son muy diferentes bajo histéresis incompleta: elevan el salario real, tienen 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 el siguiente apartado.

Balmaseda *et al.* (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 (2010) 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 4 y 5), 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 plazo. 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.

**Gráfico 6**  
Funciones de impulso-respuesta a las variables exógenas



Fuente: cálculos de los autores.

El Gráfico 6 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 porque la legislación no se cumple<sup>25</sup>.

<sup>25</sup> En efecto, Heckman y Pagés (2004a, 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 incumplimiento 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.



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 el apartado B de esta sección.

El fuerte impacto del salario mínimo sobre el salario real y sobre el desempleo es consistente con la discusión de la sección II.B. 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.

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 II 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 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 el siguiente apartado solo se presenta el escenario de histéresis completa, pues el análisis de integración de las series en la sección III.B 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.

#### B. IMPORTANCIA RELATIVA DE LOS CHOQUES Y LAS INSTITUCIONES LABORALES

Se presenta en este apartado la descomposición de las series alrededor de una tendencia lineal<sup>26</sup>, 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.

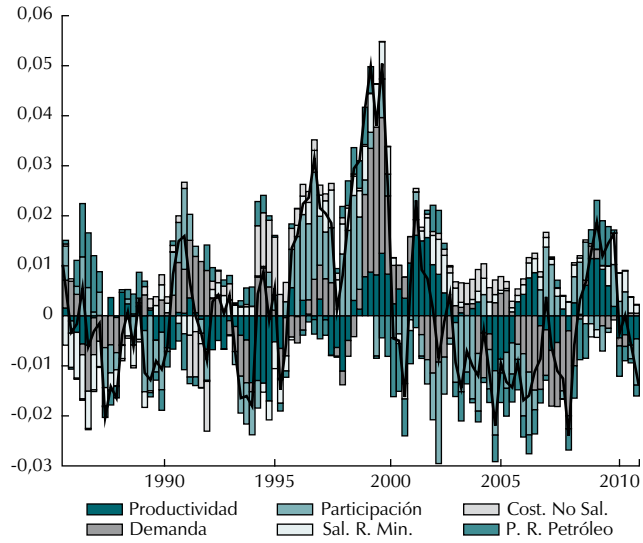
Los Gráficos 7 a 12 (principalmente) indican los resultados para el desempleo, el salario real y para el PIB. En cada caso se presenta el cambio anual y el efecto acumulado (*i. e.*, el efecto sobre el nivel de la variable). Barras positivas señalan que el choque o la variable exógena producen un incremento en la variable, y viceversa.

Los Gráficos 7 y 8 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 del 2004. Existe evidencia secundaria de este tipo de choques. Así, López (2001) indica que el crecimiento anual de la fuerza laboral fue de 3,1% en 1980-1994 y de 4,7% en 1995-2003 (por motivos no enteramente claros descendió al 0,7% entre 2004 y 2010), y que la participación laboral aumentó desde 59,9% en 1997 a 64,3% en el 2000, el mayor crecimiento observado en América Latina.

---

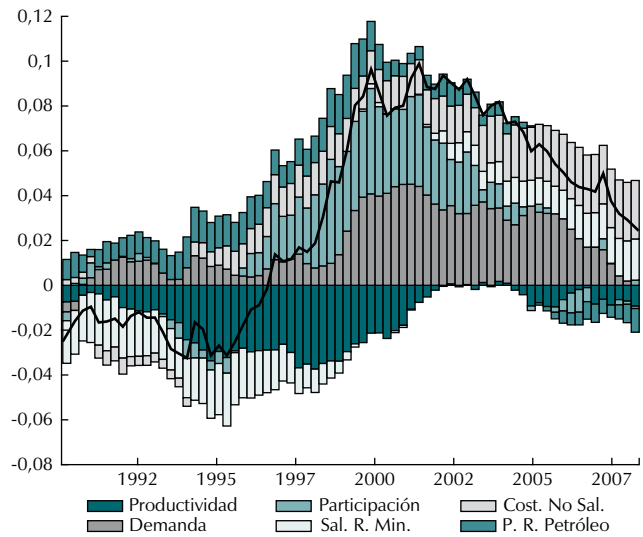
<sup>26</sup> La descomposición se hace con respecto a lo que habría ocurrido dados solo los valores iniciales de las series y la estructura del VAR. Esto equivale a una tendencia lineal para las series en niveles. Más detalles sobre la metodología se pueden encontrar en Ocampo y Rodríguez (2011).

Gráfico 7  
Descomposición histórica del desempleo (cambio anual)



Fuente: cálculos de los autores.

Gráfico 8  
Descomposición histórica del desempleo (efecto acumulado)



Fuente: cálculos de los autores.

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, 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<sup>27</sup>, 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 inducida por la desinflación paulatina que tuvo lugar en ese período. El impacto acumulado fue, por tanto, bajo. No obstante, entre 1998 y el 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<sup>28</sup>. Su impacto acumulado (panel inferior) fue sumamente negativo durante los años siguientes, y solo se redujo ante la alta demanda observada en el 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 del 2002 y 2006 (mayores pagos para pensiones) lo elevaron, con un impacto permanente. Por otra parte, la caída en el salario mínimo real que se presentó entre 1984 y 1994 redujo el desempleo, pero los incrementos posteriores lo elevaron año tras año. Las pequeñas contribuciones anuales afectaron de manera importante su nivel, principalmente desde comienzos del 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 del 2005.

---

27 Véanse Heckman y Pagés (2004b, pp. 5-6) y Lora y Pagés (2004, pp. 20-21, 95).

28 Véanse Echavarría (1999), Urrutia (2007), Restrepo y Rincón (2006), Vargas (2008) y Giraldo, Misas y Villa (2011).

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 años noventa (Echavarría, Arbeláez y Rosales, 2006), y las caídas en productividad en 1999-2002, en el 2005-2006 y en el 2008-2009. Solo en el 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<sup>29</sup>.

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 *et al.* (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. Por 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.

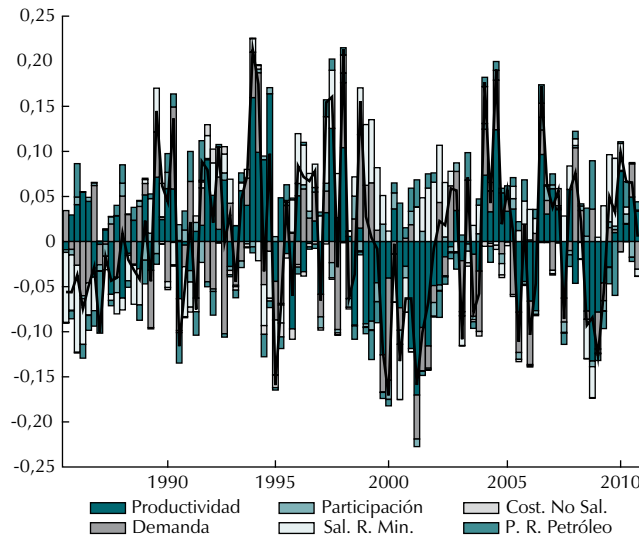
---

29 Véanse Galindo y Meléndez (2010) y Hamann, Lozano y Mejía (2011).

Como se observa en los Gráficos 9 y 10, 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. Por otra parte, el salario mínimo real redujo el salario real medio entre 1984 y 1997 y lo elevó crecientemente a partir del 2002.

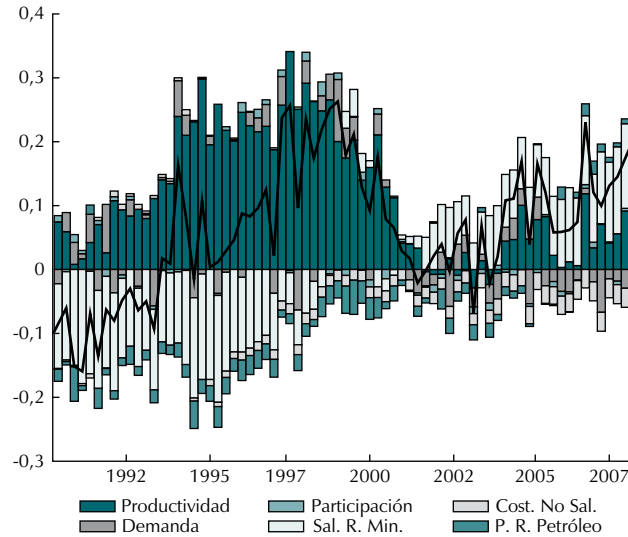
La dinámica de los términos de intercambio y de los costos no salariales ha tendido a reducir el salario real  $\frac{W^t}{P_{pib}}$ , aun cuando su impacto ha sido bajo. También ha sido bajo el efecto acumulado de los choques de participación y de demanda, lo cual podría sugerir la existencia de fuertes rigideces en el salario real.

Gráfico 9  
Descomposición histórica del salario real (cambio anual)



Fuente: cálculos de los autores.

Gráfico 10  
Descomposición histórica del salario real (efecto acumulado)

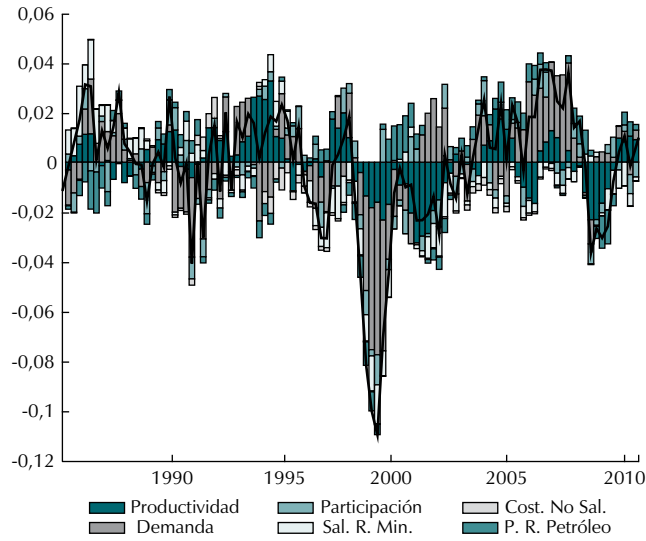


Fuente: cálculos de los autores.

El análisis de las funciones impulso-respuesta en la sección IV.A 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 10, se observa en el Gráfico 9 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.

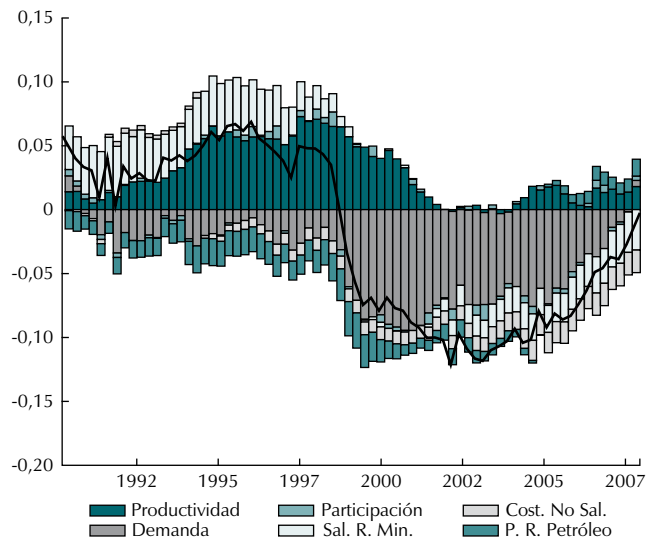
Finalmente, los Gráficos 11 y 12 muestran el impacto de distintos choques y variables sobre el PIB. La productividad ha desempeñado un papel positivo todo el período, con menor fuerza en los años 2000 que en las décadas anteriores, y la demanda un papel acumulado negativo, explicado en buena parte por 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).

**Gráfico 11**  
Descomposición histórica del PIB (cambio anual)



Fuente: cálculos de los autores.

**Gráfico 12**  
Descomposición histórica del PIB (efecto acumulado)



Fuente: cálculos de los autores.



## V. 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 al 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 buena parte de 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 la debacle ha sido rotunda 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 este 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. Entonces, 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.

Por 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

1. Acemoglu, D. "Public Policy in a Model of Long-Term Unemployment", *Economica*, vol. 62, núm. 246, pp. 161-178, 1995.
2. Alm, J.; López, H. "Payroll Taxes in Colombia", en R. M. Bird; J. M. Poterba; J. Slemrod (Eds.), *Fiscal Reform in Colombia: Problems and Prospects* (vol. 1 de MIT Press Books). The MIT Press, 2005.
3. Amisano, G.; Serati, M. "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, 2003.
4. Arango, C. A.; Pachón, A. "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, 2007.
5. Arango, L. E.; García, A. F.; Posada, C. E. "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, 2008a.
6. Arango, L. E.; Herrera, P.; Posada, C. E. "El salario mínimo: aspectos generales sobre los casos de Colombia y otros países", *Ensayos sobre Política Económica*, vol. 26, núm. 56, pp. 204-263, 2008b.
7. Arango, L. E.; Iregui, A. M.; Melo, L. F. "Recent Macroeconomic Performance in Colombia: What Went Wrong?", *Revista de Economía del Rosario*, vol. 9, núm. 1, pp. 1-19, 2006.
8. Arango, L. E.; Posada, C. E. "La tasa de desempleo de largo plazo en Colombia", *Borradores de Economía*, núm. 388, Banco de la República de Colombia, 2006.
9. Baker, D.; Glyn, A.; Howell, D.; Schmitt, J. "Labor Market Institutions and Unemployment: A Critical Assessment of the Cross-Country Evidence", *Economics, Series Working Papers*, 168, University of Oxford, Department of Economics, 2003.
10. Ball, L.; Mankiw, N. G. "The Nairu in Theory and Practice", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 16, núm. 4, pp. 115-136, 2002.
11. Ball, L.; Moffitt, R. "Productivity Growth and the Phillips Curve", *NBER Working Papers*, 8421, National Bureau of Economic Research, Inc., 2001.
12. Balmaseda, M.; Dolado, J. J.; López-Salido, J. D. "The Dynamic Effects of Shocks to Labour Markets: Evidence from OECD Countries", *Oxford Economic Papers*, vol. 52, núm. 1, pp. 3-23, 2000.
13. Bauwens, L.; Lubrano, M.; Richard, J.-F. *Bayesian Inference in Dynamic Econometric Models*, Oxford University Press, 2000.
14. Bell, L. A. "The Impact of Minimum Wages in Mexico and Colombia", *Journal of Labor Economics*, vol. 15, núm. 3, pp. 102-135, 1997.
15. Bernal, R.; Cárdenas, M. "Determinants of Labor Demand in Colombia, 1976-1996", en J. Heckman; C. Pagés (Eds.), *Law and Employment: Lessons from Latin American and the Caribbean* (pp. 229-272), NBER Chapters, University of Chicago Press, 2004.
16. Blanchard, O. *Macroeconomics*, Prentice-Hall series in economics, Prentice Hall, 2003. New Jersey, United States.
17. Blanchard, O. "European Unemployment: The Evolution of Facts and Ideas", *Economic Policy*, vol. 21, núm. 45, pp. 5-59, 2006.
18. Blanchard, O. "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, 2007.
19. Blanchard, O.; Jimeno, J. F. "Structural Unemployment: Spain Versus Portugal", *American Economic Review*, vol. 85, núm. 2, pp. 212-218, 1995.

20. Blanchard, O.; Katz, L. F. "What we Know and do not Know About the Natural Rate of Unemployment", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, núm. 1, pp. 51-72, 1997.
21. Blanchard, O.; Wolfers, J. "The Role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment: The Aggregate Evidence", *Economic Journal*, vol. 110, núm. 462, pp. C1-33, 2000.
22. Blanchard, O. J. "A Traditional Interpretation of Macroeconomic Fluctuations", *American Economic Review*, vol. 79, núm. 5, pp. 1146-1164, 1989.
23. Blanchard, O. J.; Quah, D. "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review*, vol. 79, núm. 4, pp. 655-673, 1989.
24. Blanchard, O. J.; Solow, R.; Wilson, B. *Productivity and Unemployment*, MIT, 1995. Cambridge, Massachusetts.
25. Bonaldi, P.; González, A.; Rodríguez, D. "Importancia de las rigideces nominales y reales en Colombia: un enfoque de equilibrio general dinámico y estocástico", *Borradores de Economía*, núm. 591, Banco de la República de Colombia, 2010.
26. Carlin, W.; Soskice, D. *Macroeconomics: Imperfections, Institutions, and Policies*, Oxford University Press, 2006. Oxford, Inglaterra.
27. Castillo, S.; Dolado, J. J.; Jimeno, J. F. "A Tale of Two Neighbour Economies: Labour Market Dynamics in Spain and Portugal", *CEPR Discussion Papers*, núm. 1954, 1998.
28. Christiano, L. J.; Eichenbaum, M.; Evans, C. L. "Monetary Policy Shocks: What have we Learned and to What End?", en J. B. Taylor; M. Woodford (Eds.), *Handbook of Macroeconomics* (vol. 1, cap. 2, pp. 65-148), Elsevier, 1999.
29. Clark, A. E.; Oswald, A. J. "Unhappiness and Unemployment", *Economic Journal*, vol. 104, núm. 424, pp. 648-659, 1994.
30. Dickey, D. A.; Fuller, W. A. "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, 1979.
31. Dolado, J. J.; Jimeno, J. F. "Why is Spanish Unemployment So High?", *CEPR Discussion Papers*, núm. 1184, 1995.
32. Echavarría, J. J. "Hacia la devaluación real, adiós bandas cambiarias", *Coyuntura Económica*, vol. 29, núm. 2, pp. 87-105, 1999.
33. Echavarría, J. J.; Arbeláez, M. A.; Rosales, M. F. "La productividad y sus determinantes: el caso de la industria colombiana", *Revista Desarrollo y Sociedad*, vol. 57, núm. 1, pp. 77-122, 2006.
34. Elliott, G.; Rothenberg, T. J.; Stock, J. H. "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica*, vol. 64, núm. 4, pp. 813-836, 1996.
35. Faust, J.; Leeper, E. M. "When do Long-Run Identifying Restrictions Give Reliable Results?", *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 15, núm. 3, pp. 345-353, 1997.
36. Forero, D.; Rojas, N.; Steiner, R. "Las limitantes del crecimiento en Colombia: una mirada macroeconómica" (mimeo), 2011.
37. Galindo, A.; Meléndez, M. "Corporate Tax Stimulus and Investment in Colombia", *RES Working Papers*, 4664, Inter-American Development Bank, Research Department, 2010.
38. Gamarra, J. R. "¿Cómo se comportan las tasas de desempleo en siete ciudades colombianas?", *Revista de Economía del Rosario*, vol. 9, núm. 2, pp. 239-269, 2006.
39. Gaviria, A. "Household Responses to Adverse Income Shocks in Latin America", *Revista Desarrollo y Sociedad*, vol. 49, núm. 1, pp. 99-127, 2002.
40. Gaviria, A. "Ley 789 de 2002: ¿funcionó o no?", *Documentos CEDE*, 3140, Universidad de los Andes-CEDE, 2004.
41. Giraldo, A. F.; Misas, M.; Villa, E. "Reconstructing the Recent Monetary Policy History of Colombia from 1990 to 2010", *Universitas*

- Económica*, núm. 8860, Pontificia Universidad Javeriana, Bogotá, 2011.
42. Gomes, F.; Gomes-da Silva, C. "Hysteresis vs. Natural Rate of Unemployment in Brazil and Chile", *Applied Economics Letters*, vol. 15, núm. 1, pp. 53-56, 2007.
  43. Gómez, J.; Mahadeva, L. "Los factores externos que afectan la política económica colombiana", en M. Jalil; L. Mahadeva (Eds.), *Mecanismos de transmisión de la política monetaria en Colombia* (cap. 1, pp. 27-133). Banco de la República y Universidad Externado de Colombia, 2010.
  44. Grubb, D. B.; Jackman, R. A.; Layard, R. G. "Causes of the Current Stagflation", *Review of Economic Studies*, vol. 49, núm. 5, pp. 707-730, 1982.
  45. Gruber, J. "The Incidence of Payroll Taxation: Evidence from Chile", *Journal of Labor Economics*, vol. 15, núm. 3, pp. S72-101, 1997.
  46. Hamann, F.; Lozano, I.; Mejía, L. F. "Sobre el impacto macroeconómico de los beneficios tributarios al capital", *Borradores de Economía*, núm. 668, Banco de la República de Colombia, 2011.
  47. Heckman, J. J.; Pagés, C. "Introduction to 'Law and Employment: Lessons from Latin American and the Caribbean'", in *Law and Employment: Lessons from Latin American and the Caribbean*, NBER Chapters, pp. 1-108. University of Chicago Press, 2004a.
  48. Heckman, J. J.; Pagés, C. *Law and Employment: Lessons from Latin American and the Caribbean*, NBER Books. University of Chicago Press, 2004b.
  49. Heijdra, B. *Foundations of Modern Macroeconomics*, Oxford University Press, 2009. Oxford, Inglaterra.
  50. Iregui, A. M.; Melo, L. A.; Ramírez, M. T. "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, 2010.
  51. Jackman, R.; Layard, R.; Nickell, S. *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford University Press, 1991.
  52. Jackman, R.; Layard, R.; Nickell, S. "Combating Unemployment: Is Flexibility Enough?", *CEP Discussion Papers*, DP-0293, Centre for Economic Performance, LSE, 1996.
  53. Jeffreys, H. *Theory of Probability*, International Series of Monographs on Physics. Nueva York, Clarendon Press, 1961.
  54. Johansen, S. "Interpretation of Cointegrating Coefficients in the Cointegrated Vector Autoregressive Model", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 67, núm. 1, pp. 93-104, 2005.
  55. Kadiyala, K. R.; Karlsson, S. "Numerical Methods for Estimation and Inference in Bayesian VAR-Models", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 12, núm. 2, pp. 99-132, 1997.
  56. King, T. B.; Morley, J. "In Search of the Natural Rate of Unemployment", *Journal of Monetary Economics*, vol. 54, núm. 2, pp. 550-564, 2007.
  57. Koop, G. "Aggregate Shocks and Macroeconomic Fluctuations: A Bayesian Approach", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 7, núm. 4, pp. 395-411, 1992.
  58. Kugler, A.; Kugler, M. "Labor Market Effects of Payroll Taxes in Developing Countries: Evidence from Colombia", *Economic Development and Cultural Change*, vol. 57, núm. 2, pp. 335-358, 2009.
  59. Kugler, A. D. "The Effect of Job Security Regulations on Labor Market Flexibility. Evidence from the Colombian Labor Market", en J. J. Heckman; C. Pagés (Eds.), *Law and Employment: Lessons from Latin American and the Caribbean* (pp. 183-228), NBER Chapters, University of Chicago Press, 2004.
  60. Kwiatkowski, D.; Phillips, P. C. B.; Schmidt, P.; Shin, Y. "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, nums. 1-3, pp. 159-178, 1992.

61. Layard, R.; Nickell, S. "Labor Market Institutions and Economic Performance", en Ashenfelter, O.; Card, D. (Eds.), *Handbook of Labor Economics* (vol. 3, cap. 46, pp. 3029-3084), Elsevier, 1999.
62. Lee, J.; Strazicich, M. C. "Minimum LM Unit Root Test With One Structural break", *Working Papers*, 04-17, Department of Economics, Appalachian State University, 2004.
63. Lilien, D. M. "Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment", *Journal of Political Economy*, vol. 90, núm. 4, pp. 777-793, 1982.
64. Ljungqvist, L.; Sargent, T. J. "The European Unemployment Dilemma", *Journal of Political Economy*, vol. 106, núm. 3, pp. 514-550, 1998.
65. López, E.; Misas, M. "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, 2006.
66. López, H. "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 de Colombia, 2001.
67. Lora, E.; Pagés, C. "Informe de desarrollo económico y social", Banco Interamericano de Desarrollo (BID), 2004.
68. Lustig, N.; Mcleod, D. "Minimum Wages and Poverty in Developing Countries: Some Empirical Evidence", *Working Papers*, núm. 125, Brookings Institution, 1996.
69. Lütkepohl, H. *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer, 2005. Berlin, Alemania.
70. Maloney, W.; Núñez, J. "Measuring the Impact of Minimum Wages: Evidence from Latin America", in *Law and Employment: Lessons from Latin American and the Caribbean*, NBER Chapters, pp. 109-130. University of Chicago Press, 2004.
71. Ocampo, S.; Rodríguez, N. "An Introductory Review of a Structural VAR-X Estimation and Applications", *Borradores de Economía*, núm. 686, Banco de la República de Colombia, 2011.
72. Pissarides, C. A.; Vallanti, G. "The Impact of TFP Growth on Steady-State Unemployment", *International Economic Review*, vol. 48, núm. 2, pp. 607-640, 2007.
73. Reinhart, C. M.; Rogoff, K. S. "The Aftermath of Financial Crises", *American Economic Review*, vol. 99, núm. 2, pp. 466-472, 2009.
74. Restrepo, J.; Rincón, H. "Identifying Fiscal Policy Shocks in Chile and Colombia", *Working Papers Central Bank of Chile*, núm. 370, Central Bank of Chile, 2006.
75. Rotemberg, J. J.; Woodford, M. "Cyclical Markups: Theories and Evidence", *NBER Working Papers*, núm. 3534, National Bureau of Economic Research, Inc., 1990.
76. Sánchez, F.; Duque, V.; Ruiz, M. "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-CEDE, 2009.
77. Santa-María, M.; Steiner, R.; Schutt, E. "¿Cómo derrotar el desempleo y la informalidad?", en *Colombia 2010-2014: propuestas de política pública*, Bogotá, CAF, Fedesarrollo, pp. 121-166, 2010.
78. Urrutia, M. "Una visión alternativa: la política monetaria y cambiaria en la última década", *Borradores de Economía*, núm. 207, Banco de la República de Colombia, 2007.
79. Vargas, H. "The Transmission Mechanism of Monetary Policy in Colombia: Major Changes and Current Features", in *Transmission Mechanisms for Monetary Policy in Emerging Market Economies*, vol. 35 de BIS Papers chapters, pp. 183-211. Bank for International Settlements, 2008.
80. Walsh, C. E. *Monetary Theory and Policy*, 2<sup>nd</sup> ed., Cambridge, Massachusetts, The MIT Press, 2003.
81. Zellner, A. *An Introduction to Bayesian Inference in Econometrics*, Nueva York, Wiley Classics Library, John Wiley, 1996.