

Incrementos del salario mínimo legal: ¿Cuál es el impacto redistributivo del cambio en los precios relativos al consumidor?

Francisco Javier Lasso Valderrama*

* Profesional experto, Banco de la República, sede Medellín, Colombia.
Correo electrónico: flassova@banrep.gov.co.

I. INTRODUCCIÓN

El salario mínimo legal (SML) y sus efectos sobre el empleo, la remuneración del trabajo asalariado no calificado y los precios al consumidor han sido analizados y debatidos ampliamente a través de investigaciones empíricas, tanto internacionales como nacionales.

En cuanto a los efectos del SML sobre el empleo, existe una gran cantidad de estudios de donde surgen dos puntos de vista claramente opuestos: a) para un mercado laboral competitivo la teoría económica predice que ante incrementos en el SML el empleo disminuye¹ y b) para un mercado laboral con rigideces de los oferentes y demandantes no necesariamente hay reducciones en el empleo². De esta manera, las investigaciones a favor del mercado laboral competitivo y los críticos del SML argumentan que, lejos de ayudar a la población pobre, el SML la desfavorece, debido a que los aumentos en el SML disminuyen la demanda principalmente de trabajo no calificado proveniente de hogares pobres, lo que aumenta el desempleo y disminuye el ingreso laboral en estos. En oposición, las investigaciones a favor del SML argumentan que las rigideces del mercado laboral son la generalidad y sus características de plena competencia son la excepción, por lo cual el SML ayuda a disminuir la pobreza y a mejorar la distribución del ingreso. Sin embargo, la literatura internacional tiende a concluir que los efectos del SML sobre el empleo, incluso sobre los beneficios de las empresas, son pequeños y se ubican alrededor del cero (Brown, 1999; Freeman, 1994, 1996).

Para Colombia, en esta primera categoría de estudios de efectos del SML sobre el empleo, Núñez y Bonilla (2001), utilizando las encuestas de hogares semipanel de 1997 y 1998 del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), encuentran que el SML tiene un efecto negativo sobre el empleo y que la probabilidad de perder el empleo es mayor cuanto más cerca del SML se encuentre el salario devengado por un asalariado. Hernández y Lasso (2003), utilizando las

¹ Para Estados Unidos han sido debatidos los efectos negativos sobre el empleo ocasionados por los incrementos del SML en: Brown, Gilroy y Kohen (1982), Card y Krueger (1994, 1995) y Brown (1999). Para Inglaterra, en: Bell y Wright (1996), Freeman (1996), Machin y Manning (1996) y Sloane y Theodossiou (1996). Para Brasil, Lemos (2005).

² Para Estados Unidos se encuentra evidencia de que un incremento en el salario mínimo estimula el empleo de los jóvenes. Véanse Burkhauser, Couch y Wittenberg (1996) y Card y Krueger (1994, 1995).

encuestas de hogares realizadas por el DANE entre 1984 y 2000, encuentran que la demanda de empleo no está determinada por los precios de los factores sino por el ciclo económico y que el efecto neto es positivo si se toman en cuenta los efectos sustitución e ingreso del SML sobre el empleo, tanto para los asalariados cubiertos como para los no cubiertos por el SML. Hernández y Pinzón (2006), a partir de las encuestas continuas de hogares del DANE de 2000 a 2004, encuentran que el salario mínimo tiene un efecto positivo sobre el empleo de los jóvenes entre 18 y 25 años.

En la segunda categoría de estudios están los estudios que investigan los efectos del salario mínimo sobre la determinación de las remuneraciones salariales. Lemos (2005), para Brasil, encuentra que ante incrementos del SML crecen los salarios junto con los precios, con efectos adversos sobre el empleo, y se presenta una espiral inflacionaria salarios-precios donde una persistente inflación compensa las ganancias del salario. Para Colombia, Arango y Posada (2006) no hallan evidencia sobre la relación de largo plazo entre el SML y las remuneraciones de los sectores público y privado. En esa misma línea, utilizando información de las encuestas sobre el mercado laboral del DANE, López y Lasso (2008) encuentran que la conexión entre el SML y el salario medio privado se perdió totalmente a partir de 1999, cuando los incrementos reales del SML dejaron de repercutir en el salario medio privado. Encontraron, además, que ante aumentos reales en el SML se incrementó la evasión, particularmente del dominical y del auxilio de transporte, disminuyó el uso del trabajo no calificado especialmente el juvenil, aumentó la utilización de horas extras y se presentó un aplanamiento del escalafón salarial acentuado en los trabajadores no calificados.

La tercera categoría de estudios agrupa las investigaciones que buscan evidencia sobre el traslado de los incrementos del SML, por parte de las empresas, a los precios del consumidor, en mercados competitivos. Este postulado de la teoría económica cobra mayor importancia bajo el supuesto de pequeños impactos sobre el empleo y los beneficios de las firmas. Para Estados Unidos, Katz y Krueger (1992) y Card y Krueger (1995), usando encuestas con información de restaurantes de comidas rápidas, donde se presenta una alta incidencia de trabajadores remunerados por el SML, encontraron para el estado de Nueva Jersey incrementos en los precios promedio no significativos estadísticamente, después de aumentos en el SML, mientras que para Pensilvania los aumentos son mayores y significativos estadísticamente. Según estos autores, los efectos mayores en Pensilvania se deben a que los restaurantes de ese estado compiten con diferentes productos, mientras que los

de Nueva Jersey compiten con un mismo producto. Estos autores hicieron estudios similares para otros estados y ciudades utilizando información del IPC y de la American Chamber of Commerce Researchers Association (ACCRA) y llegaron a resultados disímiles que no sobrepasaron el 4% de aumento en los precios por un aumento del 10% en el SML.

Aaronson (2001), usando paneles de datos mensuales sobre los precios de los restaurantes de los años 1978 a 1995, para ciudades de Estados Unidos y provincias de Canadá, halla evidencia de aumentos en el nivel de precios de aproximadamente 0,52% por un incremento del 10% en el SML, para el primer país, y de alrededor de 0,80% para el segundo, con tres adelantos y tres rezagos, efectos fijos de ciudad y tiempo y variables de control de precios y empleo, en ambos casos. Además, encuentra que la respuesta de los precios es mayor alrededor del mes de la promulgación del cambio en el SML y posiblemente para el período de alta inflación comprendido por la década de los setenta y comienzos de los ochenta. En un trabajo más reciente para Brasil, Lemos (2004) encuentra que ante incrementos del SML aumenta el nivel de la inflación nacional y que en el corto plazo esta es dos veces más alta para la población de estrato bajo de ingresos que para la del estrato alto y cuatro veces más en el largo plazo.

Otros estudios para Colombia han abordado la relación entre el SML y la inflación sin consideraciones redistributivas. Rubio (1991) encuentra una elasticidad de 1,05 del SML respecto a la inflación. Misas y Oliveros (1994), utilizando información mensual, encuentran: primero, que hay una relación de largo plazo entre el SML y el IPC nacional; segundo, la causalidad de esta relación es bidireccional; y tercero, con representaciones VAR(p) de series estacionarias, pruebas de causalidad de Pierce y Haugh y pruebas de causalidad de Granger muestran que en el corto plazo esta relación es igualmente bidireccional.

En trabajos recientes para Colombia, Arango, Ardila y Gómez (2010) encuentran que ante un choque del 10% de incremento del SML, los precios de las comidas fuera del hogar se incrementan en 1,33% de manera contemporánea e incluyendo rezagos y adelantos del SML el incremento en los precios de este rubro llega a 3,07%. Posso (2010), utilizando la matriz de insumo-producto para la economía del año 2006 y la Encuesta Continua de Hogares de 2006, ante un incremento del 10% en el SML encuentra un efecto inflacionario de 1,44% para el total nacional y alrededor de este valor para los hogares de ingresos bajos, medios y altos, aunque

por grupos de bienes y servicios los impactos son desiguales en los tres estratos de ingreso.

Referente a los impactos del SML sobre la distribución del ingreso para Colombia, Arango y Pachón (2004) encuentran que el SML tiene efectos regresivos sobre la distribución del ingreso y mejora los ingresos de los percentiles superiores en detrimento de la población de los percentiles inferiores.

En esta última categoría de estudios que buscan evidencia empírica para Colombia sobre la hipótesis del traslado de los incrementos del SML, por parte de las empresas, a los precios del consumidor, se encuentra el presente estudio, que además cuantifica el impacto redistributivo por nivel de ingreso. De manera específica, se quiere dar respuesta a dos preguntas que resultan de un incremento del 10% en el SML: a) ¿cuál es la magnitud del efecto sobre el nivel general de precios? y b) ¿cuál es la magnitud del impacto relativo sobre los precios al consumidor que enfrentan las poblaciones de cada estrato de ingreso? La información utilizada proviene de los índices de precios del IPC 98 e IPC 08 y las encuestas de hogares del DANE sobre mercado laboral de 2000 a 2009.

El trabajo está organizado de la siguiente manera. La primera parte es esta introducción que incluyó algunos antecedentes sobre los impactos del SML en el empleo, la determinación de los salarios y los precios; las Secciones II y III hacen referencia a reseñas cortas del SML y el IPC en Colombia, respectivamente; la IV muestra las regularidades empíricas de la relación entre el SML y el IPC; la V especifica los aspectos teóricos del efecto inflacionario del SML, además del modelo empírico y su estimación; la VI describe los resultados encontrados; y la última entrega las conclusiones y recomendaciones.

II. EL SALARIO MÍNIMO LEGAL (SML)

Existe una tradición de más de medio siglo del SML en Colombia. Desde 1955 se realizan incrementos del SML de forma regular, atados a la inflación y a la productividad, con periodicidad anual y con el fin de proteger a la población pobre de cambios en los precios.

Inicialmente existían salarios mínimos diferenciados por ciudad, sector económico, tamaño de empresa y otras características. Luego se diferenció un SML para la zona

urbana y otro para la zona rural. A partir de julio de 1984 se fijó uno solo con cobertura nacional. Además, la legislación colombiana conformó una comisión de concertación de políticas salariales y laborales, que según el artículo 8 de la ley 278 de 1996 estipuló que en caso de no llegar a consenso sobre el incremento del SML, el gobierno deberá fijarlo teniendo en cuenta la inflación causada, la meta de inflación, la productividad, la contribución de los salarios al ingreso nacional y el incremento del producto interno bruto. Posteriormente, la sentencia C-815 de 1999 de la Corte Constitucional condicionó que el reajuste del SML no puede ser inferior a la inflación causada. De esta manera, entre 1996 y 2000 en el reajuste al SML tuvo mayor relevancia la meta de inflación y, a partir de 2000, la mayor relevancia regresó a la inflación causada, como a comienzos de la década de los ochenta.

Es de señalar que la cobertura o incidencia del SML en las trece principales áreas metropolitanas del país es bastante baja, medida por el número de ocupados que devengan alrededor de un SML. En el tercer trimestre de 2009, cerca de 262.000 ocupados estaban en esa condición³, ganaban en su empleo principal entre 0,95 y 1,05 SML, lo que corresponde a una tasa de ocupados remunerados por el salario mínimo (TORS) de apenas 1,7% y al 2,9% del total de los 8,9 millones de ocupados que registró por esa fecha la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH), en las trece áreas metropolitanas. De este total de ocupados remunerados por el SML, el 96% son, en orden de magnitud, obreros y empleados particulares (45,7%), trabajadores por cuenta propia (37,8%) y empleados domésticos (12,6%); aunque son los empleados domésticos⁴ los que tienen la mayor TORS con 8,8%, mientras las dos restantes categorías están alrededor del 3% (véase Cuadro 1).

De los ocupados remunerados por el SML, el 87% alcanzaron secundaria completa como máximo nivel educativo y se concentran en mayor número en los deciles intermedios de la distribución del ingreso. En los primeros deciles, se registra un menor número de ocupados remunerados por el SML, porque sus ingresos provienen en su mayor parte de actividades informales cuyo monto ni siquiera alcanza un SML y cuando son asalariados son sujetos de la evasión al SML (López y Lasso, 2008); y en los deciles superiores, porque sus ocupados tienen ingresos laborales por

³ Cuando al SML se le suma el dominical que equivale a 1/6 del SML diario, la cobertura aumenta a 650.000 ocupados, la cual sigue siendo baja y corresponde a una TORS del 4,1% y al 7,3% del total de ocupados.

⁴ Después de los jornaleros que tienen muy poca frecuencia en las ciudades.

encima del SML, producto de su mayor calificación y mayores fuentes de ingresos diferentes a las laborales, como rentas del capital representadas en intereses, dividendos y arriendos, o pensiones.

**CUADRO 1. PERFIL DE LOS OCUPADOS QUE GANAN ALREDEDOR DE UN SML DIARIO (1).
TOTAL 13 ÁREAS METROPOLITANAS. PROMEDIO DEL TRIMESTRE III-2009.**

Características	Ocupados	Porcentaje	TORS (2)
Posición ocupacional			
Trabajador familiar sin remuneración	0	0,0	0,0
Obrero empleado particular	119.587	45,7	2,9
Obrero empleado del gobierno	614	0,2	0,2
Empleado doméstico	32.898	12,6	8,8
Cuenta propia	99.097	37,8	3,0
Patrón o empleador	8.898	3,4	2,0
Otros ocupados	0	0,0	0,0
Jornaleros	851	0,3	9,6
Nivel educativo			
Hasta secundaria completa	227.904	87,0	1,9
Con algún año de superior	34.041	13,0	0,9
Decil de ingreso per cápita			
1	13.412	5,1	1,0
2	25.209	9,6	1,8
3	27.257	10,4	1,9
4	34.561	13,2	2,3
5	30.769	11,7	2,0
6	39.467	15,1	2,5
7	29.406	11,2	1,8
8	34.156	13,0	2,0
9	18.348	7,0	1,0
10	9.360	3,6	0,5
Total	261.945	100,0	1,7

Notas: (1) Ocupados que ganan entre 0,95 y 1,05 SML diarios sin incluir dominical ni auxilio de transporte.

(2) TORS: Tasa de ocupados remunerados por el SML. Porcentaje frente a la población en edad de trabajar (PET).

Fuente: cálculos del autor con base en GEIH del III-2009 del DANE.

Por la mayor incidencia del SML en los trabajadores cuenta propia y empleados domésticos respecto a los asalariados, ya sean obreros y empleados privados o públicos, se decidió incluir todos los ocupados en la estimación de la TORS. De esta manera aumentó más del doble la incidencia del SML, pasando de alrededor de 120 mil a 261 mil, y además, se homogenizaron los paneles de datos trimestrales ante los cambios metodológicos ocurridos en las encuestas de hogares que hacen seguimiento al mercado laboral. Esto particularmente en la categoría de cuenta propia, donde según los manuales de conceptos básicos y de recolección del DANE están incluidos los contratistas⁵ de las empresas privadas, que antes de la GEIH se consideraban obreros-empleados particulares⁶. Por otra parte, en esta categoría de cuenta propia ya estaban incluidos los contratistas que trabajan en cualquier nivel de los gobiernos nacional, departamental o municipal, y los empleados domésticos que trabajan en varios hogares.

III. EL ÍNDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR (IPC)

En Colombia, el IPC se mide a través de un índice de precios de Laspeyres que mantiene constante el vector de cantidades de la canasta de bienes y servicios. El DANE tiene el propósito de llegar a una medición del IPC con cobertura nacional y, por esta razón, cada vez que hace una revisión metodológica, actualiza la canasta de bienes y servicios de acuerdo con los nuevos patrones de gasto de los hogares colombianos y amplía su cobertura geográfica incluyendo nuevas ciudades. El IPC 08 es la última revisión metodológica, donde se incorporaron once ciudades capitales⁷ adicionales a las trece áreas metropolitanas⁸ incluidas en la revisión anterior, esto es, el IPC 98. La base de la última revisión es diciembre de 2008 y, por consiguiente, las once ciudades adicionales solo tienen observaciones mensuales del IPC

⁵ Son contratistas las personas cuyo contrato no genera relación laboral ni prestaciones sociales y únicamente tienen derecho a la remuneración convenida.

⁶ DANE (2005, 2006). La GEIH se implantó a partir del tercer trimestre de 2006.

⁷ Las once nuevas ciudades capitales que entraron en el IPC 08 son: Tunja, Florencia, Popayán, Valledupar, Quibdó, Riohacha, Santa Marta, Armenia, Sincelejo, Ibagué y San Andrés.

⁸ Las ciudades que investiga el IPC 98 son: Bogotá, Medellín, Cali, Barranquilla, Manizales, Bucaramanga, Pasto, Pereira, Cúcuta, Montería, Neiva, Cartagena y Villavicencio.

a partir de este mes. Debido a ello, estas no son incluidas en el análisis, mientras que las trece áreas metropolitanas tienen estimaciones mensuales del IPC desde diciembre de 1988, período base del IPC 60.

Por otra parte, con la aplicación de la Encuesta Continua de Hogares (ECH) desde el primer trimestre de 2000, el DANE indaga de manera regular las condiciones del mercado laboral de las trece áreas metropolitanas, como dominios muestrales autorrepresentados, y registra el ingreso y las horas semanales trabajadas normalmente, de manera separada para los empleos principal y secundario; antes de aplicarse la ECH se preguntaba de manera conjunta para los dos empleos. A partir del tercer trimestre de 2006, el DANE incorporó cambios metodológicos importantes a estas encuestas, lo que dio origen a la GEIH⁹, y mantuvo las trece áreas metropolitanas de la ECH como dominios muestrales.

Los indicadores provenientes de la ECH y la GEIH, como la TORS, el salario mediano en el empleo principal de los obreros y empleados particulares y del gobierno, el ingreso laboral mediano de la población ocupada en el empleo principal y la tasa de desempleo, se tomaron para el total y para los estratos de ingreso bajo, medio y alto, dentro de cada área metropolitana, definidos respectivamente por el 50%, el 45% y el 5% de la población ordenada de menor a mayor por su ingreso per cápita¹⁰, excluyendo los hogares unipersonales dado que las metodologías del IPC 98 y del IPC 08 no los tiene en cuenta en la determinación de las preferencias de los consumidores colombianos. Con base en esta información, se construyeron cuatro paneles balanceados de datos trimestrales, desde el primer trimestre de 2000 al cuarto trimestre de 2009, donde los individuos son cada una de las trece áreas metropolitanas que investigó el IPC 98.

⁹ Los cambios metodológicos se presentaron en todos los órdenes: en el trabajo de campo, el formulario y la muestra, e implicaron una ruptura de la series del mercado laboral. Esta ruptura perduró aproximadamente un año. A partir del tercer trimestre de 2007 el DANE redujo el tamaño del formulario de la GEIH al tamaño de la ECH con algunas salvedades, lo que volvió comparables las series del mercado laboral con la ECH.

¹⁰ El ingreso per cápita corresponde a las personas de la unidad de gasto, es decir, excluye los pensionistas y empleados domésticos residentes en el hogar.

IV. LA RELACIÓN ENTRE EL SML Y LA INFLACIÓN

Como ya lo evidenciaron para Colombia otros autores como Misas y Oliveros (1994) y Rubio (1991), existe una relación muy marcada entre el SML y la inflación. Los primeros encuentran relaciones con causalidad bidireccional y estadísticamente significativas tanto de corto como de largo plazo entre las dos series y el segundo autor una elasticidad de 1,05 del SML respecto a la inflación. De igual forma, un estudio reciente sobre formación de precios de Misas, López y Parra (2009) muestra evidencia de que el SML fijado cada año es considerado por las empresas pequeñas y medianas colombianas un factor importante en el momento de revisar los precios, mientras que las grandes empresas dan mayor importancia a la meta de inflación fijada por el Banco de la República. Los Gráficos 1 y 2 del panel A ratifican la estrecha relación entre el SML y la inflación, evidenciada por estos autores.

El Gráfico 1 muestra un patrón sincronizado en la tendencia y en la estacionalidad reflejada por la dinámica de los logaritmos del SML nominal y del IPC en diferencias de orden 1 (variación relativa trimestral). Las tendencias de las dos series son decrecientes en el tiempo. La estacionalidad muestra que la mayor variación trimestral para las dos series ocurre en el primer trimestre y, luego, en los trimestres subsiguientes la inflación decrece paulatinamente mientras que el SML nominal cae abruptamente a cero debido a que, en el período analizado, hay un único incremento anual decretado generalmente por el gobierno en diciembre del año anterior, con vigencia en el año siguiente. La correlación contemporánea trimestral de las dos series es 0,69.

El Gráfico 2 muestra las tendencias de las diferencias de orden 4 de los logaritmos del SML nominal y del IPC para el primer trimestre (variación anual en el primer trimestre). Las dos series se siguen una a la otra con una correlación contemporánea de 0,95, lo que confirma la relación estrecha entre estas dos variables.

V. LA ESPECIFICACIÓN DEL MODELO

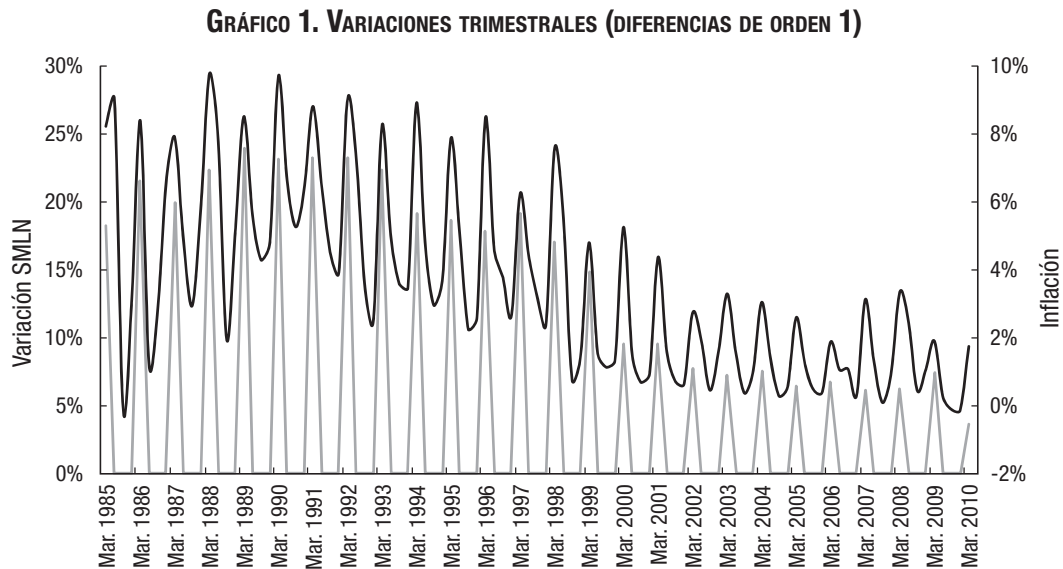
A. Aspectos teóricos

Uno de los postulados de la teoría económica argumenta que ante aumentos del SML y los costos de los demás factores de la producción invariantes, los productores los trasladan a los precios del consumidor final, particularmente en los bienes y servicios básicos intensivos en mano de obra no calificada remunerada por el

SML¹¹. Sin embargo, el ajuste de los precios ante el choque puede ser incompleto o gradual por las teorías de rigideces de precios¹². Según Misas, López y Parra (2009), la hipótesis de la fijación de precios con base en costos es la principal explicación del porqué las firmas colombianas no cambian frecuentemente los precios y, según estos mismos autores, son menos flexibles las que producen bienes finales con respecto a las que producen bienes intermedios y de capital.

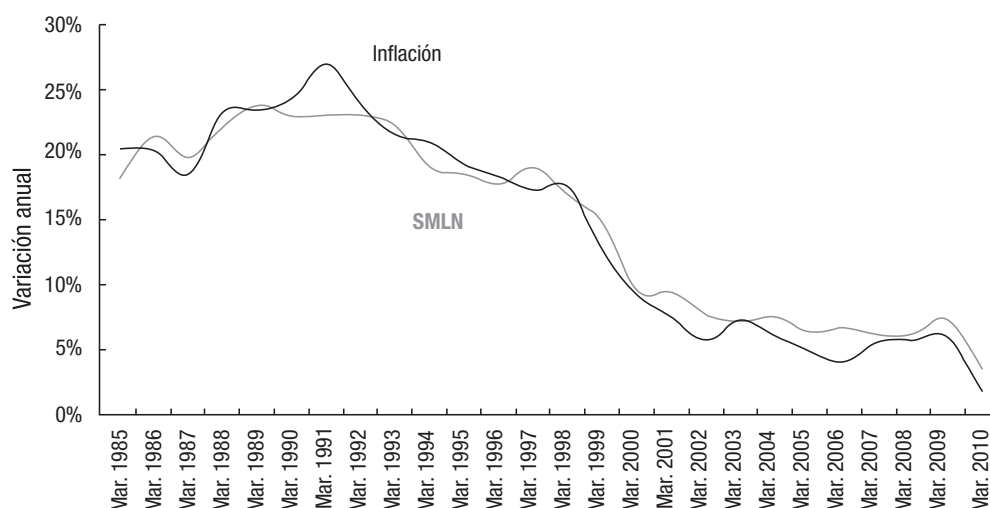
Con respecto a los consumidores, por incrementos en el SML ellos pueden ver que aumentan más rápido los precios relativos de los bienes y servicios básicos intensivos en mano de obra remunerada por el SML y, debido a ello, por su inelasticidad respecto al ingreso (elasticidad-ingreso menor que 1), los consumidores de ingresos bajos remunerados por el SML pueden llegar a pagar por estos bienes, considerados necesarios, proporcionalmente más de su nuevo salario.

1. Diferencias de los logaritmos naturales del IPC y del salario mínimo legal nominal (SMLN)



¹¹ El modelo para comercio internacional de Heckscher-Ohlin postula que países con abundancia relativa de un factor se especializan en la producción de bienes y servicios intensivos en ese factor. Colombia produce bienes básicos de sectores como el agrícola, el textil, la vivienda y los servicios, muy intensivos en mano de obra remunerada por el SML.

¹² Como costos de menú, contratos implícitos y calidad o falta de coordinación entre las empresas.

GRÁFICO 2. VARIACIONES ANUALES AL PRIMER TRIMESTRE (DIFERENCIAS DE ORDEN 4)

Fuente: cálculos con base en http://www.banrep.gov.co/estad/dsbb/srea_020.xls, consultada el 12 de abril de 2009, y DANE.

De la misma manera, dado que el gasto en los bienes y servicios básicos tiene una alta participación en el gasto total, la inflación nacional está determinada en gran medida por la velocidad del cambio en sus precios. Tal es el caso del grupo de alimentos y la vivienda, con un porcentaje en la canasta nacional del IPC de 28,2% y 30,1%, respectivamente¹³.

Además, con ingreso constante, según Engel, a mayor participación de los bienes básicos en el total de ingreso de los hogares, menor bienestar. Si los precios de estos bienes crecen a un ritmo superior que los precios de los demás bienes, esto causa mayor inflación en la población de ingresos bajos con respecto a la de ingresos medios y, a su vez, en esta en cuanto a la de ingresos altos. Por consiguiente, los hogares de menor ingreso pierden relativamente mayor bienestar si el efecto sustitución no es importante. Para Colombia, se confirma la observación de Engel de que las participaciones del grupo de alimentos en las canastas del IPC para los estratos bajo, medio y alto son respectivamente de 34,7%, 27,1% y 18,2%¹⁴.

Para encontrar evidencia sobre el efecto redistributivo de la inflación por aumentos en el SML, se compatibiliza la información de la población afectada por el SML, sus salarios y su tasa de desempleo proveniente de las encuestas de hogares con

¹³ Ponderaciones del IPC base 2008, DANE.

¹⁴ Ponderaciones del IPC base 2008, DANE.

los índices de precios de las canastas de bienes y servicios del IPC, por estratos de ingreso per cápita. La evidencia encontrada por esta investigación está bajo los supuestos de un índice de precios de Laspeyres, como el utilizado por el DANE en la medición del IPC, que no considera movilidad de la población en el tiempo entre los estratos de ingreso, ni sustitución alguna entre los bienes y servicios por cambios de sus precios relativos.

B. El modelo empírico y su estimación

Siguiendo a Aaronson (2001) y Lemos (2004, 2005), se plantea una ecuación donde los precios están en función de los costos y tienen una relación inversa con la maximización del beneficio de las empresas, en mercados de competencia imperfecta, así:

$$\Delta \ln IPC_{it} = \alpha + \sum_{l=0}^3 \beta_l \Delta \ln SML_{it-l} + \chi \Delta \ln W_{it} + \delta r_{it} + \varepsilon \Delta \ln TD_{it} + \varphi \Delta \ln P_{it} + \sum_{l=1}^3 \gamma_l \Delta \ln IPC_{it-l} + e_t + \mu_{it} \quad (1)$$

$\therefore i = 1, \dots, I$ ciudades y $t = 1, \dots, T$ trimestres

Para la ciudad i y el trimestre t , el IPC_{it} es el índice de precios al consumidor; los costos son modelados con: el salario mínimo legal (SML_{it}) con tres períodos de rezago, el salario mediano (W_{it}) de los asalariados particulares y del gobierno que devengan ingresos mayores que cero en su empleo principal y la variación trimestral de la tasa de interés nominal de los certificados de depósitos a término fijo (DTF) de noventa días (r_{it})¹⁵. Por su parte, las variables de control son: la tasa de desempleo (TD_{it}), una medida de productividad (P_{it}), definida como el ingreso laboral mediano en el empleo principal de los ocupados con ingresos superiores a cero, el IPC_{it} rezagado tres trimestres y los efectos fijos de trimestre (e_t); los efectos de ciudad (e_i) desaparecen con la aplicación del operador de primeras diferencias; y μ_{it} es el término de error.

¹⁵ Como hay valores negativos, en lugar de la diferencia de logaritmos se tomó la variación relativa trimestral. A la DTF real (descontada la inflación nacional) a noventa días promedio del último mes de cada trimestre se le adicionó la inflación trimestral de cada estrato de ingreso de cada ciudad.

Dado que el SML no se puede identificar en la ecuación (1), este se sustituye por la tasa de ocupados remunerados por el SML (TORS)¹⁶. El hecho de ser el SML un valor constante para todas las regiones y ciudades del país, que durante un año de vigencia no sufre cambios, no permite su identificación. Con la TORS se consigue variabilidad y se captura la pérdida de poder adquisitivo del SML a través del tiempo frente a incrementos de los precios por estrato de ingreso y ciudad.

Sin embargo, el coeficiente de la TORS en la ecuación (1) no entrega de manera inmediata la magnitud del impacto de los aumentos en el SML sobre la inflación, aunque sí los impactos relativos de los precios al consumidor final por niveles de ingreso. Con el fin de cuantificar la magnitud del impacto es necesario estimar el cambio en la TORS por un incremento en el SML a través del índice de Kaitz (1970)¹⁷, utilizando un panel dinámico en primeras diferencias para las trece áreas metropolitanas, cuya variable dependiente es el logaritmo natural de la TORS y cuyas variables independientes son: tres rezagos del logaritmo natural de la TORS, el logaritmo natural del índice de Kaitz con tres trimestres de rezago y los demás regresores de la ecuación (1). Con un nivel de significancia del 1% se encontró una elasticidad total del cambio por el cambio de 1,52, resultado de la suma de los coeficientes contemporáneo de 0,81 y de 0,71 para un rezago del índice de Kaitz; los coeficientes de dos y tres rezagos no son estadísticamente diferentes de cero con este nivel de significancia¹⁸. Véanse en el Anexo 1 las estimaciones de este panel dinámico utilizando el método de Arellano y Bover (1995) y de Blundell y Bond (1998), en conjunto con las pruebas estadísticas de especificación del modelo. Los coeficientes contemporáneos y hasta tres rezagos de la TORS de la ecuación (1) se multiplicaron por este efecto total de 1,52 para hallar la magnitud del impacto inflacionario de un incremento del 10% en el SML. Card y Krueger (1995) de manera similar multiplican por 0,6 la fracción de trabajadores afectados por el SML, que consideran una aproximación de la elasticidad contemporánea de esta fracción con respecto al SML. Igualmente, Lemos (2005) estima esta elasticidad contemporánea

¹⁶ Porcentaje de ocupados que ganan entre 0,95 y 1,05 SML diarios en su empleo principal con respecto a la población en edad de trabajar.

¹⁷ El índice de Kaitz (1970) es la relación entre el SML y la mediana de los salarios mayores que cero devengados en el empleo principal por los obreros y empleados particulares y del gobierno.

¹⁸ Con un panel *log-log* estimado con efectos fijos sin rezagos se obtiene una elasticidad de 0,672.

en 0,6 para hallar la magnitud de los efectos en el nivel de precios de Brasil por aumentos en el SML.

Por otra parte, en la especificación del modelo planteado en la ecuación (1) se considera que la inflación no se ajusta de manera instantánea al nivel de equilibrio de largo plazo sino que presenta algún grado de persistencia temporal, lo que se refleja en los tres rezagos de la variable dependiente; además, se considera que el ajuste de los precios por un choque ocasionado por un incremento del SML puede ser incompleto o gradual, según las teorías de rigideces de precios. También se tiene en cuenta la estacionalidad marcada de la variable dependiente que muestra el Gráfico 1 del panel A, siendo regularmente mayor en el primer trimestre y menor en el cuarto trimestre del año, a través de $T - 1$ variables indicadas trimestrales que recogen además otros efectos fijos o choques de precios en el tiempo.

Bajo el supuesto que en ausencia de incrementos del SML los precios cambian a la misma velocidad para todos los consumidores, la comparación de los índices de precios es una buena estimación de los cambios en precios relativos experimentados por las poblaciones de cada uno de los niveles de ingreso después de un choque en el SML. Sin embargo, los cambios de los precios relativos pueden deberse a cambios de otras variables diferentes a los cambios del SML, como por ejemplo, para el caso colombiano, el cambio de régimen a inflación objetivo y flotación cambiaria ocurrido en septiembre de 1999 y los choques de oferta y demanda por alimentos ocurridos recientemente¹⁹. Para controlar por estas variables y otras que pudieran ser omitidas en la especificación del modelo empírico, la teoría estadística recomienda utilizar regresiones de datos panel, que además facilitan cuantificar los efectos rezagados de una política económica. Wooldridge (2002) y Green (2003).

La ecuación (1) se aplica a los estratos de ingresos bajo, medio y alto, considerando dos funciones de producción: $Y = f(K,L)$ y $Y = f(L)$, donde L es el factor trabajo y K es el factor capital, suponiendo para la segunda que el trabajo es el único factor de producción en el largo plazo y, por consiguiente, el coeficiente δ de la tasa de interés DTF nominal de noventa días es igual a cero. Si los coeficientes β son

¹⁹ En los períodos 2001-2002 y 2005-2007, en Colombia la inflación fue regresiva y contrapobre, resultado de mayores aumentos en los precios relativos de los alimentos respecto a los demás bienes (Lasso, 2008).

mayores (menores) para la población de bajos ingresos respecto a la población de altos ingresos, se puede concluir que esta población enfrenta una mayor (menor) inflación ante un incremento del SML, controlando por las variables omitidas y por la endogeneidad ocasionada por la persistencia temporal de la inflación.

Según Arellano y Bond (1991), Arellano y Bover (1995), Blundell y Bond (1998) y Arellano (2003), la ecuación (1) es un panel de datos dinámico que mantiene un problema clásico de endogeneidad por la correlación que existe entre el término de error y los rezagos de la variable dependiente, bajo el supuesto estadístico de que en la ecuación en niveles los residuos son serialmente independientes y en la ecuación en primeras diferencias tienen autocorrelación de orden 1 y no de orden 2. Para superar la endogeneidad el modelo se estima con variables instrumentales a través del método generalizado de los momentos (*generalized method of moments*, GMM). Eliminados con las primeras diferencias los efectos de ciudad que pueden ser fijos o aleatorios, este método utiliza como variables instrumentales las diferencias de primer orden rezagadas o los rezagos de la variable dependiente en niveles; cuanto más grande sea el número de períodos T , se dispone de un conjunto mayor de variables instrumentales, aunque no necesariamente esto es lo mejor. Con el fin de encontrar un conjunto válido de variables instrumentales, se utiliza la prueba estadística de sobreidentificación de Sargan.

Para el período de análisis comprendido entre el primer trimestre de 2000 y el cuarto trimestre de 2009, las primeras diferencias del IPC y de la TORS son estacionarias contemporáneamente y hasta con tres rezagos, según la prueba estadística de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS, 1992), con cualquier nivel de significancia estadística. Las demás series son estacionarias al 5% de significancia estadística con excepción de unos casos donde llegan a ser estacionarias al 1%²⁰.

Las estimaciones de los cuatro paneles de datos dinámicos se muestran en el Anexo 2 junto a las pruebas estadísticas de Sargan sobre la validez del conjunto de instrumentos utilizados y las pruebas sobre los errores de existencia de autocorrelación serial de orden 1 y de independencia serial de orden 2. Las pruebas estadísticas de Sargan en los paneles que incluyen variables de control e indicadas para cada trimestre, validan el conjunto de instrumentos utilizado, tanto en Arellano y Bover

²⁰ También se realizaron las pruebas de raíz unitaria de Dickey-Fuller y Phillips-Perron, rechazando en la mayoría de los casos la hipótesis nula de raíz unitaria con un nivel de significancia del 5%. Las pruebas KPSS se encuentran disponibles en Lasso (2010).

(1995)/Blundell y Bond (1998), como en Arellano y Bond (1991). En los restantes paneles se rechaza la hipótesis nula de validez de los instrumentos con un nivel de confianza del 100%, según los valores altos de la estadística de Sargan. Por otra parte, todos los paneles tienen dependencia serial en los errores de orden 1 según los valores del estadístico Z .

VI. RESULTADOS

El Cuadro 2 muestra el impacto inflacionario de un aumento del 10% en el SML por nivel de ingreso y para dos funciones de producción: $f(L)$ y $f(K,L)$. Las estimaciones corresponden al método de Arellano y Bover (1995)/Blundell y Bond (1998), dado que las pruebas de especificación del modelo fueron estadísticamente las más robustas, con tres rezagos de la variable dependiente y de la variable de choque, variables de control y *dummies* trimestrales. La magnitud del impacto inflacionario es el producto de multiplicar todas las estimaciones por un efecto total de 1,52%, resultado de un efecto contemporáneo de 0,81% y con un rezago de 0,71% de un cambio del 1% en el índice de Kaitz sobre el cambio relativo de la TORS. Las demás estimaciones se pueden ver en el Anexo 2.

Sin considerar los efectos en el empleo y en los beneficios de las empresas, ni en el impacto que pueda tener sobre el salario de mercado, la magnitud del impacto anual de un aumento del 10% en el SML sobre la inflación nacional es de 0,61% para una función de producción con capital y trabajo, mientras que para una función con solo el factor trabajo es ligeramente superior y llega a 0,65%²¹. En adelante, debido a la similitud y la robustez de las estimaciones, solo se analizarán los resultados que arroja la función con dos factores: capital y trabajo.

La estimación de la magnitud no tiene en cuenta la cada vez mayor relevancia que se le confiere al SML como referente para la fijación de otros precios de la economía colombiana, pero toma en cuenta el efecto de un aumento en el SML sobre los precios de los bienes y servicios que utilizan, en mayor o menor grado, el factor trabajo no calificado en su proceso productivo. Sin embargo, la magnitud baja del impacto inflacionario se explica por la baja cobertura o incidencia del SML,

²¹ Teniendo en cuenta solo el efecto contemporáneo del cambio relativo del índice de Kaitz sobre el cambio relativo de la TORS (0,81), la magnitud se reduce a solamente 0,32% para $f(K,L)$ y 0,34% para $f(L)$.

pues de cada cien ocupados de las trece ciudades, en el tercer trimestre de 2009, aproximadamente tres son remunerados por el SML, lo que equivale a una TORS de 1,7% (véase Cuadro 1). La población ocupada no calificada debe recibir al menos un SML, pero recibe ingresos laborales inferiores al SML por estar vinculada a actividades informales y quienes reciben salarios son sujetos de la evasión al SML. Según López (2010), en el primer semestre del año pasado, el 44% (7,9 millones) de 18 millones de trabajadores recibían ingresos laborales por día inferiores al SML. Este porcentaje se eleva al 72% en las zonas rurales y es de 36% en las cabeceras municipales.

CUADRO 2. EFECTOS EN TÉRMINOS PORCENTUALES DE UN INCREMENTO DEL 10% EN EL SML SOBRE LOS PRECIOS, SEGÚN ESTRATOS DE INGRESO PER CÁPITA

Nivel de ingreso	Función de producción F(L)						Función de producción F(K;L)					
	Contemporáneo		6 meses		1 año		Contemporáneo		6 meses		1 año	
	Coef	Pr > Itl	Coef	Pr > Itl	Coef	Pr > Itl	Coef	Pr > Itl	Coef	Pr > Itl	Coef	Pr > Itl
Total	0,27	0,00	0,46	0,00	0,65	0,00	0,25	0,00	0,41	0,00	0,61	0,00
Bajo	0,22	0,00	0,40	0,00	0,63	0,00	0,19	0,00	0,35	0,00	0,55	0,00
Medio	0,17	0,00	0,28	0,00	0,37	0,01	0,17	0,00	0,26	0,00	0,35	0,00
Alto	0,00	0,65	0,00	0,83	0,0	0,60	0,00	0,97	0,00	0,46	0,0	0,29

Paneles de trece áreas metropolitanas, trimestres del 1:2000 al 4:2009. Las estimaciones están multiplicadas por el cambio de la TORS de 1,52% debido a un cambio del 1% en el índice de Kaitz contemporáneo y con un rezago.

Fuente: cálculos del autor con base en el IPC y Encuestas de Hogares del Mercado Laboral. DANE

Tomando en consideración los estratos de ingreso definidos por el IPC, se encuentra que el estrato bajo enfrenta el mayor impacto inflacionario por aumentos en el SML, con respecto a los estratos medio y alto. La población de ese estrato se enfrentó a aumentos en los precios de 0,19% en el mismo trimestre en que se produce el incremento del 10% en el SML, 0,35% a los seis meses y 0,55% al año; mientras tanto, el estrato medio se enfrentó a inflaciones de 0,17%, 0,26% y 0,35%, respectivamente, y el estrato alto no enfrentó aumentos en los precios. Estos cambios en los precios relativos son regresivos respecto a la distribución del ingreso y son mayores en el estrato bajo, menores en el medio y nulos en el estrato alto.

En Lasso (2010), se presentan los impactos inflacionarios por quintil y decil de ingreso, producto de un incremento del 10% en el SML. Estos siguen siendo

regresivos y estadísticamente significativos. Sin embargo, se evidencian mayores impactos inflacionarios en el centro de la distribución, en el tercer quintil y quinto decil, debido, por un lado, a mayores TORS vinculadas al sector formal de la economía y, por otro, a que destinan un alto porcentaje de su ingreso a la adquisición de bienes y servicios básicos que son intensivos en mano de obra remunerada por el SML; mientras tanto, en los hogares más pobres sus ocupados son trabajadores por cuenta propia dedicados al “rebusque” en el sector informal y con ingresos inferiores a un SML, y cuando llegan a ser asalariados, reciben salarios por debajo de un SML; por último, los hogares con ingresos altos dependen en menor escala de mano de obra remunerada por el SML, ya sea porque sus salarios son superiores, dada su mayor calificación y capital humano, o bien porque sus ingresos dependen en una parte importante de rentas del capital.

VII. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

Como hecho estilizado, existe una completa sincronización entre el SML nominal y la inflación y sus tendencias y estacionalidades van de la mano. Sus tendencias son decrecientes en el período analizado y sus estacionalidades muestran que la mayor variación trimestral se presenta en el primer trimestre del año y luego la inflación disminuye paulatinamente hasta llegar a la menor variación en el cuarto trimestre de cada año; mientras tanto, el SML nominal cae abruptamente a variación cero después del primer trimestre, producto del único incremento anual que decreta el gobierno al final de cada año y para el año siguiente.

El SML no es un instrumento de política de ayuda a los más pobres. Sirve de referente en la fijación de otros precios de la economía, pero menos para fijar la remuneración de la población ocupada no calificada, su población objetivo. Para las trece áreas metropolitanas, de un total de 6,2 millones de ocupados no calificados registrados en la GEIH del tercer trimestre de 2009, solo el 3,7% son remunerados por el SML diario y la TORS de esta población apenas llega al 1,9%. Para el 10% de la población más pobre de un total de 468.000 ocupados, solo el 2,9% está remunerado por el SML, cuya TORS es de apenas el 1%. En general, para el total de las trece ciudades la TORS llega a ser 1,7%. El sector productivo demanda poca mano de obra remunerada por el salario mínimo de los hogares pobres. Según López (2010), hay un sesgo contra la demanda de mano de obra no calificada, que se ha acentuado por causa de distorsiones en el salario mínimo y por los incentivos a la

inversión de capital. A ello se agregan los salarios indirectos por concepto de prestaciones sociales, parafiscales y seguridad social, que encarecen de manera relativa la contratación de mano de obra no calificada. Esto se convierte en un círculo vicioso, pues cuando sube el salario mínimo para ayudar a los pobres, aumentan los salarios indirectos para prestarles mejores servicios sociales y mejor calidad de vida, pero el resultado final es que los pobres son menos demandados y se alejan cada vez más del acceso al SML y de los beneficios que ofrece el estar vinculado al sector formal.

Sin tener en cuenta los cambios en el empleo, los beneficios de las empresas y sobre la determinación del salario de mercado, la magnitud de los impactos en la inflación es mínima (0,61% anual) por un aumento del 10% en el SML, lo que se evidencia mucho más por la baja cobertura o incidencia del SML, aunque son regresivos respecto a la distribución del ingreso y estadísticamente significativos.

Por otra parte, la inflación llega a afectar más severamente a la población con niveles medios y bajos de ingreso, debido a que los bienes básicos son relativamente más intensivos en mano de obra no calificada remunerada por el SML y por la inelasticidad respecto al ingreso de estos bienes.

Finalmente, a los empleadores les interesa que los aumentos reales del SML sean mínimos o que incluso sean eliminados. A los asalariados no calificados vinculados al sector formal les interesan aumentos reales ilimitados con acceso a una seguridad social sin restricciones y servicios sociales cada vez mejores. En contraste, los trabajadores del sector informal y los desempleados no tienen intereses explícitos, aunque son la población pobre que mayor necesidad tiene de empleo formal; además, tampoco tienen quien los represente. Sin embargo, es indispensable disminuir la brecha entre el SML y el salario de mercado. En consecuencia, es importante asumir medidas, tanto por el lado de la demanda como por el lado de la oferta, para aumentar el acceso de las familias pobres al SML, aumentar la incidencia del SML y, por consiguiente, aumentar la formalización del empleo. Por el lado de la oferta, es relevante implementar políticas para aumentar el acceso a la educación superior y a la capacitación para el trabajo para mejorar su productividad. Por el lado de la demanda, además del crecimiento económico, es necesario disminuir el sesgo en los precios relativos de los factores en contra de la mano de obra no calificada. López (2010) propone unas estrategias de mediano y largo plazo en torno a estas sugerencias de política.

REFERENCIAS

- Aaronson, D. (2001). Price pass-through and the minimum wage. *Review of Economics and Statistics*, 83, 158-169.
- Arango, L. E., Ardila, L. K., & Gómez, M. I. (2010). *Efecto del cambio del salario mínimo en el precio de las comidas fuera del hogar en Colombia* (Borradores de Economía N° 584). Banco de la República.
- Arango, C., & Pachón, A. (2004). *Minimum wages in Colombia: Holding the middle with a bite on the poor* (Borradores de Economía N° 280). Banco de la República.
- Arango, L. E., & Posada, C. E. (2006). *Los salarios de los funcionarios públicos en Colombia, 1978-2005* (Borradores de Economía N° 417). Banco de la República.
- Arellano, M. (2003). *Panel data econometrics*. Oxford University Press.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.
- Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68, 29-51.
- Bell, D., & Wright, R. (1996). The impact of minimum wages on the wages of the low paid: Evidence from the wage boards and councils. *The Economic Journal*, 106, 650-656.
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel-data models. *Journal of Econometrics*, 87, 115-143.
- Brown, C. (1999). Minimum wages, employment, and the distribution of income. En O. Ashenfelter & D. Card (Eds.), *Handbook of Labor Economics* (pp. 2101-2163). Amsterdam, Nueva York y Oxford: Elsevier Science.
- Brown, C., Gilroy, C., & Kohen, A. (1982). The effect of the minimum wage on employment and unemployment. *Journal of Economic Literature*, XX, 487-528.
- Burkhauser, R., Couch, K., & Wittenberg, D. (1996). Who gets what from minimum wage hikes: A re-estimation of card and krueger's distributional analysis in myth and measurement: The new economics of the minimum wage. *Industrial and Labor Relations Review*, 49, 547-552.
- Card, D., & Krueger, A. (1994). Minimum wages and employment: A case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania. *American Economic Review*, 84, 772-193.

- Card, D., & Krueger, A. (1995). *Myth and measurement: The new economics of the minimum wage*. Princeton University Press.
- Código Sustantivo del Trabajo*. Bogotá: Legis.
- DANE. (1998). *Metodología IPC-98*, disponible en http://www.dane.gov.co/files/investigaciones/fichas/metodologia_IPC-98.pdf.
- DANE. (2005). *Manual de conceptos básicos y de recolección de la Encuesta Continua de Hogares (ECH), etapas 0501, 0502 y 0503 de enero a marzo*.
- DANE. (2006). *Manual de conceptos básicos y de recolección de la GEIH, etapa 0609 de septiembre*.
- Freeman, R. B. (1994). Minimum Wages-Again! *International Journal of Manpower*, 15, 8-25.
- Freeman, R. B. (1996). The minimum wage as a redistributive tool. *The Economic Journal*, 106, 639-649.
- Greene, W. H. (2003). *Econometric analysis* (5th ed.). Nueva York: New York University, Prentice Hall.
- Hernández, G., & Lasso, F. J. (2003). Estimación de la relación entre salario mínimo y empleo en Colombia: 1984-2000. *Revista de Economía del Rosario*, 6(2), 11-17.
- Hernández, G., Pinzón, E. (2006). El efecto del salario mínimo sobre el empleo y los salarios. *Archivos de Economía*, Documento N° 316, Departamento Nacional de Planeación.
- Kaitz, H. (1970). Experience of the past: The national minimum, youth at the unemployment and minimum wages. *US Bureau of Labour Statistics Bulletin* N° 1657, 30-54.
- Katz, L., & Krueger, A. (1992). The effect of the minimum wage on the fast food industry. *Industrial and Labor Relations Review*, 46(1), 6-21.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- Lasso, F. (2010). *Incrementos del salario mínimo legal: ¿Cuál es el impacto redistributivo del cambio en los precios relativos al consumidor?* (Borradores de Economía N° 598). Banco de la República.
- Lasso, F. J. (2008). *Impacto de los cambios de precios relativos en pobreza y desigualdad en Colombia: 1998-2007* (Borradores de Economía N° 518). Banco de la República.
- Lee, D., & Schmidt, P. (1996). On the power of the KPSS test of stationarity against fractionally-integrated alternatives. *Journal of Econometrics*, 73, 285-302.

- Lemos, S. (2004). *The effect of the minimum wage on prices across income levels in Brazil* (Working Paper 04/22). University of Leicester, UK.
- Lemos, S. (2005). *Minimum wage effects on wages, employment and prices: implications for poverty alleviation in Brazil* (Working Paper 05/15). University of Leicester, UK.
- López, H. (2010). *El mercado laboral colombiano: tendencias de largo plazo y sugerencias de política*. Mimeo, Medellín: Banco de la República.
- López, H., & Lasso, F. J. (2008). *Salario mínimo, salario medio y empleo asalariado privado en Colombia. Un estudio exploratorio sobre la evasión al mínimo legal* (Borradores de Economía N° 484). Banco de la República.
- Machin, S., & Manning, A. (1996). Employment and the introduction of a minimum wage in Britain. *The Economic Journal*, 106, 667-676.
- Misas, M., López, E., & Parra, J. C. (2009). *La formación de precios en las empresas colombianas: evidencia a partir de una encuesta directa* (Borradores de Economía N° 569). Banco de la República.
- Misas, M., & Oliveros, H. (1994). *La relación entre salarios y precios en Colombia: un análisis econométrico* (Borradores de Economía N° 7). Banco de la República.
- Núñez, J., & Bonilla, J. (2001). ¿Quiénes se perjudican con el salario mínimo en Colombia? *Coyuntura Social*, 24, 87-110.
- Posso, C. M. (2010). *Incrementos del salario mínimo legal: un análisis de los costos y beneficios sobre los hogares colombianos en el año 2006* (Borradores de Economía N° 595). Banco de la República.
- Rubio, M. (1991). *Salario mínimo, criterios para su fijación. Políticas de empleo y modernización económica*, 15. Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, PNUD y OIT.
- Sloane, P., & Theodossiou, I. (1996). Earnings mobility, family income and low pay. *The Economic Journal*, 106, 657-666.
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*, Cambridge, MA-London, England: The MIT Press.

ANEXOS

Anexo 1. Estimación del impacto trimestral de un cambio relativo en el índice de Kaitz sobre el cambio relativo de la TORS

ESTIMACIONES GMM DE ARELLANO Y BOVER (1995) Y BLUNDELL Y BOND (1998). PANEL DINÁMICO PARA EL TOTAL DE TRECE ÁREAS METROPOLITANAS, TRIMESTRES DEL 2000.1 AL 2009.4

Variables	Arellano-Bond				Arellano-Bover/Blundell-Bond			
	Sin dummies trimestrales		Con dummies trimestrales		Sin dummies trimestrales		Con dummies trimestrales	
	coef	es	coef	es	coef	es	coef	es
LD.LN(TORS)	-0,280***	0,051	-0,481***	0,056	-0,213***	0,040	-0,480***	0,051
L2D.LN(TORS)	-0,105	0,051	-0,243***	0,061	-0,010	0,041	-0,217***	0,056
L3D.LN(TORS)	0,005	0,049	-0,054	0,053	0,025	0,048	-0,024	0,052
D.LN(Kaitz)	0,569***	0,264	0,660***	0,243	0,665***	0,248	0,807***	0,233
LD.LN(Kaitz)	-0,094	0,236	0,571***	0,239	-0,101	0,205	0,715***	0,225
L2D.LN(Kaitz)	-0,205	0,235	0,397*	0,242	-0,165	0,208	0,411*	0,235
L3D.LN(Kaitz)	-0,205	0,224	0,034	0,213	-0,006	0,207	0,065	0,208
Cambio de la DTF nominal	0,028*	0,015	0,010	0,011	0,029**	0,015	0,010	0,011
D.LN (Ing. mediano ocupados)	-0,553**	0,243	-0,457	0,206	-0,483*	0,234	-0,391	0,199
D.LN (Tasa de desempleo)	-0,225***	0,067	-0,121*	0,068	-0,202***	0,065	-0,099*	0,067
Constante	0,005	0,010	0,051***	0,039	0,004	0,010	0,084***	0,038
Instrumentos	D.LN(TORS) _{t-5} , ..., D.LN(TORS) _{t-16}				D.LN(TORS) _{t-5} , ..., D.LN(TORS) _{t-16} , D2.LN(TORS) _{t-1}			
Número de observaciones	468		468		468		468	
AR(1)	-3,298		-3,058		-3,292		-3,141	
Ar(1) Prob > Z	0,001		0,002		0,001		0,002	
AR(2)	1,140		0,987		0,005		0,058	
AR(2) Prob > Z	0,254		0,324		0,996		0,954	
Sargan	379,924		319,507		397,518		336,798	
Sargan Prob > chi2	0,062		0,273		0,203		0,554	

Nota: *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,10.

Errores estándar(es) robustos para heterocedasticidad.

ANEXO 2. Estimaciones del cambio relativo de la TORS sobre la inflación**CUADRO A2.1. ESTIMACIONES GMM DE ARELLANO Y BOND (1991). PANEL DINÁMICO DE TRECE ÁREAS METROPOLITANAS, TRIMESTRES DEL 2000.1 AL 2009.4. INSTRUMENTOS: $D.LN(IPC)_{t-5}$, ..., $D.LN(IPC)_{t-17}$**

Variable	Total	Estrato de ingreso		
		Bajo	Medio	Alto
Con la tasa de interés nominal de los certificados de depósitos a término fijo (DTF) de 90 días. Modelo básico				
D.LN(TORS)	0,010***	0,005***	0,009***	-0,000
LD.LN(TORS)	0,014***	0,012***	0,012***	-0,000
L2D.LN(TORS)	0,010***	0,011***	0,008***	-0,000
L3D.LN(TORS)	0,007***	0,009***	0,002	-0,000
D.LN(Salario)	0,080***	0,037***	0,042***	0,005**
DTF 90 días /1	0,004***	0,007***	0,002***	0,002***
AR(1)	-3.336	-3.374	-3.460	-3.535
AR(2)	3.266	2.735	3.355	3.340
Sargan	479.565	461.752	478.869	425.405
Con tasa de desempleo y productividad definida como el ingreso laboral mediano en el empleo principal de los ocupados				
D.LN(TORS)	0,011***	0,008***	0,010***	0,000
LD.LN(TORS)	0,012***	0,010***	0,010***	-0,000
L2D.LN(TORS)	0,008***	0,008***	0,007***	-0,000
L3D.LN(TORS)	0,004**	0,006***	0,001	-0,000
D.LN(Salario)	0,068***	0,037***	0,028**	0,002
DTF 90 días /1	0,004***	0,007***	0,002***	0,002***
AR(1)	-3.238	-3.290	-3.353	-3.519
AR(2)	2.754	2.300	3.104	3.112
Sargan	432.911	427.554	445.695	416.188
Con tasa de desempleo, productividad definida como el ingreso laboral mediano en el empleo principal de los ocupados y dummies trimestrales				
D.LN(TORS)	0,015***	0,011***	0,010***	0,000
LD.LN(TORS)	0,010***	0,010***	0,006***	-0,000

(Continúa)

CUADRO A2.1. ESTIMACIONES GMM DE ARELLANO Y BOND (1991). PANEL DINÁMICO DE TRECE ÁREAS METROPOLITANAS, TRIMESTRES DEL 2000.1 AL 2009.4. INSTRUMENTOS: $D.LN(IPC)_{T-5}$, ..., $D.LN(IPC)_{T-17}$
(continuación)

Variable	Total	Estrato de ingreso		
		Bajo	Medio	Alto
L2D.LN(TORS)	0,005**	0,005**	0,003	-0,000*
L3D.LN(TORS)	0,007***	0,006***	0,002	-0,000
D.LN(Salario)	0,012	0,023***	-0,008	0,001
DTF 90 días /1	0,005***	0,007***	0,002***	0,007***
AR(1)	-3.143	-2.886	-3.261	-3.165
AR(2)	-1.725	-0.375	-1.954	-0.956
Sargan	366.758	350.103	332.513	175.429
Sin la tasa de interés nominal de los certificados de depósitos a término fijo (DTF) de 90 días.				
Modelo básico				
D.LN(TORS)	0,011***	0,008***	0,010***	-0,000
LD.LN(TORS)	0,016***	0,016***	0,013***	-0,000
L2D.LN(TORS)	0,010***	0,013***	0,008***	-0,000
L3D.LN(TORS)	0,008***	0,012***	0,003	-0,000
D.LN(Salario)	0,084***	0,039***	0,044***	0,005**
AR(1)	-3.401	-3.381	-3.431	-3.521
AR(2)	3.311	3.426	3.343	3.346
Sargan	450.591	445.264	453.004	423.995
Con tasa de desempleo y productividad definida como el ingreso laboral mediano en el empleo principal de los ocupados				
D.LN(TORS)	0,012***	0,010***	0,011***	0,000
LD.LN(TORS)	0,014***	0,014***	0,011***	-0,000
L2D.LN(TORS)	0,008***	0,012***	0,007***	-0,000
L3D.LN(TORS)	0,005**	0,009***	0,001	-0,000
D.LN(Salario)	0,075***	0,043***	0,029**	0,002
AR(1)	-3.374	-3.396	-3.372	-3.513
AR(2)	2.870	3.484	3.120	3.263
Sargan	408.525	411.746	423.583	414.954

(Continúa)

CUADRO A2.1. ESTIMACIONES GMM DE ARELLANO Y BOND (1991). PANEL DINÁMICO DE TRECE ÁREAS METROPOLITANAS, TRIMESTRES DEL 2000.1 AL 2009.4. INSTRUMENTOS: $D.LN(IPC)_{t-5}, \dots, D.LN(IPC)_{t-17}$
(continuación)

Variable	Total	Estrato de ingreso		
		Bajo	Medio	Alto
Con tasa de desempleo, productividad definida como el ingreso laboral mediano en el empleo principal de los ocupados y dummies trimestrales				
D.LN(TORS)	0,016***	0,013***	0,010***	0,000
LD.LN(TORS)	0,012***	0,011***	0,006***	-0,000
L2D.LN(TORS)	0,004*	0,006**	0,003	-0,000
L3D.LN(TORS)	0,007***	0,007***	0,002	-0,000
D.LN(Salario)	0,021**	0,030***	-0,007	0,003
AR(1)	-3.122	-3.134	-3.129	-3.161
AR(2)	-1.782	1.153	-1.953	-0,901
Sargan	328.020	313.939	303.365	196.889

Nota: *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,10. Número de observaciones 468. Errores estándar robustos para heterocedasticidad.
/1 Variación relativa trimestral de la tasa de interés nominal de los certificados de depósito a término fijo (DTF) de 90 días.

**CUADRO A2.2. ESTIMACIONES GMM DE ARELLANO Y BOVER (1995) Y BLUNDELL Y BOND (1998).
PANEL DINÁMICO DE TRECE ÁREAS METROPOLITANAS, TRIMESTRES DEL 2000.1 AL 2009.4.
INSTRUMENTOS: $D.LN(IPC)_{T-5}$, ... $D.LN(IPC)_{T-17}$; $D2.LN(IPC)_{T-1}$**

Variable	Total	Estrato de ingreso		
		Bajo	Medio	Alto
Con la tasa de interés nominal de los certificados de depósitos a término fijo (DTF) de 90 días. Modelo básico				
D.LN(TORS)	0,010***	0,005**	0,010***	0,000
LD.LN(TORS)	0,015***	0,013***	0,013***	0,000
L2D.LN(TORS)	0,011***	0,014***	0,009***	-0,000*
L3D.LN(TORS)	0,007***	0,011***	0,002	-0,000
D.LN(Salario)	0,099***	0,050***	0,057***	0,006***
DTF 90 días /1	0,004***	0,007***	0,002***	0,001*
AR(1)	-3.337	-3.407	-3.465	-3.509
AR(2)	3.071	2.934	3.178	3.262
Sargan	604.061	650.934	604.202	618.979
Con tasa de desempleo y productividad definida como el ingreso laboral mediano en el empleo principal de los ocupados				
D.LN(TORS)	0,011***	0,008***	0,011***	0,000
LD.LN(TORS)	0,012***	0,010***	0,012***	-0,000
L2D.LN(TORS)	0,008***	0,011***	0,008***	-0,000
L3D.LN(TORS)	0,004**	0,007***	-0,000	-0,000
D.LN(Salario)	0,088***	0,052***	0,045***	0,002
DTF 90 días /1	0,004***	0,008***	0,002***	0,001**
AR(1)	-3.207	-3.315	-3.354	-3.481
AR(2)	2.544	2.433	2.918	3.050
Sargan	528.882	546.936	538.463	579.578
Con tasa de desempleo, productividad definida como el ingreso laboral mediano en el empleo principal de los ocupados y dummies trimestrales				
D.LN(TORS)	0,016***	0,012***	0,011***	-0,000
LD.LN(TORS)	0,010***	0,011***	0,006***	-0,000
L2D.LN(TORS)	0,006***	0,006***	0,003	-0,000**

(Continúa)

CUADRO A2.2. ESTIMACIONES GMM DE ARELLANO Y BOVER (1995) Y BLUNDELL Y BOND (1998).
PANEL DINÁMICO DE TRECE ÁREAS METROPOLITANAS, TRIMESTRES DEL 2000.1 AL 2009.4.
INSTRUMENTOS: $D.LN(IPC)_{T-5}$, ... $D.LN(IPC)_{T-17}$; $D2.LN(IPC)_{T-1}$ (continuación)

Variable	Total	Estrato de ingreso		
		Bajo	Medio	Alto
L3D.LN(TORS)	0,007***	0,007***	0,003	-0,000
D.LN(Salario)	0,011	0,028***	-0,007	0,002
DTF 90 días /1	0,005***	0,006***	0,002***	0,007***
AR(1)	-3.282	-2.945	-3.324	-3.239
AR(2)	-0,932	0,563	-1.021	-1.699
Sargan	386.488	384.552	350.186	321.206
Sin la tasa de interés nominal de los certificados de depósitos a término fijo (DTF) de 90 días.				
A2 modelo básico				
D.LN(TORS)	0,011***	0,007***	0,011***	0,000
LD.LN(TORS)	0,017***	0,017***	0,014***	0,000
L2D.LN(TORS)	0,011***	0,017***	0,009***	-0,000*
L3D.LN(TORS)	0,008***	0,013***	0,002	-0,000
D.LN(Salario)	0,102***	0,050***	0,059***	0,006**
AR(1)	-3.422	-3.458	-3.464	-3.500
Ar(2)	3.135	3.355	3.142	3.254
Sargan	568.151	603.637	579.593	611.661
Con tasa de desempleo y productividad definida como el ingreso laboral mediano en el empleo principal de los ocupados				
D.LN(TORS)	0,013***	0,011***	0,012***	0,000
LD.LN(TORS)	0,014***	0,015***	0,013***	0,000
L2D.LN(TORS)	0,009***	0,015***	0,008***	-0,000
L3D.LN(TORS)	0,005**	0,011***	0,001	-0,000
D.LN(Salario)	0,096***	0,059***	0,047***	0,002
AR(1)	-3.392	-3.461	-3.414	-3.482
AR(2)	2.747	3.360	2.895	3.113
Sargan	504.499	532.948	523.802	571.966

(Continúa)

CUADRO A2.2. ESTIMACIONES GMM DE ARELLANO Y BOVER (1995) Y BLUNDELL Y BOND (1998).
PANEL DINÁMICO DE TRECE ÁREAS METROPOLITANAS, TRIMESTRES DEL 2000.1 AL 2009.4.
INSTRUMENTOS: $D.LN(IPC)_{T-5}$, ... $D.LN(IPC)_{T-17}$; $D2.LN(IPC)_{T-1}$ (continuación)

Variable	Total	Estrato de ingreso		
		Bajo	Medio	Alto
Con tasa de desempleo, productividad definida como el ingreso laboral mediano en el empleo principal de los ocupados y <i>dummies</i> trimestrales				
D.LN(TORS)	0,018***	0,014***	0,011***	0,000
LD.LN(TORS)	0,013***	0,012***	0,007***	-0,000
L2D.LN(TORS)	0,006**	0,007**	0,003	-0,000
L3D.LN(TORS)	0,007***	0,008***	0,003	-0,000
D.LN(Salario)	0,021**	0,035***	-0,006	0,003
AR(1)	-3.274	-3.254	-3.242	-3.186
AR(2)	-1.052	1.899	-0,746	-1.527
Sargan	342.517	341.801	318.780	315.438