

# espe

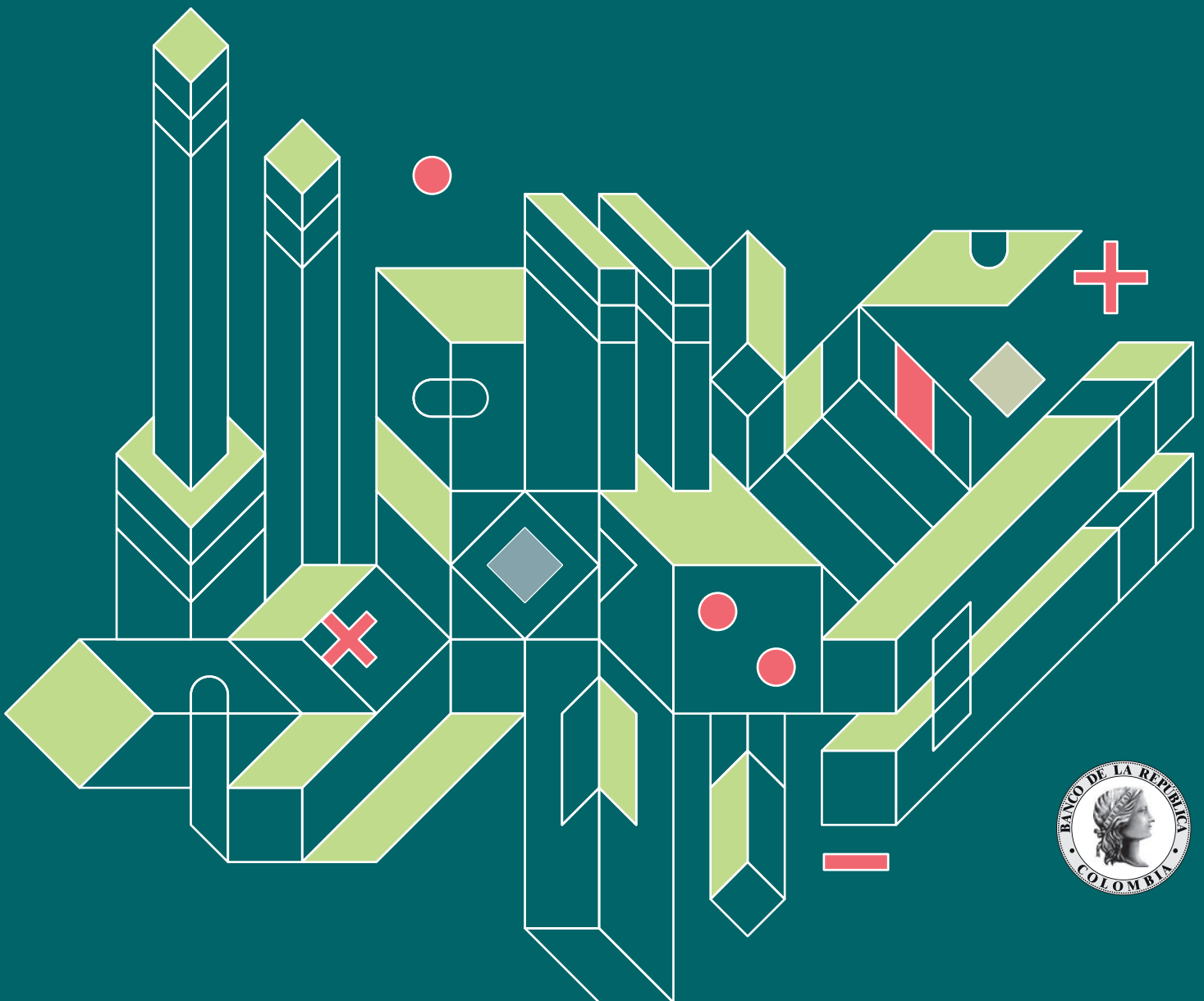
Ensayos sobre  
Política Económica

09/2022



## Efectos macroeconómicos del salario mínimo en Colombia

núm. 103



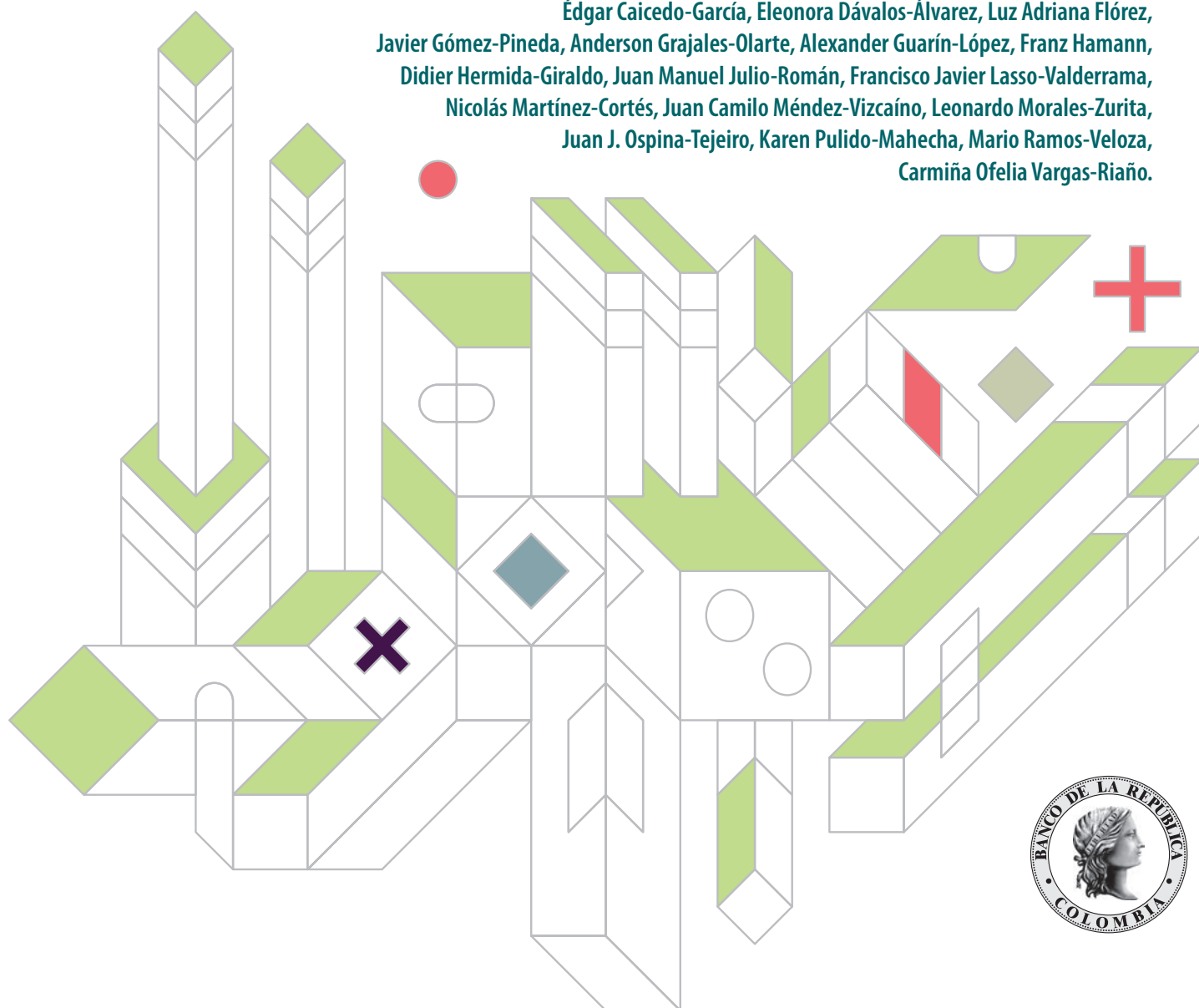
# espe

Ensayos sobre  
Política Económica

## Efectos macroeconómicos del salario mínimo en Colombia

Luis E. Arango (Coordinador)

Óscar Ávila-Montealegre, Leonardo Bonilla-Mejía, Jesús Botero-García,  
Édgar Caicedo-García, Eleonora Dávalos-Álvarez, Luz Adriana Flórez,  
Javier Gómez-Pineda, Anderson Grajales-Olarte, Alexander Guarín-López, Franz Hamann,  
Didier Hermida-Giraldo, Juan Manuel Julio-Román, Francisco Javier Lasso-Valderrama,  
Nicolás Martínez-Cortés, Juan Camilo Méndez-Vizcaíno, Leonardo Morales-Zurita,  
Juan J. Ospina-Tejeiro, Karen Pulido-Mahecha, Mario Ramos-Veloza,  
Carmiña Ofelia Vargas-Riaño.



---

## Efectos macroeconómicos del salario mínimo en Colombia

### Autores:

Luis E. Arango (Coordinador), Óscar Ávila-Montealegre, Leonardo Bonilla-Mejía, Jesús Botero-García, Édgar Caicedo-García, Eleonora Dávalos-Álvarez, Luz Adriana Flórez, Javier Gómez-Pineda, Anderson Grajales-Olarte, Alexander Guarín-López, Franz Hamann, Didier Hermida-Giraldo, Juan Manuel Julio-Román, Francisco Javier Lasso-Valderrama, Nicolás Martínez-Cortés, Juan Camilo Méndez-Vizcaíno, Leonardo Morales-Zurita, Juan J. Ospina-Tejeiro, Karen Pulido-Mahecha, Mario Ramos-Veloza, Carmiña Ofelia Vargas-Riaño.

---

© 2022, Banco de la República

ISSN 2665-1327 (en línea)

Las opiniones, errores u omisiones de los autores son su responsabilidad, por lo que no reflejan las del Banco de la República ni la de su Junta Directiva.

**Clasificación JEL:** E24, E26, E30, E60, O15, D63

**Palabras clave:** salario mínimo, empleo, informalidad laboral, desempleo, distribución, pobreza, desigualdad, inflación, bienestar, consumo, producción, déficit fiscal.

Para citar este artículo, se sugiere el siguiente orden: Arango-Thomas, L. E. (coordinador); Ávila-Montealegre, O.; Bonilla-Mejía, L.; Botero-García, J.; Caicedo-García, E.; Dávalos-Álvarez, E.; Flórez, L.; Gómez-Pineda, J.; Grajales-Olarte, A.; Guarín-López, A.; Hamann-Salcedo, F.; Hermida-Giraldo, D.; Julio-Román, J.; Lasso-Valderrama, F.; Martínez-Cortés, N.; Méndez-Vizcaíno, J.; Morales-Zurita, L.; Ospina-Tejeiro, J.; Pulido-Mahecha, K.; Ramos-Veloza, M.; Vargas-Riaño, C. (2022). Efectos macroeconómicos del salario mínimo en Colombia. *Ensayos sobre Política Económica* (ESPE), núm. 103, septiembre, DOI: 10.32468/espe103.

ESPE está disponible en: <http://investiga.banrep.gov.co/es/espe>

Los derechos de reproducción de este documento son propiedad de la revista Ensayos sobre Política Económica (ESPE). El documento puede ser reproducido libremente para uso académico, siempre y cuando no se obtenga lucro por este concepto y, además, cada copia incluya la referencia bibliográfica de ESPE. El (los) autor(es) del documento puede(n), también, poner en su propio sitio electrónico una versión electrónica del mismo, pero incluyendo la referencia bibliográfica de ESPE. La reproducción de esta revista para cualquier otro fin, o su colocación en cualquier otro sitio electrónico, requerirá autorización previa de su comité editorial.

### Comité editorial

Hernando Vargas-Herrera  
Juan Esteban Carranza-Romero  
Ignacio Lozano-Espitia

### Diseño

María Fernanda Latorre

### Diagramación

Lucía Sandoval Andrade

### Corrección de estilo

Nelson Rodríguez

### Preparación editorial

Andrea Clavijo

Sección Gestión de Publicaciones  
Departamento de Servicios Administrativos  
Banco de la República

---

---

## CONTENIDO

---

	Introducción	5
1.	Efectos del salario mínimo en el mercado laboral, distribución de ingresos laborales, desigualdad y pobreza monetaria	13
2.	Efectos del salario mínimo en los precios y la inflación	39
3.	Efectos macroeconómicos y de equilibrio general del salario mínimo	54
4.	Reflexiones finales	85
	Recuadros	87
	Aumentos del salario mínimo como política para aumentar el ingreso	
	Apoyo de sostenimiento de los aprendices y formación para el trabajo	
	Referencias	91
	Anexos	100

---

# Efectos macroeconómicos del salario mínimo en Colombia

## Agradecimientos

Se agradece a los funcionarios del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), de la Administradora de los Recursos del Sistema General de Seguridad Social en Salud (Adres), y del Servicio Nacional de Aprendizaje (SENA) por el suministro de información y explicaciones, además de su colaboración permanente para el desarrollo de este proyecto. Los comentarios, sugerencias y correcciones tanto de los evaluadores anónimos como del Comité Editorial de los documentos ESPE fueron fundamentales para lograr la versión actual. Agradecemos, también, a la Sección Administrativa de la Gerencia Técnica y al Departamento Jurídico del Banco de la República, a nuestros colegas Carolina Alarcón Díaz, Juan Sebastián Corrales, Eliana González, Camilo López, Carlos Varela y Steven Zapata, así como al grupo de estudiantes en práctica que nos acompañaron durante el desarrollo del proyecto. El apoyo de Jessica Avellaneda, Estefanía Caldera, Diego Chiquillo, Julio Flórez, Daniela Gallo, Karen Gratz, Estefany Hernández, Omar Páez, Sebastián Ospina y Fernanda Sánchez fue invaluable.

## Introducción

De acuerdo con la Organización Internacional del Trabajo (OIT), el salario mínimo (SM) es “la suma mínima que deberá pagarse al trabajador por el trabajo o servicios prestados, dentro de un lapso determinado, bajo cualquier forma que sea calculado, por hora o por rendimiento, que no puede ser disminuida, ni por acuerdo individual ni colectivo, que está garantizada por la ley y puede fijarse para cubrir las necesidades mínimas del trabajador y de su familia, teniendo en consideración las condiciones económicas y sociales de los países” (OIT, 2014, párrafos 35 y 68). Entre los propósitos del SM están proteger a los trabajadores contra el pago de salarios indebidamente bajos y contribuir con la reducción de la pobreza y las desigualdades.

Independientemente de que el SM esté presente en, prácticamente, todos los países<sup>1</sup>, no hay acuerdo sobre si dicha figura alcanza o no los objetivos que pretende. Es así como, en las últimas décadas, se ha puesto en duda la real capacidad del SM para elevar el bienestar de la fuerza laboral y permitir el buen funcionamiento del mercado de trabajo<sup>2</sup> (Neumark y Wascher, 2008). En este sentido, Brown, Gilroy y Kohen (1982) sugerían la existencia de un consenso que afirmaba que aumentos en el salario mínimo tendían a reducir el empleo, en especial el de la población joven de los Estados Unidos. En esta línea, basado en estudios de Canadá, Colombia, Costa Rica, México, Portugal, Reino Unido y Estados Unidos, Neumark (2018) afirma que el SM tiene efectos adversos sobre el empleo (véase también Neumark y Shirley, 2021).

Card (1992a, 1992b) y Card y Krueger (1994, 1995a), por su parte, presentaron evidencia que no solo se contraponen a los efectos negativos del SM en el empleo, sino que, además, sugieren efectos positivos. Metaanálisis realizado por Doucouliagos y Stanley (2009) encuentran un efecto insignificante del SM en el empleo de los adolescentes en los Estados Unidos, mientras que De Linde Leonard, Stanley y Doucouliagos (2014) no reportaron un efecto significativo del SM en el empleo para el Reino Unido —véase, también, Belman y Wolfson (2014, capítulo 4)—. Manning (2021) propone dejar de estudiar la relación entre empleo y SM, dados los magros resultados obtenidos.

En Colombia, numerosos estudios técnicos han evidenciado que la rigidez real que representa el SM constituye una seria distorsión, ya que contribuye con la prevalencia de la informalidad laboral

- 1 De acuerdo con la OIT, más del 90 % de los Estados Miembros tienen uno o más SM establecidos mediante la legislación o en el marco de convenios colectivos vinculantes (OIT, 2016).
- 2 También llamado mercado laboral, el cual consiste en el conjunto de actividades asociadas con la oferta y la demanda de servicios laborales para el desempeño de cierto tipo de oficios y labores, así como el proceso de determinación del salario a pagar por el desempeño de dichas tareas. El concepto de mercado de trabajo suele incorporar la flexibilidad de los salarios a los choques, la movilidad de la mano de obra y las regulaciones e instituciones asociadas.

(Mondragón, Peña y Wills, 2010; Arango y Flórez, 2020a; Arango, Flórez y Guerrero, 2020), la destrucción de empleo (Bell, 1997; Hernández y Lasso, 2003; Arango y Rivera, 2022) y el desempleo estructural (Arango y Flórez, 2020b). De igual manera, se ha encontrado evidencia de sus efectos en otros ámbitos de la economía, como son la distribución de salarios e ingresos laborales (Maloney y Núñez, 2004; Arango y Pachón, 2007; Mondragón, Peña y Wills, 2013; Pérez, 2020) y los precios de algunos bienes y servicios, en particular, en la comida fuera del hogar (Arango, Gómez y Ardila, 2011).

Aunque sin duda la información que se conoce sobre los efectos del SM ha sido útil, aún no se tiene una noción clara de sus efectos en un contexto más amplio y, relativamente, autocontenido como el que ofrecen los modelos de equilibrio general que sustentan buena parte de este artículo. En tal sentido, la pregunta que aborda el documento es: ¿cuáles son los efectos macroeconómicos del SM en Colombia? Esta pregunta surge, ya que, como acabamos de señalar, si bien se tienen algunos estudios sobre los efectos del SM, usualmente estos corresponden a estimaciones puntuales que, con escasas excepciones, como la de Lora y Herrera (1993)<sup>3</sup>, tienen una visión macroeconómica y de equilibrio general<sup>4</sup>. Sin embargo, con el ánimo de ampliar el conocimiento de los efectos del SM en otros ámbitos hasta ahora menos explorados en Colombia, también se presentan otras secciones que se apoyan en enfoques de equilibrio parcial y estimaciones con microdatos. Como veremos, este artículo ESPE, compuesto por cuatro secciones, nos muestra los efectos del SM más allá del empleo, el desempleo y la informalidad laboral que, eventualmente, puede ser tenida en cuenta por las autoridades económicas, la Comisión Permanente de Concertación de Políticas Salariales y Laborales y, en general, por todos los colombianos.

Los objetivos de este artículo son dos. El primero es proporcionar evidencia de los efectos del SM en el empleo formal y los flujos que lo componen, en la distribución de los ingresos laborales de los trabajadores y las familias, la desigualdad y la pobreza. Esto se presenta en la primera sección del documento, la cual también repasa, en primera instancia, resultados conocidos sobre el efecto del SM en variables como el empleo, el desempleo observado, el desempleo estructural y la informalidad laboral. La segunda sección estudia los efectos del SM en canastas particulares de precios, la inflación básica y la inflación total, y el índice de precios al consumidor (IPC).

Un interrogante que está sobre la mesa de conversaciones del incremento anual del SM, de manera recurrente, es cuál es el efecto que predomina sobre el empleo formal al incrementar el SM: la destrucción de empleo, por el encarecimiento relativo del factor trabajo de menor calificación, o la creación de empleo derivada de una mayor demanda agregada impulsada por los mayores ingresos de quienes reciben el SM y conservan su empleo. Para responder esta pregunta se requieren herramientas que van más allá del equilibrio parcial (véase nota al pie 3).

En tal sentido, el segundo objetivo del presente artículo es presentar evidencia de los efectos macroeconómicos del SM sobre variables como el empleo formal, la composición (formal/informal) del empleo, la distribución del ingreso, el consumo y bienestar de los hogares, la producción, la inversión, el balance fiscal, la balanza de pagos, etc. Para ello, en la tercera sección se utilizan tres modelos de equilibrio general, con diferentes características que se nutren de información, evidencia y hechos estilizados de las dos primeras secciones. El primer modelo, dinámico-estocástico de características financieras importantes derivadas de la presencia de mercados incompletos, enfatiza en la distribución de habilidades y los efectos de un choque permanente del 1 % en el SM real en la composición formal-informal del empleo, la distribución del ingreso y el bienestar. Asimismo, discute los efectos de equilibrio general del choque, en variables como el salario de la economía medido en unidades de eficiencia. El segundo modelo, también dinámico

3 A propósito de la necesidad de un estudio como el que representa este documento ESPE, Lora y Herrera (1993) decían: “La discusión pública sobre los efectos del salario mínimo es bastante confusa porque es difícil tener en cuenta todas [sus] interacciones. Para captarlas, se requiere de complejos modelos, ya que no es posible determinar a priori muchos de los impactos del salario mínimo. Por ejemplo, no puede establecerse a priori si un aumento del salario mínimo eleva o reduce la producción y el empleo agregados, porque los efectos adversos que genera por la vía de costos pueden quedar compensados con aumentos en la demanda. De igual manera, no puede determinarse fácilmente el efecto sobre los ingresos de los pobres porque la mayor remuneración per cápita puede quedar contrarrestada con aumentos en el desempleo o con caídas en los ingresos no laborales”.

4 Algunas contribuciones recientes, como Neumark y Wascher (2008), Flinn (2010), Belman y Wolfson (2014), y Ahlfeldt *et al.* (2022), analizan los efectos del SM en una amplia variedad de dimensiones.

y estocástico, neokeynesiano en esencia, está diseñado para una economía pequeña y abierta con rigideces de precios y política monetaria. Esta herramienta cuantitativa replica aspectos salientes de la economía colombiana como las respuestas del mercado laboral a choques inesperados del SM, entre ellas el mayor empleo informal, la caída en la producción y la mayor inflación. De esta forma, el modelo muestra la reacción de la autoridad monetaria a la inflación inducida por cambios inesperados del SM. Finalmente, el tercer modelo de equilibrio general, computable en este caso, analiza los efectos fiscales de los cambios del SM asociados con los canales de seguridad social (salud y pensiones) y la nómina oficial. Al igual que el modelo anterior, predice los puntos porcentuales (pp) de crecimiento que se ganan o se sacrifican al incrementar el SM por encima de lo esperado, según las normas<sup>5</sup>. La cuarta sección cierra con unas reflexiones.

Es importante señalar que este documento no tiene como propósito someter a discusión la figura del SM, sino analizar algunos de los efectos causados por su forma de aplicación en Colombia, la cual se refleja en su valor, como referente, para clasificar, en ocasiones, un empleo de tiempo completo como formal o informal, también para cotizar a la seguridad social o como pensión mínima. Pero, además de ser referente, en relación con la forma de implementación en Colombia, una de las características distintivas del SM es su nivel en relación con el salario mediano<sup>6</sup>, conocido como índice Kaitz<sup>7</sup> (IK), cuyo valor en Colombia es cercano a 0,90, mientras que, en promedio, en los países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE)– (donde el mercado laboral funciona con mayor fluidez, según muchos de sus indicadores) dicha relación es cercana a 0,50, como se expone al final de esta introducción. Un valor alto del IK, como el de Colombia, sugiere un SM desproporcionado en relación con los demás salarios de la economía o, dicho de otra manera, significa un SM muy alto frente a la productividad mediana de los trabajadores.

El hecho de tener un solo SM igual para todas las regiones del país, sectores productivos y grupos de edad, y que su incremento sea anual en una fecha prevista y con base en un protocolo y variables conocidas, como se explica más adelante, hace un poco más exigente la estimación de sus efectos. Por ello, para contar con alguna variabilidad del SM, en algunas subsecciones de este artículo se deben utilizar aproximaciones al mismo, como es el caso de las subsecciones 1.2 y 1.3, dedicadas al análisis de los flujos del empleo formal y la distribución de ingresos, que utilizan lo que allí denominan el costo de cumplimiento y el IK, aunque este último es variable de referencia en otras subsecciones, como la 2.3 y la 3.1.

## Salario mínimo: determinación y evolución reciente

El SM surgió en Nueva Zelanda y Australia desde 1894 y 1896, respectivamente, para proteger a los trabajadores de la explotación laboral (OIT, 2016). En Nueva Zelanda el origen de esta institución estuvo motivado por la huelga marítima de 1890 (Arango, Herrera y Posada, 2008). A comienzos del siglo XX, después de la primera posguerra, los movimientos obreros en Estados Unidos e Inglaterra cimentaron las bases institucionales del SM; los primeros experimentos de este último país se realizaron en sus colonias.

En la conferencia de Berna en 1919 se elaboró la Carta del Trabajo y se crearon espacios de diálogo entre obreros y patronos, conducentes a una fijación concertada de los salarios. Este evento desempeñó un papel fundamental en la creación de la OIT, cuyo objetivo fundamental fue el establecimiento de instituciones formales que mejoraran las condiciones de los trabajadores, y uno de los mecanismos para lograr ese objetivo fue la fijación del SM. En 1938 bajo la administración

- 5 Quedan, sin embargo, muchos otros temas por analizar sobre los efectos del SM como por ejemplo en la oferta de trabajo (en particular, la elasticidad Frisch), la educación formal, el capital humano, la duración del desempleo, las brechas de género, la mala asignación de factores de producción (*misallocation*), el cambio técnico, el crecimiento de largo plazo, etc. Tampoco analizamos las consecuencias del SM integral, el cual se puede pactar entre patrono y empleado a partir de 10 SMMLV más un 30 % de factor prestacional (Ley 50 de 1990 y artículo 132 del Código Sustantivo del Trabajo).
- 6 El salario mediano corresponde a aquel en el que la mitad de los ocupados obtienen salario menor que ese valor y, por consiguiente, la otra mitad de los ocupados obtienen un ingreso laboral mayor.
- 7 Desde el trabajo original del Bureau of Labor Statistics (1970), esta es una medida de SM relativo ampliamente utilizada en la literatura que indica qué tan alto/bajo es el SM con respecto a un salario representativo, como es el salario mediano. Utilizaciones del índice se encuentran, entre otros, en Lee (1999) y Autor, Manning y Smith (2016) para Estados Unidos; Engbom y Moser (2021) para Brasil; y, Arango y Pachón (2007) y Pérez (2020) para Colombia.

Roosevelt se promulgó la *Fair Labor Standards Act* (FLSA) que fue la primera ley federal de SM en los Estados Unidos (Neumark y Wascher, 2008, cap. 2).

En Colombia la figura del SM fue legalmente establecida a mediados del siglo XX, mediante la Ley 6 de 1945<sup>8</sup>, la cual se hizo efectiva a partir de 1949 por medio del Decreto 3871, que lo fijó en dos pesos diarios. Según Arango *et al.* (2008), en 1950 el SM fue identificado como “el que todo trabajador tiene derecho a percibir para subvenir a sus necesidades normales y a las de su familia, en el orden material, moral y cultural”. En su implementación se introdujo una amplia gama de salarios mínimos: por ejemplo, el Decreto 236 de 1963 (que reglamentaba la Ley 1 de 1963) estableció salarios mínimos diarios por departamentos y tamaños de empresa; el Decreto 240 de ese mismo año reajustó el SM en el sector agrícola y de los trabajadores menores de dieciséis años y fijó el SM por hora<sup>9</sup>.

Desde 1964 el SM se determinó por sector económico (comercio, manufacturera, servicios, transporte, construcción, etc.), tamaño de empresa y dominio geográfico (urbano y rural)<sup>10</sup>, pero en 1983, mediante el Decreto 3506, se produjo la unificación del SM en Colombia. Entre los argumentos que llevaron a dicha medida estaba “la eliminación de una injusta discriminación en perjuicio de los trabajadores del sector rural. El proceso de ajuste culminó el 1 de julio, fecha a partir de la cual hubo un SM para la totalidad de los trabajadores colombianos que estaban colocados en este nivel de remuneración” (Arango *et al.*, 2008).

La fijación del salario mínimo mensual legal vigente (SMMLV) que, en general, a lo largo del documento identificaremos como SM<sup>11</sup>, está regida hoy en Colombia por la Ley 278 de 1996, la Ley 990 de 2005 y la Sentencia de la Corte Constitucional C-815/99<sup>12</sup>. En las normas se crea la Comisión Permanente de Concertación de Políticas Salariales y Laborales, conformada por representantes del Gobierno Nacional, los empleadores, los trabajadores, los pensionados y los desempleados<sup>13</sup>. Es decir, cerca del 60 % del total de los trabajadores de todo el país, los informales, no tienen representación directa en la Comisión.

La Comisión debe fijar a más tardar el 15 de diciembre el SM que regirá el año próximo. Si no es posible concertar, la parte o partes que no estén de acuerdo deben, obligatoriamente, explicar por escrito las razones de la salvedad dentro de las 48 horas siguientes. Las partes tienen la obligación de estudiar esas salvedades y fijar su posición frente a ellas en el término de las siguientes 48 horas. De nuevo, la Comisión deberá reunirse para buscar el consenso con todo el conjunto de información. Cuando no se obtiene el consenso en la fijación del SM que regirá

8 Según su artículo 4: “[...] El Gobierno podrá señalar, por medio de decretos que regirán por el término que en ellos se indique, los salarios mínimos para cualquier región económica o cualquier actividad profesional, industrial, comercial, ganadera o agrícola de una región determinada, de conformidad con el costo de la vida, las modalidades del trabajo, la aptitud relativa de los trabajadores, los sistemas de remuneración o la capacidad económica de las empresas, previo concepto de comisiones paritarias de patronos y trabajadores”.

9 En 1963 se realizó un aumento de salarios nominales para solucionar el problema de bajos ingresos (véase Recuadro 1). Rudiger Dornbush y Sebastián Edwards (1990 y 1991) analizan situaciones como esta en artículos sobre la macroeconomía del populismo (véase también, Edwards, 2019).

10 Véase, por ejemplo, el Decreto 577 de 1972. El Decreto 3713 de 1982 aún establecía salarios mínimos heterogéneos.

11 La notación de SM también se utilizará para el salario mínimo por hora empleado en algunas estimaciones y cálculos.

12 En desarrollo de los artículos 53 y 56 de la Constitución Política.

13 En representación del Gobierno están el ministro del Trabajo o su delegado, quien la presidirá, el ministro de Hacienda y Crédito Público o su delegado, el ministro de Comercio, Industria y Turismo o su delegado, el ministro de Agricultura o su delegado y el director del Departamento Nacional de Planeación o su delegado. En representación de los empleadores acuden cinco representantes con sus respectivos suplentes personales, designados por las asociaciones nacionales gremiales más representativas de empleadores de los distintos sectores económicos del país, en forma ponderada y de conformidad con la participación de cada sector en el producto interno bruto y en la generación de empleo. Finalmente, en representación de los trabajadores y los pensionados y los desempleados, acuden, de manera respectiva, tres representantes, con sus respectivos suplentes personales, designados o removidos por las confederaciones sindicales más representativas del país, determinadas con base en el número de afiliados que cada una de estas posea al momento de la elección, según el censo que en tal sentido elabore el Ministerio del Trabajo; un representante de los pensionados con su respectivo suplente, que se rotarán cada cuatro años entre las dos confederaciones de pensionados más representativas, y un representante de los desempleados que se rotará cada cuatro años entre las dos asociaciones de desempleados más representativa del país, determinadas con base en el número de afiliados de cada una de ellas al momento de la elección, según el censo que para el efecto elabore el Ministerio del Trabajo.



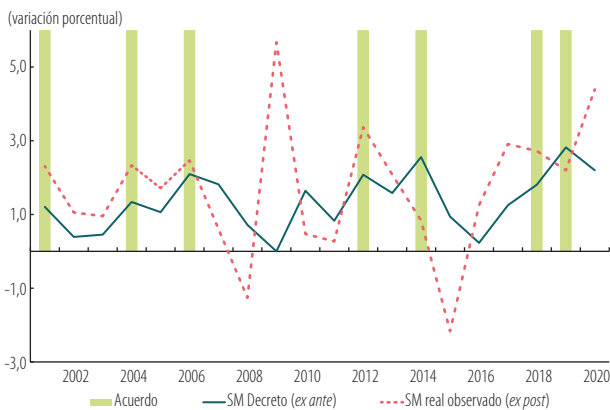
## Gráfico 1 Crecimiento del salario mínimo

El SM real ha experimentado un aumento muy importante a lo largo de este siglo: descontando la inflación pasada, creció un promedio del 1,32 % anual; deflactando con el IPC y el IPP del año de vigencia del salario mínimo, las variaciones promedio anuales fueron del 1,7 % y 2,7 %, respectivamente.

### A. Variación porcentual del salario mínimo nominal e inflación al consumidor



### B. Variación porcentual del salario mínimo nominal menos inflación al consumidor



### C. Índice del salario mínimo real



el año inmediatamente siguiente, el Gobierno lo establecerá a más tardar el 30 de diciembre, con base en la meta de inflación del siguiente año fijada por la Junta Directiva del Banco de la República (JDBR) y la productividad acordada por el Comité Tripartito de Productividad que coordina el Ministerio del Trabajo; además, la contribución de los salarios al ingreso nacional y el incremento del producto interno bruto (PIB).

La Sentencia C-815 de 1999 señaló que, en caso de no haberse llegado a un consenso en la Comisión Permanente de Concertación de Políticas Salariales y Laborales para fijar el SM, el Gobierno Nacional deberá motivar su decreto, atendiendo, con el mismo nivel e incidencia, además de las variables señaladas en el párrafo anterior, la inflación real del año que termina, la especial protección constitucional del trabajo (art. 25 de la Constitución Política, CP) y la necesidad de mantener una remuneración mínima vital y móvil (art. 53 CP), la función social de la empresa (art. 333 CP) y los objetivos constitucionales de la dirección general de la economía a cargo del Estado (art. 334 CP), uno de los cuales consiste en “asegurar que todas las personas, en particular las de menores ingresos, tengan acceso a los bienes y servicios básicos”. Una vez establecido el ajuste del SM, este se aplica de manera automática a partir del 1 de enero de cada año a todos los trabajadores sujetos al mismo<sup>14</sup>.

Con base en las normas y el protocolo anterior, el incremento del SM a lo largo de este siglo registra el comportamiento que se observa en el Gráfico 1, donde las barras identifican los años en los que dicho incremento fue concertado en el seno de la Comisión. De acuerdo con el panel A, la variación del SM siguió de cerca la inflación causada en el año anterior, de forma que el SM ha servido como mecanismo para mantener, en alguna medida, la memoria (persistencia) de la inflación, como se verá en la sección 2 de este documento.

El panel B del Gráfico 1 presenta la variación real *ex ante* del SM (*i. e.*, la variación del SM nominal menos la inflación causada el año anterior) y la variación real *ex post* del SM (*i. e.*, la variación del SM nominal menos la inflación del año corriente), que es el año durante el cual está vigente el aumento del SM. En primer lugar, se observa que, en general, en los años en que hubo acuerdos, los incrementos *ex ante* del SM real fueron más altos. En términos reales, el SM ha experimentado un aumento muy importante a lo largo de este siglo: descontando la inflación pasada, el SM ha crecido un promedio del 1,32 % anual, pero si se deflacta con el IPC del año de vigencia del SM, las variaciones anuales son del 1,7 %. Ahora, si en lugar del IPC se utiliza el índice de precios al productor (IPP), la variación real *ex post* es del 2,7 %. Finalmente, el panel C del Gráfico 1 muestra la evolución del índice del SM real, deflactado por el IPC y, también, por el IPP, donde se hace evidente el crecimiento que ha tenido el SM en términos reales a lo largo de este siglo. Algunas de las consecuencias de dicho comportamiento se abordan en este documento ESPE.

Aunque, en teoría, el SM es el piso de las remuneraciones, el cumplimiento de dicha regulación en Colombia es bajo, al igual que la capacidad del Ministerio del Trabajo para hacerla cumplir. Como se observa en el panel A del Gráfico 2, aunque ha venido cayendo, existe una alta proporción de trabajadores que en el dominio geográfico nacional tiene

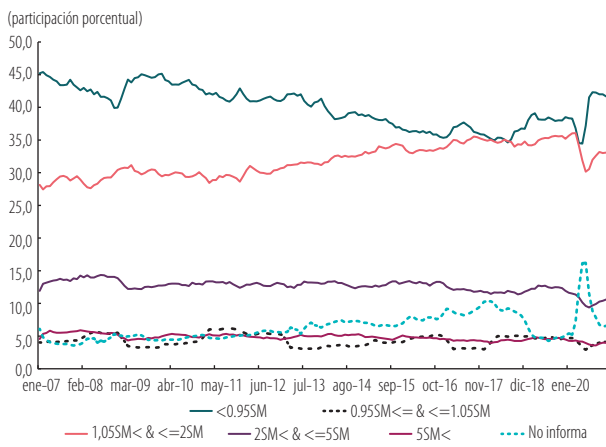
Fuente: DANE; cálculos del Banco de la República.

14 Artículo 148 del Código Sustantivo del Trabajo.

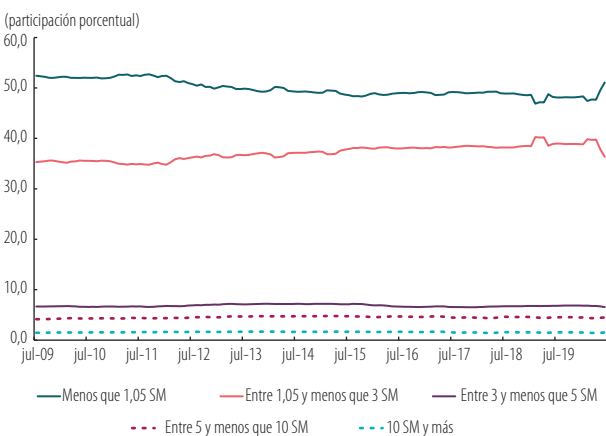
## Gráfico 2 Composición porcentual del empleo por tramos de salario mínimo

La proporción de ocupados que se ganan menos de un SM en todo el país cayó entre 2007 y 2020. La proporción de ocupados que se ganan entre uno y dos SM mostró una tendencia al alza: su promedio en 2018-2019 fue del 34,9 %.

### A. Total ocupados en todo el país



### B. Empleo formal



Nota: en el panel A se presentan proporciones de ocupados por tramos de ingresos según SM por hora. Incluye todos los ocupados; trimestre móvil, datos desestacionalizados. En el panel B se presentan cotizantes en la PILA por tramos de ingreso base de cotización (IBC) con respecto al SM; se usa IBC/días cotizados y SM diario; total nacional, trimestre móvil, datos desestacionalizados.

Fuentes: DANE (GEIH) y Ministerio de Salud y Protección Social (PILA); cálculos del Banco de la República.

ingresos inferiores al SM<sup>15</sup>. El promedio de esta proporción en 2018-2019 fue del 36,9 %, en tanto que la proporción de quienes se ganan un SM fue del 4,7 %; ambas suman 41,7 %. La fracción de ocupados que se gana entre uno y dos SM mostró una tendencia al alza. Su promedio en 2018-2019 fue del 34,9 %.

El panel B del Gráfico 2 presenta la clasificación del empleo formal, por tramos de ingreso base de cotización (IBC)<sup>16</sup> con respecto al SM, basada en la Planilla Integrada de Liquidación de Aportes (PILA)<sup>17</sup>. Se observa que la proporción de trabajadores que se gana alrededor de un SM<sup>18</sup> ha venido cayendo levemente, al pasar del 52 % al 48 %<sup>19</sup>, mientras que quienes se ganan entre 1,5 SM y menos de tres SM, como IBC, han venido al alza, pasando del 35 % al 39 %, aproximadamente, según se observa en el panel B del Gráfico 2. Es decir, en Colombia la mitad del empleo formal se gana el SM y en 2019 el 87 % de los trabajadores formales se ganaba entre uno y tres SM. La fracción de trabajadores cuyo IBC supera los tres SM ha permanecido más o menos constante, alrededor del 12,5 %, después de haber alcanzado un máximo del 13,5 % a comienzos de 2015.

Por tramos de SM en las distintas ramas de actividad para el dominio urbano<sup>20</sup>, la mayor prevalencia de ocupaciones con un SM se encuentra en los sectores de comercio, manufactura y servicios. Por su parte, para el total nacional los empleos con un SM se encuentran concentrados fundamentalmente en los sectores comercio, agropecuario y servicios. En 2019 el sector comercio fue el que más trabajadores con un SM concentró de todos cuantos devengan a ese nivel de remuneración. Es importante también destacar la proporción de trabajadores de más de tres SM que se encuentran vinculados al sector servicios y el crecimiento que tuvo su participación entre 2010 y 2019.

Para seguir contextualizando la figura del SM, es importante observar el comportamiento de los salarios reales de diferentes grupos de trabajadores. El Gráfico 3 muestra la mediana de los ingresos reales por hora de los asalariados, los no asalariados y de estos últimos con y sin educación superior<sup>21</sup>. De acuerdo con el panel A, con excepción de los ingresos de los no asalariados con educación superior, las tres variables restantes presentan tendencias crecientes. Importante tam-

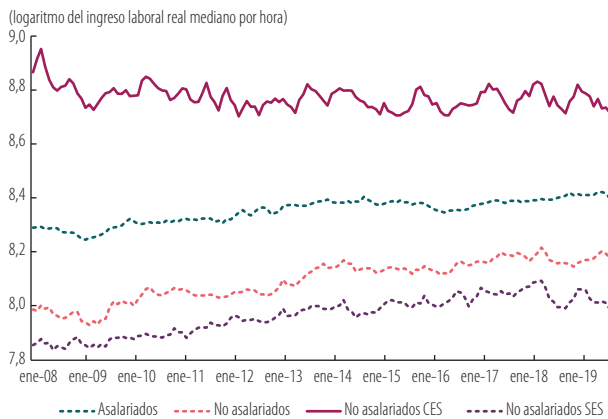
- 15 Información basada en la *Gran encuesta integrada de hogares* (GEIH), del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). Este es el mecanismo de obtención de información sobre las variables fundamentales del mercado laboral en Colombia.
- 16 El IBC es el ingreso con base en el cual se hacen los aportes a la seguridad social. Se explica con mayor detalle en la subsección 3.3.
- 17 La PILA es un conjunto de registros, administrado por el Ministerio de Salud y Protección Social de Colombia, de las firmas y trabajadores formales que cotizan a seguridad social en el país.
- 18 Se incluyen los trabajadores que se ganan menos de 1,05 veces el SM.
- 19 Según la GEIH y cálculos propios, el 4,7 % de los ocupados totales en el nivel nacional que se ganan entre 0,95 y 1,05 veces el SM equivale a 1.055.422 trabajadores en 2019 (en la categoría "no informa" se encontraron 1.089.457 trabajadores). Por su parte, de acuerdo con la PILA, los trabajadores que se ganan 1 SM fueron 5.109.579 en ese mismo año.
- 20 Las veintitrés ciudades capitales de departamento y áreas metropolitanas que integran este dominio son: Barranquilla, Cartagena, Sincelejo, Valledupar, Santa Marta, Riohacha, Bogotá, Tunja, Villavicencio, Neiva, Florencia, Bucaramanga, Cúcuta, Cali, Pasto, Popayán, Manizales, Ibagué, Pereira, Armenia, Medellín, Montería y Quibdó.
- 21 Se clasificó como personas con educación superior (CES) a quienes respondieron que el nivel educativo más alto alcanzado ha sido superior o universitaria; las personas con un nivel inferior se denominan sin educación superior (SES).

bién es el comportamiento cíclico de los salarios e ingresos laborales en términos reales. Las fluctuaciones más pronunciadas las exhiben los ingresos de los no asalariados, con una desviación estándar del 2,9% durante el periodo analizado, en tanto que la desviación estándar de los asalariados es menor (1,6%); esta categoría, donde hay una menor flexibilidad de salarios, incluye muchos de los trabajadores que se ganan el SM<sup>22</sup>, pero, pese a esto, los salarios y los ingresos en Colombia exhiben una importante flexibilidad promedio.

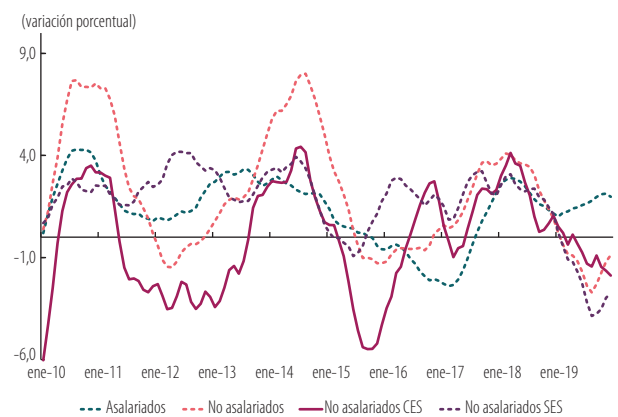
### Gráfico 3 Evolución de los ingresos laborales por grupos demográficos

Los trabajadores por cuenta propia con educación superior tienen ingresos laborales más altos que los asalariados y los trabajadores cuenta propia sin educación superior. Los ingresos laborales de todos los grupos han tenido una tendencia creciente y sus tasas de crecimiento son variables, lo cual significa que en promedio son flexibles.

#### A. Mediana de los ingresos: ingreso laboral por hora



#### B. Variación anual suavizada



Notas: el eje vertical del panel A mide el logaritmo de la mediana de los ingresos por hora; datos en trimestre móvil desestacionalizados; ingresos reales deflactados usando el IPC nacional base diciembre de 2018. La variación anual suavizada corresponde al promedio móvil de doce meses. CES: con educación superior; SES: sin educación superior.

Fuente: DANE; cálculos del Banco de la República.

En cuanto a las características observables más notorias de los ocupados que se ganan 1 SM, entre 2010 y 2019 se encuentra que su escolaridad aumentó 1,3 años, al pasar de 7,2 a 8,4 años en el dominio nacional. En el urbano, el aumento de la escolaridad para las personas ocupadas que se ganan un SM fue de un año, según el Cuadro 1. Se observa, además, que los avances en escolaridad entre 2010 y 2019 fueron mayores en el dominio nacional que en el urbano en todos los rangos de SM, excepto cuando no se tiene información de ingresos.

**Cuadro 1**  
Años de educación de los trabajadores por tramos de salario mínimo por hora

Año	Menos que 0,95 SM	0,95 SM ≤ S ≤ 1,05 SM	1,05 SM < S ≤ 2 SM	2 SM < S ≤ 3 SM	3 SM < S	Sin información de ingresos
	Dominio nacional					
2010	6,3	7,2	8,9	11,4	14,2	9,6
2015	6,8	7,9	9,5	11,6	14,7	10,2
2019	7,4	8,4	10	12,4	15,4	10,5
2019 – 2010	1	1,3	1,1	1	1,1	0,9
Dominio urbano						
2010	7,8	8,4	9,8	12	14,8	10,8
2015	8,2	8,9	10,2	12	15,1	11,1
2019	8,8	9,4	10,7	12,9	15,7	11,7
2019 – 2010	1	1	0,9	0,9	0,9	0,9

Nota: S: salario.

Fuente: DANE (GEIH); cálculos del Banco de la República.

22 Agudelo y Sala (2017) estiman una rigidez a la baja del salario real en Colombia superior al 12%, notoriamente mayor que la de los países de la OCDE.

La edad promedio de trabajadores que se gana un SM pasó de 37,7 en el año 2010 a 39,5 años en 2019, lo cual significa un aumento de 1,8 años en el total nacional, en tanto que en las veintitrés principales ciudades el aumento fue de 3,0 años, como se observa en el Cuadro 2. Hay, además, otros dos hechos para destacar. El primero, que los mayores aumentos de edad se produjeron en los trabajadores que se ganan 1,05 veces el SM, como máximo. El segundo, que la edad promedio más baja de los trabajadores en 2019 es de 37,4 años en el dominio urbano y 37,7 en el dominio nacional; en ambos casos obtienen un ingreso laboral entre 1,05 SM y dos SM.

**Cuadro 2**  
Edad promedio de los trabajadores por tramos de salario mínimo por hora

Año	Menos que 0,95 SM	0,95 SM ≤ S ≤ 1,05 SM	1,05 SM < S ≤ 2 SM	2 SM < S ≤ 3 SM	3 SM < S	Sin información de ingresos
<b>Dominio nacional</b>						
2010	37,9	37,7	37,1	38,6	41,4	42,3
2015	39,2	38,1	37,1	38,9	41,5	43,2
2019	40,3	39,5	37,7	39,3	42,3	44,4
2019 – 2010	2,4	1,8	0,6	0,7	0,8	2,1
<b>Dominio urbano</b>						
2010	38,2	36,6	36,5	38	41,1	41,9
2015	39,8	37,8	36,6	38,5	41,1	42,6
2019	40,6	39,5	37,4	39	41,9	44
2019 – 2010	2,5	3	0,8	1	0,8	2,2

Nota: S: salario.

Fuente: DANE (GEIH); cálculos del Banco de la República.

### El salario mínimo en otros países

El SM ha pasado de ser un instrumento diseñado para ayudar a los trabajadores de sectores con baja remuneración a ser una figura de mayor alcance; las convenciones de la OIT reflejan esta evolución. Así, por ejemplo, The Minimum Wage Fixing Machinery Convention en 1928 recomendó a los países implementar políticas de SM donde no hubiese acuerdos colectivos para el establecimiento de los salarios y estos fuesen excepcionalmente bajos; posteriormente, la Convención de Fijación del Salario Mínimo (Minimum Wage Fixing Convention) de 1970 promovía que el SM fuese una medida que cubriera a todos los grupos de asalariados en los que su aplicación fuese apropiada.

En dicha Convención (OIT, 1970) se consideró que: 1) el SM debe tener un alcance de aplicación amplio, con un mínimo de excepciones; 2) se debe ajustar cada cierto tiempo, consultando distintos actores sociales que participen de las conversaciones en pie de igualdad; 3) se debe escuchar la opinión de expertos independientes, tanto para su diseño como para su operación; 4) debe tener en cuenta las necesidades de los trabajadores y sus familias, el desarrollo económico, los niveles de productividad y la conveniencia de alcanzar y mantener un alto nivel de empleo, y 5) los países deben diseñar mecanismos apropiados para asegurar la efectividad de la aplicación del SM. En OIT (2016) se establecen los principios que guían la racionalidad de los distintos esquemas de SM: nacionales, regionales, sectoriales, por ocupación, por tamaño de empresa, etc.

Recientemente, el SM ha sido establecido o modificado en muchos países para atacar la pobreza y la desigualdad. El Reino Unido introdujo un nuevo SM con cobertura nacional en 1999. Desde los años noventa otros ocho miembros de la OCDE han optado por la introducción del SM; ellos son: República Checa, Eslovaquia, Polonia, Estonia, Eslovenia, Irlanda, Israel y Alemania. Este último lo hizo desde el 1 de enero de 2015 en el nivel federal, lo fijó en 8,50 euros por hora, y así se reemplazó los distintos salarios mínimos negociados en los diferentes sectores. Desde entonces ha venido subiendo poco a poco y actualmente alcanza los 9,60 euros<sup>23</sup>. La mayoría de los

23 El SM de Alemania es uno de los más altos de Europa, solo superado por Luxemburgo y Francia.

#### Gráfico 4 Salario mínimo relativo al salario mediano de los trabajadores de tiempo completo

El salario mínimo en relación con el salario mediano en Colombia fue el más alto durante la década pasada entre los países considerados.



Fuente: OCDE, datos tomados el 18 noviembre de 2021 de: <https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=MIN2AVE>; cálculos del Banco de la República.

países de la OCDE que no tienen un SM estatutario tienen pisos legales establecidos mediante acuerdos colectivos; ejemplos de esto son: Austria, Dinamarca, Finlandia, Italia, Noruega y Suiza. Como resultado, el SM existe en todos los países europeos (OIT, 2016).

Muchos países en vía de desarrollo y emergentes también establecieron salarios mínimos. China adoptó el SM en 1994 y lo fortaleció en 2004, mientras que Sudáfrica estableció un sistema de salarios mínimos después de finalizar el *apartheid* en 1997; Brasil lo reactivó en 2005, en tanto que Rusia lo complementó con pisos mínimos regionales en 2007 y Malasia adoptó un SM nacional en 2013. En África, en 2014 Cabo Verde fue el país que más recientemente adoptó un SM nacional (OIT, 2016).

El Gráfico 4 muestra la relación entre el SM y el salario mediano de los trabajadores de tiempo completo (IK) en 2010, 2015 y 2019 para los países de la OCDE que cuentan con SM. En los tres años utilizados, el IK más alto lo tuvo Colombia, el cual en 1990 llegó al 90%; los de Chile y Turquía se sitúan 20 pp más abajo<sup>24</sup>. Este es un hecho de la mayor importancia, relacionado con el aumento analizado en el Gráfico 1, que explica algunos de los resultados que presenta este artículo ESPE.

Este marco nos deja ver que el SM es una herramienta de política social surgida desde hace más de un siglo. Su uso, aunque generalizado en la mayoría de países, tiene múltiples posibilidades de aplicación validadas por la OIT. En Colombia, pese a que la proporción de trabajadores que devengan un salario inferior al mínimo ha venido cayendo y la de quienes ganan el SM ha venido en aumento, se puede decir que este se sitúa en un punto muy alto en relación con los salarios de la economía, frente a lo observado en otros países de referencia, lo cual puede estar incidiendo en el mal funcionamiento del mercado laboral, como se ha documentado ampliamente, según veremos en la siguiente sección.

### 1. Efectos del salario mínimo en el mercado laboral, distribución de ingresos laborales, desigualdad y pobreza monetaria

Esta sección analiza el efecto del SM en tres líneas fundamentales correspondientes a las subsecciones que la integran. La primera hace un resumen de los principales hallazgos de algunas investigaciones sobre los efectos del mínimo en el empleo, el desempleo y la informalidad laboral. La evidencia muestra, en general, efectos adversos sobre estas variables, en especial sobre la informalidad laboral. La segunda subsección se concentra en sus efectos sobre los flujos del empleo formal; esto es, en la creación y destrucción de empleo, en la contratación y separación de trabajadores, en el exceso de rotación de estos últimos con respecto a los trabajos, también conocido como *churning*, y en el empleo formal propiamente dicho. Esta subsección, pionera en el análisis de los efectos del SM en los flujos del empleo formal en Colombia,

24 En 2012 “[...] menos de una décima parte de los países (6%) tienen salarios mínimos mensuales de menos de USD 50 por mes, mientras que un porcentaje ligeramente superior (8%) no tiene SM. El grupo más grande de países comprende aquellos que tienen SM mensuales de USD 50 a USD 149 (28%). En el resto de los países, varía entre USD 1.000 o más (15%) y USD 300 a USD 999 (22%). La mayoría de los países con SM mensuales establecidos por encima de los USD 1000 son países industrializados” (OIT, 2013: 53).



presenta evidencia de que sus aumentos son adversos, lo cual coincide con resultados del modelo de equilibrio general computable de la subsección 3.3 sobre el empleo formal en el margen extensivo. La tercera subsección estudia los efectos del IK en la distribución de ingresos laborales, la desigualdad y la pobreza. Si bien se observan desplazamientos hacia la derecha de la distribución de ingresos de la mayoría de los grupos analizados<sup>25</sup>, algo más que coincidentes con aumentos del IK, sus resultados no permiten afirmar que estos estén reduciendo la desigualdad ni ayudando a los más pobres.

## 1.1. Salario mínimo, empleo, desempleo e informalidad laboral

Como se señaló en la introducción, dado el nivel del SM en Colombia en relación con la productividad de la mano de obra menos calificada o con otros salarios representativos de la economía, sus incrementos han tenido efectos de diversa índole en variables importantes del mercado laboral. Tal es el caso del empleo, el desempleo observado, el desempleo estructural y la informalidad laboral. En esta subsección repasamos algunos de los resultados obtenidos en investigaciones previas sobre dichas variables.

### 1.1.1 Salario mínimo y empleo

A pesar de que la evidencia no es completamente contundente sobre los efectos adversos del SM, los resultados sí tienden a mostrar que afecta negativamente el empleo y la probabilidad de estar empleado. Núñez y Bonilla (2001), con información de encuestas de hogares del DANE, estimaron esta última y encontraron que el SM tenía un efecto adverso sobre dicha probabilidad, en especial en el caso de trabajadores que ganan menos del mínimo. Encontraron, además, que los efectos del SM en la probabilidad de perder el empleo eran más fuertes cuanto más cerca estaba el salario del individuo del SM. Estimaron una elasticidad del empleo al SM de -0,23 entre 1997 y 1998. En el mismo sentido, Arango y Pachón (2007) concluyeron que, para las personas cabeza de hogar, aumentos del SM reducen la probabilidad de estar empleado, en especial para las mujeres y las personas con baja dotación de capital humano (véase también Hernández y Pinzón, 2006). Para todos los miembros del hogar, hay un efecto negativo del SM en las horas trabajadas.

Maloney y Núñez (2004), basados en el panel rotativo realizado por el DANE al finalizar el siglo pasado, encontraron que los aumentos del SM tienen efectos adversos en el empleo, sobre todo para los trabajadores de menores salarios. Aguirre-Botero (2011), basada en una ecuación de ingresos sustentada en la teoría de capital humano, sugiere que la existencia del SM afecta negativamente la situación de ocupación, desocupación e inactividad de los jóvenes. Por efecto del SM, agrega, las personas entre 12 y 25 años que buscan trabajo probablemente terminarán como desempleados o trabajadores informales.

Arango y Flórez (2020a, material suplementario), con base en información de la GEIH del DANE entre 2008 y 2016, encuentran evidencia que sugiere que, si bien las tasas de ocupación total y formal responden con mayor fuerza a la actividad económica (medida por el índice de seguimiento a la economía), la razón del SM al salario correspondiente al percentil 70 de la distribución,  $SM/S_{p70}$ , afecta negativamente ambas variables. En efecto, los coeficientes de largo plazo estimados sugieren que un incremento de 1 pp en  $SM/S_{p70}$  reduce la tasa de ocupación total en 0,038 pp y la tasa de ocupación formal en 0,04 pp.

Otros estudios fueron realizados con base en información sectorial, sobre todo de la industria manufacturera. El más influyente, quizás, fue el realizado por Linda Bell (1997), quien se basó tanto en series de tiempo como en datos de panel de la *Encuesta anual manufacturera* (EAM). Sus resultados dan cuenta de los efectos adversos del SM en el empleo. Con el primer método encontró que la elasticidad del empleo al SM es de -0,33 %; así, el aumento del 15 % en el SM real

25 Con excepción de las distribuciones de ingreso de las familias por la respuesta del primer cuantil (las más pobres), de los trabajadores por cuenta propia con educación superior en los cuantiles de ingreso más altos, y de los trabajadores por cuenta propia que no cotizan a seguridad social, también en el primer cuantil de ingresos.

ocurrido entre 1977 y 1987 redujo el empleo manufacturero en un 5 %. En el caso de los datos de panel, Bell estimó que la elasticidad del empleo con respecto al SM está entre -0,15 % y -0,33 % para trabajadores no calificados y entre -0,03 % y -0,24 % para trabajadores calificados.

Más recientemente, De Roux *et al.* (2021), al analizar la industria de plásticos y químicos, también con información de la EAM entre 1994 y 2009, encuentran que aumentos del SM causan una reducción de empleo en las plantas en las que el SM es más restrictivo (el SM está más cerca del salario promedio de la planta), comparadas con aquellas donde es menos restrictivo. Arango y Rivera (2022) encuentran que la elasticidad de largo plazo de la demanda de trabajo al SM en el sector manufacturero es cerca de -0,7. Según sus hallazgos, los aumentos del SM destruyen el empleo de mano de obra no calificada, en especial en plantas con menos de cien trabajadores. Estos autores sugieren que, para proteger el empleo, los aumentos del SM deben ser moderados<sup>26</sup>. Recomendación de política en sentido contrario hacen Amodio y de Roux (2021), quienes encuentran que los trabajadores del sector manufacturero en Colombia tienen una productividad laboral que supera su salario en un 40 %, lo cual es reflejo del poder de mercado de los establecimientos; por ello, sugieren aumentos generosos del SM de forma que se reduzca el *mark-up* de las plantas<sup>27</sup>. En este marco analítico y, de nuevo, utilizando información de la EAM para el periodo de 2002 a 2014, Tortarolo y Zárate (2018) habían encontrado que los mercados de productos manufactureros y laboral vinculados a ese sector no son perfectamente competitivos. La variación de la medida combinada de poder de mercado<sup>28</sup> entre industrias parece estar más impulsada por márgenes de ganancia (*mark-ups*) que por márgenes de reducción (*mark-downs*). Así, en promedio, las plantas manufactureras fijan precios que están un 78 % por encima de sus costos marginales y pagan salarios que se ubican 11 % por debajo al ingreso del producto marginal del trabajo.

Broecke *et al.* (2017) realizan una revisión de literatura y un ejercicio de metaanálisis con información de catorce economías emergentes, entre las cuales se encuentra Colombia<sup>29</sup>, en donde no identifican grandes efectos adversos del SM sobre el empleo<sup>30</sup>. En la revisión incluyen algunas de las investigaciones contempladas en esta subsección, aunque en su ejercicio de metaanálisis solo aparece el estudio de Bell (1997).

### 1.1.2 Salario mínimo, desempleo observado y desempleo estructural

A los resultados de Arango y Pachón (2007), que muestran evidencia de que los cambios del SM aumentan la probabilidad de estar desempleados para los integrantes de la familia que no son cabeza de hogar, se suman los de Sánchez-Torres *et al.* (2009) sobre el empleo. Utilizando un enfoque de cointegración, para el periodo 1980-2006, en frecuencia trimestral, estos autores encuentran que aumentos del 5 % en el SM real incrementan la tasa de desempleo entre un 0,6 % y 1,2 %. Por grupos de edad y género, las mayores respuestas corresponden a las mujeres de 15 a 24 años (0,44) y de 25 a 34 años (0,26); para los mismos grupos de edad, en el caso de los hombres los valores estimados son 0,38 y 0,23, respectivamente. Por nivel educativo, los coeficientes estimados son: primaria o menos: 0,14; secundaria incompleta: 0,18; secundaria: 0,24; superior incompleta: 0,27, y superior: 0,18.

26 También encuentran que el empleo es altamente cíclico: la elasticidad de la demanda de trabajo con respecto al producto es 1,7 aproximadamente. Con base en esto, sugieren la introducción de alguna flexibilidad en los contratos laborales para reducir el vínculo entre el empleo y la variación de las ventas de las plantas. Los contratos laborales indefinidos podrían permitir reducciones del salario nominal en lugar de inducir la pérdida de puestos de trabajo durante las fases de depresión severa, como sucedió con los efectos de la crisis sanitaria de 2020.

27 Una pregunta que surge a este resultado sigue la línea de argumentación que se desprende de Becker (1964): ¿No será que el desbalance entre salario real y la productividad de los trabajadores sea consecuencia de procesos de formación para el trabajo de carácter general que adelantan las firmas con sus trabajadores y por eso estos aceptan recibir un salario inferior?

28 La medida combina *mark-ups* y *mark-downs*.

29 Los países analizados son: Argentina, Brasil, Chile, China, Colombia, Filipinas, India, Indonesia, México, Polonia, Rusia, Suráfrica, Tailandia y Turquía.

30 Previamente, Hernández y Lasso (2003) habían encontrado que el SM no era un determinante significativo de la demanda de trabajo, a diferencia de la actividad económica, la cual resultó ser la principal variable explicativa. Al tener en cuenta los efectos sustitución entre trabajadores jóvenes y adultos y efectos escala de un aumento del SM, el resultado en el empleo era positivo tanto para trabajadores jóvenes como para adultos, calificados y no calificados. Es importante señalar que el enfoque técnico de aquel artículo deja algunas dudas.

Arango y Flórez (2020a) no obtuvieron un efecto significativo de  $SM/S_{p70}$  en la tasa de desempleo. Este resultado, junto con los que se presentan a continuación sobre desempleo estructural, podrían estar sugiriendo que los efectos del SM en el desempleo han venido perdiendo importancia, pero, a cambio, los efectos en la informalidad laboral han venido cobrando mayor relevancia.

Si bien en Colombia se han realizado múltiples estimaciones de la tasa de desempleo estructural, natural o Nairu, como, en ocasiones, se les denomina (véase, por ejemplo, Arango, García y Posada, 2013), pocas se han ocupado de encontrar sus determinantes. Notables excepciones son Tamayo (2008), Arango y Posada (2009), Echavarría *et al.* (2013) y Arango y Flórez (2020b).

Tamayo (2008) utilizó el modelo de negociación salarial desarrollado por Blanchard (1991) y Blanchard y Katz (1997) para estimar la tasa natural de desempleo en el periodo de 1984 a 2006. Sus hallazgos sugieren que los costos no salariales y la población en edad de trabajar son los principales determinantes de la tasa natural de desempleo, mientras que el SM no tuvo efecto sobre esta. Arango y Posada (2013) tampoco encontraron que el SM fuera un determinante de la tasa de desempleo estructural. En contraste, Echavarría *et al.* (2013), utilizando un enfoque VAR-X, concluyeron que el SM y los costos laborales no salariales impactaron la histéresis del desempleo entre la década de 1980 y la primera década de este siglo; la fuerza laboral, la demanda agregada y los choques de productividad también afectaron la dinámica de la tasa de desempleo. Señalan que el SM eleva uno a uno el salario real promedio de los beneficiados, pero crea desempleo y reduce el PIB. Se apoyan en evidencia de otros autores para sugerir que el incremento de más del 30 % del SM real que ocurrió entre 1995 y 2010 pudo haber afectado el empleo, reduciéndolo en cerca de 4 pp, y advierten que los efectos adversos de una política laboral mal diseñada pueden exacerbarse en presencia del SM.

Más recientemente, Arango y Flórez (2020b), utilizando un enfoque de cointegración, estiman la tasa de desempleo estructural. Para ello se apoyan en diferentes metodologías (Ball y Mankiw, 2002; King y Morley, 2007, y Shimer, 2012) y se basan tanto en la tasa de desempleo observada como en la tasa de desempleo corregida según Perry (1970). Sus resultados sugieren que, aunque el SM aumenta la tasa de desempleo estructural, su efecto ha venido cayendo. Para el periodo completo (1986-2015) los coeficientes son superiores a los del subperiodo 2000-2015. Los primeros están en el rango de 0,09 a 0,137, mientras que los segundos fluctúan entre 0,026 y 0,036.

Un resultado relevante de Arango y Flórez (2020b) es que el efecto del SM real en el desempleo estructural es geográficamente heterogéneo. De hecho, utilizando el enfoque de Shimer (2012), basado en el modelo de búsqueda-emparejamiento, estiman diferentes coeficientes para Barranquilla (0,068), Bogotá (0,116), Cali (0,122) y Medellín (0,089).

### 1.1.3 Salario mínimo e informalidad laboral

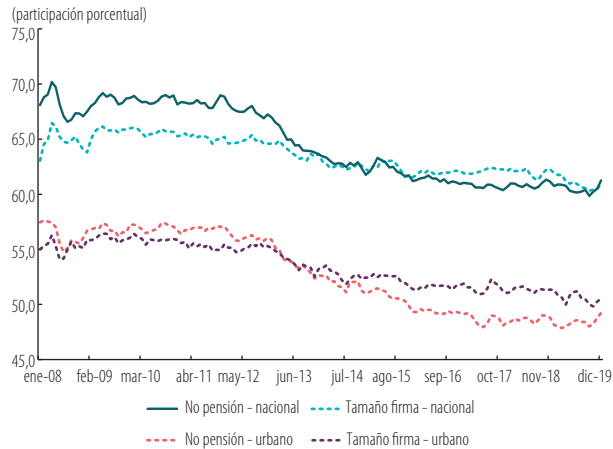
La informalidad laboral es otra esfera del mercado de trabajo en la que se han explorado los efectos del SM. La tasa de informalidad laboral corresponde a la proporción de trabajadores ocupados que se pueden catalogar como informales, de acuerdo con distintos criterios (véanse, entre otros, Bernal, 2009, y Fernández *et al.*, 2017); por ejemplo, por falta de afiliación al sistema de seguridad social o por tener vínculo laboral con empresas de cinco personas o menos, incluyendo el empleador (*i. e.*, por tamaño de empresa), etc. El Gráfico 5 muestra cómo recientemente la tasa de informalidad —medida por tamaño de la firma o por falta de afiliación al sistema de seguridad social en pensión— se ha situado entre el 47 % y 59 %, dependiendo del dominio geográfico analizado.

Uribe (2016) divide las causas de la informalidad laboral en Colombia en estructurales y cíclicas, pero en ambas deja claro el protagonismo del SM. Entre las primeras incluye la interacción del SM y la baja productividad laboral de los trabajadores menos calificados. Así, cuando el SM (más algunos costos laborales no salariales, como contribuciones a pensiones y salud, indemnizaciones por despido, beneficios complementarios, pagos de vacaciones, etc.) excede la productividad laboral, los trabajadores no serán contratados y, en cambio, serán inducidos a



### Gráfico 5 Tasa de informalidad laboral Total nacional y dominio urbano (enero de 2008-diciembre de 2019)

Pese a haber registrado caídas importantes, al cierre de la década la tasa de informalidad laboral seguía siendo alta en los dominios nacional y urbano.



Notas: la tasa de informalidad laboral corresponde a la proporción de trabajadores ocupados que cumplen la condición de informales. En el gráfico se utilizan dos medidas de informalidad laboral: por tamaño de la firma y por falta de afiliación de los trabajadores al sistema de seguridad social en pensión.

Fuente: DANE (GEIH); cálculos del Banco de la República.

### Cuadro 3 Clasificación de las ciudades utilizando la tasa de informalidad por tamaño de la firma y afiliación a seguridad social, 2007-2016

Grupos	Ciudades	Por tamaño de firma	Por afiliación a seguridad social (porcentaje)	Proporción de la fuerza laboral
Grupo 1	Bogotá, Manizales y Medellín.	45,2	38,8	51,9
Grupo 2	Barranquilla, Bucaramanga, Cali, Cartagena, Pereira, Popayán y Tunja.	54,5	50,9	29,8
Grupo 3	Armenia, Ibagué, Neiva, Pasto y Villavicencio.	60,8	54,7	8,1
Grupo 4	Cúcuta, Florencia, Montería, Quibdó, Riohacha, Santa Marta, Sincelejo y Valledupar.	66,4	64,7	10,2

Fuente: Arango y Flórez (2020a, Cuadro 1).

permanecer desempleados para luego encontrar una ocupación en el sector informal. Si los trabajadores ya están ocupados y su productividad se acerca al SM, un aumento desproporcionado de este último (todo lo demás constante) aumentará el riesgo de despido y estarán en tránsito hacia el desempleo y luego hacia el trabajo informal.

Las causas cíclicas, señala Uribe (2016), pueden estar relacionadas con rigideces salariales. Por ejemplo, ante un choque adverso de la demanda agregada, la demanda de mano de obra formal caerá. Si la rigidez de los salarios nominales, incluido el SM, es superior a la rigidez de los precios, entonces los salarios reales aumentarán y se podrá esperar un aumento tanto de las tasas de desempleo como de informalidad laboral. Las rigideces de precios son utilizadas en el modelo neokeynesiano de la subsección 3.2.

Mondragón, Peña y Wills (2010) estudiaron esta variable para el periodo 1984 a 2006, y encontraron que un aumento del IK y otros costos laborales no salariales incrementaron la probabilidad de convertirse en trabajador informal. Estimaron un coeficiente de 0,117 y señalan que el incremento del 20 % que se presentó en el SM entre 1996 y 2001 significó un aumento de 2 pp en la tasa de informalidad. Dichos efectos son aún más altos para los trabajadores sin educación superior. En la transición de ocupaciones formales a informales es donde se presentan los mayores efectos de los aumentos del SM.

Más recientemente, Fernández y Villar (2017) analizaron el efecto de la reforma tributaria de 2012 en la informalidad laboral. Utilizando un método de diferencia en diferencias, estiman que, como resultado de la reforma, en particular de la reducción de los aportes de nómina, la informalidad cayó cerca de 2 pp; es decir, la mitad de lo que cayó la informalidad después de 2012. Fernández y Villar (2017) también resaltan la transición que pudo haberse presentado en los trabajadores que antes de la reforma se ganaban menos del SM y, posteriormente, pasaron a ser trabajadores formales. Sus resultados son más robustos al restringir el dominio geográfico a las trece principales ciudades, donde son más homogéneos.

Arango y Flórez (2020a) presentan evidencia de la heterogeneidad regional de la tasa de informalidad y, al igual que Uribe (2016), señalan que esta es la otra cara de la moneda de la productividad laboral. Sugieren que ciudades con alta tasa de informalidad tienen una baja productividad laboral. Así, utilizando la tasa de informalidad, clasifican las veintitrés ciudades del dominio urbano del DANE en cuatro grupos, tal como se observa en el Cuadro 3.

Cabe destacar que la clasificación de las ciudades del Cuadro 3 fue notablemente cercana a la publicada en su momento por el Consejo Nacional de Competitividad, donde solo dos ciudades (Santa Marta y Villavicencio) estuvieron en grupos diferentes. El índice nacional de competitividad, que puede interpretarse como un indicador de productividad de las ciudades, utilizado por esa institución para hacer la clasificación de las ciudades, se genera a partir de 89 variables, mientras que la de Arango y Flórez (2020a) se basa únicamente en el promedio móvil de dos años de la tasa de informalidad laboral. El Cuadro 3 también muestra la tasa promedio de informalidad de cada grupo donde es notoria la heterogeneidad geográfica. La diferencia entre los grupos 4 y 1 es de 21,2 pp o 25,9 pp, según la medida utilizada. Además, es

importante observar que los grupos 1 y 2 contienen el 81,9 % de la fuerza laboral, mientras que el porcentaje restante corresponde a los grupos 3 y 4.

Según Arango y Flórez (2020a), una de las razones para la existencia de una tasa de informalidad tan alta ha sido el nivel del SM en relación con otros salarios de la economía (véase también Arango, Flórez y Guerrero, 2020). Estos autores presentan evidencia de que el SM (más exactamente, las variables  $SM/S_{p70}$  y  $SM/S_{p50}$  o  $IK$ ) determina la prevalencia de la informalidad laboral en Colombia. Las respuestas de la tasa de informalidad que estiman Arango y Flórez (2020a) se sitúan entre 0,047 y 0,058 si se utiliza el panel de veintitrés ciudades o 0,143 para el conjunto de todas las ciudades. En este último caso, el incremento de 1 pp en  $SM/S_{p70}$  aumentaría la tasa de informalidad en 0,143 pp. De acuerdo con los autores, los incrementos del SM real han sobrepasado a los de la productividad de los trabajadores menos calificados, lo cual (entre otras razones) ha impedido que la tasa de informalidad laboral haya caído más entre 2008 y 2019, pese a las reformas laborales y fiscales adelantadas a lo largo del presente siglo —como la analizada por Fernández y Villar (2017)— y las fases de auge del ciclo económico. El Gráfico 5 muestra que, durante ese periodo, la informalidad cayó entre 5 y 8 pp.

Arango y Flórez (2020a) presentan evidencia de que el efecto del SM en la tasa de informalidad varía dependiendo de las ciudades. Encuentran que las consecuencias de largo plazo de incrementos en los indicadores de SM son altamente nocivas en Villavicencio, Ibagué y Florencia. De igual manera, las ciudades de los grupos 2 y 4 se ven, en promedio, particularmente afectadas por aumentos desproporcionados del SM. Con base en estos resultados, los autores sugieren que los aumentos del SM deben ser medidos y que el SM podría ser diferencial por región, dependiendo de la productividad (informalidad) laboral en cada una de ellas.

La medida de política para tener un salario mínimo por regiones sugerida por estos autores consiste en dividir el país en cuatro grupos e implementar la política durante cinco años: entre  $t + 1$  y  $t + 5$ . El Grupo 1, que corresponde a las ciudades con las tasas de informalidad laboral más bajas, se beneficiaría de un aumento pleno del SM, determinado de manera centralizada y periódica por la Comisión Permanente de Coordinación de Salarios y Políticas Laborales. La sugerencia de Arango y Flórez es que el aumento anual sea igual a la meta de inflación de largo plazo (3 %) hasta que el SM de las ciudades de mayor productividad laboral sea equivalente al 50 % del salario mediano, como en el promedio de los países de la OCDE<sup>31</sup>. Frente al Grupo 1, para las ciudades del Grupo 2 el ajuste salarial entre los años  $t + 1$  y  $t + 5$  sería el 75 %; para las del Grupo 3 sería del 50 % y, finalmente, para las del Grupo 4 el ajuste sería del 30 %. A partir del año  $t + 6$  el ajuste del SM nominal sería pleno y homogéneo para los cuatro grupos (3 % anual, es decir, la meta de inflación de largo plazo).

La propuesta de un SM regional debe combinarse con acciones sistemáticas que aumenten el nivel de productividad laboral de la fuerza de trabajo y, por ende, todos los salarios de la economía. Lo anterior requiere de un diseño institucional que permita al sistema productivo contar con una fuerza laboral más calificada, además de reforzar las medidas para garantizar el cumplimiento del SM.

Finalmente, los resultados de Arango, Flórez y Guerrero (2020) identifican un efecto positivo del SM sobre la probabilidad de tener un trabajo informal. De acuerdo con ellos, un aumento de un punto porcentual en  $SM/S_{p70}$  incrementa en 0,21 pp la probabilidad de tener un empleo informal. Los grupos más afectados son los trabajadores con menor nivel educativo, los jóvenes y las mujeres. Al agrupar las ciudades por su nivel de informalidad laboral, siguiendo a Arango y Flórez (2020a), encuentran efectos más pronunciados en aquellas con niveles de informalidad más altos.

31 Recientemente, Ahlfeldt, Roth y Seidel (2022) presentan una discusión amplia sobre el SM óptimo para Alemania basado en criterios de empleo, equidad y bienestar (véase también Dube, 2014). Sus números no ubican en SM óptimo lejos del 50 % sugerido acá.

## 1.2 Salario mínimo y flujos laborales del empleo formal

El análisis de las respuestas del empleo a las variaciones del SM ha utilizado múltiples enfoques, entre los que se encuentran las series de tiempo, los diseños cuasiexperimentales, los datos panel por firma o por individuos que comparan efectos entre poblaciones afectadas y no afectadas por los incrementos del SM (Neumark y Wascher, 2004a y 2004b; Neumark, Schweitzer y Wascher, 2004; Neumark, Cunningham y Siga, 2006; Yuen, 2003; Campolieti, Fang y Gunderson, 2005a y 2005b; Burkhauser, Couch y Wittenburg, 2000a y 2000b; Neumark y Wascher, 2008; Sabia, 2009)<sup>32</sup>. Pese a la variedad de aproximaciones metodológicas de los estudios y los diversos hallazgos<sup>33</sup>, la mayoría se concentra en el análisis sobre el nivel de empleo, el cual es resultado de la dinámica de flujos de trabajadores y trabajos en los mercados laborales<sup>34</sup>. Por tanto, un análisis de los determinantes del cambio en el empleo de los establecimientos, inducido por separaciones y contrataciones, y por creación y destrucción de empleo, podría ayudar a entender de mejor manera la forma como se transmite el efecto del SM<sup>35</sup>. En tal sentido, el objetivo de esta subsección es contribuir con la identificación de los efectos del SM en el empleo asalariado formal desde la perspectiva de los flujos del mercado laboral (Dube, Lester y Reich, 2016; Brochu y Green, 2013; Portugal y Cardoso, 2006; Hirsch, Kaufman y Zelenska, 2015).

Según el modelo de búsqueda (Pissarides, 1994 y 2000), los incrementos del SM podrían producir incrementos en las separaciones y en la destrucción del empleo, dado que algunos puestos de trabajo ocupados dejan de ser rentables. Producen también una menor contratación y creación de empleo, ocasionadas por el incremento en los costos de enganche, lo que finalmente se traduciría sin ambigüedad en una reducción del nivel de empleo<sup>36</sup>. Esto se verifica en la identidad que se explica en el Anexo 1:  $\Delta e_{j,t} = h_{j,t} - s_{j,t} \equiv c_{j,t} - d_{j,t}$ , donde  $e$  es el empleo del establecimiento  $j$  en un momento  $t$ ,  $h$  las contrataciones,  $s$  las separaciones, y  $c$  y  $d$  la creación y destrucción de puestos de trabajo, respectivamente.

### 1.2.1 Estrategia empírica

Para determinar el efecto de los cambios del SM en los flujos del mercado laboral, se utiliza un panel trimestral de establecimientos (plantas), entre 2009 y 2019, con la información de su nómina registrada en la PILA. A partir de dicho panel se construyen los flujos del mercado laboral formal<sup>37</sup> (Davis *et al.*, 1996); es decir, flujos de trabajadores medidos por las tasas de contratación y separación, y flujos de trabajo medidos por las tasas de creación y destrucción de puestos de trabajo; adicionalmente, presentamos los efectos sobre el *churning*, medida esta que identifica el exceso de rotación de los trabajadores con respecto a los trabajos<sup>38</sup>.

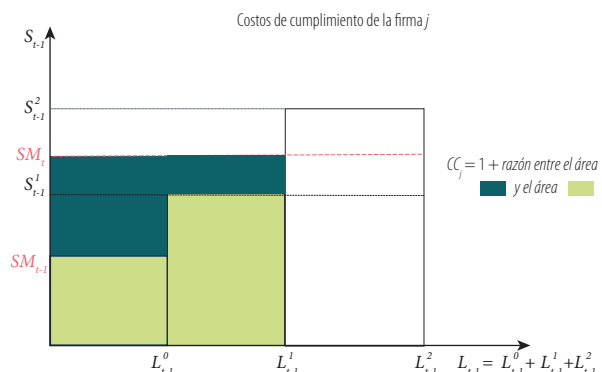
La estrategia de identificación del efecto de los incrementos en el SM en los flujos de empleo formal se apoya en el concepto de costo de cumplimiento (CC), asociado con el encarecimiento de la nómina, como consecuencia de los incrementos del SM (Hirsch *et al.*, 2015). El CC representa una fuente de variación exógena suponiendo que los establecimientos no pueden influir la determinación del SM ni tampoco prever su incremento con la debida anticipación<sup>39</sup>. El CC se calcula como la variación en

- 32 Una revisión más amplia de esta literatura se encuentra en Flórez, Hermida y Morales (2022).
- 33 Como se expuso en la introducción, no existe un consenso sobre el efecto negativo del SM en el empleo. Aunque, la evidencia sí parece estar indicando un efecto negativo del SM en algunos grupos demográficos específicos, como el empleo de los jóvenes o personas poco calificadas.
- 34 Los flujos de contrataciones y separaciones, conocidos como flujos de trabajadores, miden las rotaciones de los individuos entre firmas o entre estados del mercado laboral (empleado, desempleado, inactivo). Los flujos de creación y destrucción de empleo, también llamados flujos de trabajo, capturan los movimientos de los puestos de trabajo en las fases expansión y contracción de las plantas, incluyendo su nacimiento y cierre.
- 35 El Anexo 1 presenta las definiciones de los flujos.
- 36 Estos efectos son acordes con las predicciones de los efectos estimados por los modelos de búsqueda (Pissarides, 1994 y 2000), ya que, al incrementar los salarios, algunas contrataciones existentes y nuevas dejan de ser rentables para los establecimientos.
- 37 Evidencia reciente sobre los efectos del SM en el empleo informal para el caso de Colombia fue presentada en la subsección anterior.
- 38 Para mayor detalle sobre la construcción de los flujos con los datos por establecimiento, véase el Anexo 1. Flórez, Hermida y Morales (2022) también presentan una descripción más amplia de los datos utilizados y las muestras seleccionadas para las estimaciones.
- 39 Este supuesto se modifica en un ejercicio de robustez más adelante.

### Gráfico 6 Costo de cumplimiento y salario mínimo

El costo de cumplimiento de la regulación del salario mínimo (la razón entre el área verde oscura y el área verde clara) ha tenido un comportamiento similar al del crecimiento del salario mínimo.

#### A. Costo de cumplimiento del establecimiento $j$



#### B. Evolución del costo de cumplimiento promedio y el salario mínimo



Fuente: Flórez, Hermida y Morales (2022).

el costo de la nómina del establecimiento antes y después de un incremento del SM, tomando como referencia únicamente a los trabajadores que se ven afectados por dicho incremento. Para este cálculo se usa la nómina del año inmediatamente anterior al incremento, de manera que esta permanezca fija y no se vea afectada por los incrementos contemporáneos del SM. En otras palabras, el CC es una medida de qué tan costosos serían los trabajadores a quienes, según las normas, se les debe ajustar su salario al nuevo nivel del mínimo, en el escenario en que la nómina permanece fija (véase Flórez, Hermida y Morales, 2022).

El panel A del Gráfico 6 muestra el cálculo del CC para una firma  $j$ , suponiendo un incremento del SM en niveles de  $SM_{t-1}$  a  $SM_t$ , donde la nómina en el periodo anterior ( $t-1$ ) al incremento del SM está conformada por tres grupos de empleados:  $L^0$ ,  $L^1$  y  $L^2$ . La remuneración (masa salarial) del grupo  $L^0$  es igual al SM del periodo anterior ( $SM_{t-1}$ ). La remuneración del grupo  $L^1$ ,  $S_{t-1}^1$  es mayor que el SM del periodo anterior ( $SM_{t-1}$ ) y menor que el nuevo SM ( $SM_t$ ). Finalmente, el grupo  $L^2$  tiene una remuneración mayor que la del nuevo SM en  $t$ ,  $S_{t-1}^2 (>SM_t)$ .

Se observa que, dada la estructura de la nómina de esta empresa en ( $t-1$ ), para cumplir con las normas el establecimiento debe ajustar los salarios de los grupos  $L^0$  y  $L^1$ . La magnitud del ajuste debe ser tal que la remuneración de estos grupos se sitúe, al menos, sobre el nuevo SM en el periodo  $t$ . Nótese que, en este ejemplo, al grupo  $L^0$  se le debe ajustar el salario en la misma magnitud que el incremento en el SM, mientras que el ajuste para el grupo  $L^1$  es menor que el incremento del SM; esto hace que el ajuste en el valor de la nómina del establecimiento  $j$  no sea necesariamente una relación uno a uno con el incremento del SM. De esta manera, el CC del establecimiento viene dado por 1 más la razón del incremento en la nómina (área verde oscura en el Gráfico 6) sobre el costo de la nómina afectada, antes de que ocurriera el incremento en el SM (área verde clara).

El panel B del Gráfico 6 muestra la evolución promedio del CC y las variaciones anuales del SM. Se observa un comportamiento muy similar de las dos variables, lo cual da mayor peso a nuestra estrategia empírica basada en el CC. La especificación utilizada para estimar el efecto del SM en los flujos del mercado laboral viene dada por la expresión (1), donde el periodo de referencia para fijar la estructura de la nómina es el tercer trimestre del año anterior al nuevo SM y el CC se incluye en logaritmos. Dado que en Colombia la negociación sobre el incremento del SM se produce entre noviembre y diciembre de cada año, se elige el trimestre anterior al inicio de esta. Así, el CC variará por año y por establecimiento. La ecuación que se estima es:

$$FL_{jt} = \alpha_j + \beta_1 \ln CC_{jt} + \sum_{\tau=2}^4 \beta_{\tau} \ln CC_{jt} \times 1\{Trim = \bar{T}\} + \beta_5 X_{jt} + T_t + u_{jt} \quad (1)$$

En esta expresión,  $FL_{jt}$  representa los flujos de mercado laboral (contrataciones, separaciones, destrucción, creación y *churning*) en el establecimiento  $j$ , en el trimestre  $t$ . Aunque las plantas reciben el choque del aumento del SM en el primer trimestre, con la expresión (1) se estiman sus potenciales efectos a lo largo del año. El vector  $X$  representa algunas características de los empleados de los establecimientos, como la composición etaria y el género<sup>40</sup>. La especificación incluye

40 Los resultados presentados solo incluyen establecimientos privados y excluyen los públicos, cuya dinámica de contratación es diferente. Dado que no existe información sobre el grado de sindicalización de los establecimientos, no es posible controlar por este hecho en nuestras estimaciones.

también efectos fijos de tiempo ( $T_i$ ) y de planta ( $\alpha_i$ ), estos últimos, con el propósito de capturar la heterogeneidad en la productividad de los establecimientos, reflejando así el efecto de aumentos en el SM (o CC) por encima de dicha productividad; finalmente,  $u$  es el término de error.

## 1.2.2 Resultados

Los resultados de la estimación de la ecuación (1) se presentan en el Cuadro 4<sup>41</sup>. De acuerdo con ellos, el costo de cumplir con la política de SM afecta los flujos del mercado laboral. Un incremento del CC en un 1 % produce, en el curso del año, un incremento de 0,89 pp en la tasa de destrucción de trabajo y una reducción de 1,12 pp en la tasa de creación, tal como lo predice el modelo de búsqueda. Si las anteriores magnitudes se multiplican por 0,49, que corresponde a la proporción media por establecimiento de empleados cuya remuneración es de 1 SM en el periodo de análisis (véase el panel B del Gráfico 2 para tener una mayor intuición), se encuentra que, por ejemplo, un incremento del SM real en un 1 % aumenta la destrucción de puestos de trabajo en 0,44 pp, mientras que el efecto en la creación sería de -0,56 pp. En términos de empleo, lo anterior se traduce en una destrucción promedio de 20.000 puestos de trabajo y una reducción en la creación cercana a 26.000 empleos, por lo cual, para el periodo 2009-2019 se tiene una reducción promedio anual de 46.000 empleos por cada 1 pp de incremento en el SM real. Esta pérdida de empleo por aumentos del SM debe interpretarse con cuidado, ya que los aumentos reales del SM en el periodo analizado fueron considerables (véase Gráfico 1 en la introducción, en especial el panel C) y, seguramente, sobrepasaron los cambios de la productividad total de los factores (PTF), lo que resultó en pérdidas de empleo.

**Cuadro 4**  
Efecto en los flujos del mercado laboral formal de incrementos en el costo de cumplimiento y el salario mínimo

	Destrucción	Creación	Separaciones	Contrataciones	Churning	Variación del empleo
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
A. Efecto anual de un incremento real de 1% en el CC	0,89*** (0,04)	(1,12***) (0,04)	1,06*** (0,04)	(0,95***) (0,04)	0,33*** (0,04)	(2,01***) (0,05)
B. Efecto anual de un incremento real de 1% en el SM	0,44*** (0,02)	(0,56***) (0,02)	0,52*** (0,02)	(0,47***) (0,02)	0,17*** (0,02)	(1,00***) (0,03)
C. Número de empleos	20.414,6*** (941,51)	(25.713,6***) (862,27)	24.258,1*** (994,8)	(21.870,1***) (962,21)	7.687,1*** (805,20)	46.128,2*** (1205,39)
Observaciones	3.070.254	3.070.254	3.070.254	3.070.254	3.070.254	3.070.254
Número de plantas	155.065	155.066	155.067	155.068	155.069	155.070

Notas: los coeficientes de variación del empleo (columna 6) de las filas A y B corresponden a cambios porcentuales, mientras que la variación del empleo de la fila C corresponde a número de personas. Niveles de significancia: \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ . Errores estándar en paréntesis, clusterizados por establecimiento. Los coeficientes y errores estándar anuales se calculan con el método delta a partir de una estimación trimestral; estos coeficientes representan la suma de los resultados en los cuatro trimestres del año.

Fuente: Flórez, Hermida y Morales (2022).

En cuanto a los flujos de trabajadores, se presentan resultados análogos a los mencionados anteriormente para los puestos de trabajo. Un incremento de 1 % en el SM real incrementa las separaciones en 24.000 empleos y reduce las contrataciones en, alrededor, de 22.000 empleos; es decir, una caída aproximada en el empleo del 1 %. Las respuestas de los flujos de puestos de trabajo y de trabajadores se traducen en un efecto de menor magnitud, pero positivo, en el *churning*; el efecto anual en esta variable, producto del incremento en el SM real en 1 %, se sitúa alrededor de 0,17 pp, lo que representa un exceso en la rotación de trabajadores de 7.700 empleos.

41 Los resultados del Cuadro 4 se estiman con un panel de firmas no balanceado; es decir, se tiene en cuenta tanto el nacimiento de nuevas firmas como también el cierre de otras en el periodo de análisis 2009-2019. Los resultados para las firmas que permanecen en el panel durante todo el periodo (panel balanceado) son cualitativamente similares (Flórez *et al.*, 2022). Sin embargo, los resultados presentados en este estudio podrían seguir siendo una cota inferior ante la imposibilidad de poder estimar el efecto de las firmas que no llegan a ser establecidas por los incrementos en el SM y que, por tanto, no pueden ser observadas en los datos.



Adicionalmente, esta subsección también explora si los efectos en los flujos son heterogéneos de acuerdo con las características de las plantas productivas. En el panel A del Cuadro 5 se presentan los resultados por tamaño de los establecimientos, según el número de empleados. Se definen cuatro tamaños: los de 20 empleados o menos; que tienen entre 21 y 100 empleados; los establecimientos que tienen entre 101 y 250 empleados, y, finalmente, los de más de 250 empleados.

El efecto de un incremento del *SM* sobre la variación proporcional del empleo se reduce a medida que aumenta el tamaño de los establecimientos: los más pequeños presentan mayores caídas proporcionales en el empleo frente a plantas de mayor tamaño, resultado que coincide con Arango y Rivera (2022). Para estas últimas resulta significativo el aumento del *churning*, lo cual sugiere la existencia de un mecanismo de ajuste diferente ante incrementos del *SM*. Estos resultados sugieren que los establecimientos más grandes, que potencialmente tienen mayor capacidad de asumir los incrementos en los costos de nómina causados por el incremento del *SM*, pueden reasignar la mano de obra con el propósito de hacer un mejor aprovechamiento de ella. En este sentido, los establecimientos presentan un exceso de flujo de trabajadores sobre el flujo de trabajo que obedece más al reemplazo de su fuerza laboral que a una reducción de los puestos de trabajo.

El panel B del Cuadro 5 presenta los resultados por antigüedad de las plantas. En este caso, se encuentra que el efecto del *SM* sobre los flujos es más pronunciado en los establecimientos más jóvenes (menos de 4 años) y va cayendo conforme se evalúa el efecto en plantas más consolidadas. De hecho, el efecto del *SM* en los establecimientos de más de 6 años es cercano a la mitad del observado en los establecimientos más jóvenes, no solo para los flujos de trabajo sino también para los de trabajadores. Como resultado, un incremento del 1 % en el *SM* real produce una reducción del empleo de alrededor del 1,85 % en los establecimientos más jóvenes, mientras que en las plantas de mayor edad es de solo un 0,84 %. De manera similar a lo observado en establecimientos más grandes, el mecanismo de ajuste frente a los incrementos del *SM* es diferente en los establecimientos de mayor edad, de ahí que el efecto en el *churning* solo sea positivo y significativo en estos dos tipos de establecimientos. Lo anterior indica que en los establecimientos consolidados el mecanismo de ajuste de la nómina, ante incrementos en el *SM*, principalmente se hace mediante la reasignación de trabajadores y no de puestos de trabajo, lo que produce el exceso estimado en la rotación de empleados (reemplazo de fuerza laboral), con efectos moderados en la reducción de empleo. En los demás grupos de establecimientos los efectos del *SM* se traducen en una caída en el empleo, con efectos no significativos en el *churning*.

Los resultados de esta subsección son robustos ante la selección de diferentes periodos de referencia utilizados para fijar la estructura de los establecimientos; es decir, para calcular el *CC*. Por ejemplo, utilizando, por un lado, el promedio anual de la nómina y el promedio en el segundo semestre del año anterior al incremento en el *SM*, por el otro, las respuestas estimadas (-1,58 y -1,46) son algo superiores a la del Cuadro 4, la cual se situó en -1.

Para establecer si existe o no una posible endogeneidad de nuestra medida de *CC* por la anticipación de los establecimientos a los incrementos del *SM* y, en consecuencia, pudieran realizar un ajuste temprano en sus nóminas, se implementaron dos estrategias. En primer lugar, se realizaron estimaciones únicamente para los años en los que el incremento del *SM* fue acordado en el seno de la Comisión Permanente de Concertación de Políticas Salariales y Laborales (2012, 2014, 2018 y 2019). En estos años una posible anticipación del incremento del *SM* pudo ser más compleja que cuando no hubo acuerdo y se fijó por el Gobierno Nacional. Los resultados de esta estimación en la variación porcentual del empleo (-0,84) se encuentran en niveles levemente inferiores a los del periodo muestral completo. En segundo lugar, con base en los parámetros establecidos por la ley para determinar el *SM*, se descuentan los elementos conocidos al momento de fijar el *SM* (como son la meta de inflación y el crecimiento de la productividad<sup>42</sup>). De esta manera, utilizamos solo el incremento sorpresivo del *SM* y, con base en este ajuste, se calcula el *CC* para cada planta. La respuesta anual de la variación porcentual del empleo a cambios sorpresivos del *SM* (-1,57) es superior a nuestro valor de referencia. En otro ejercicio alternativo

42 Corresponde a la contribución de la Productividad Total de los Factores (PTF) al crecimiento de valor agregado medida por el DANE.

también se controló por tendencias de sector y de ciudad, los cuales estarían capturando efectos de productividad. Los resultados al controlar por dichas tendencias son prácticamente iguales a los del Cuadro 4 (-1,01), mientras que cuando se utiliza el panel balanceado la elasticidad es mucho menor (-0,68), aunque sigue reportando pérdidas de empleo ante incrementos del SM real del 1 %<sup>43</sup>.

### Cuadro 5

Efecto anual por tamaño y edad del establecimiento de un incremento de un 1 % del salario mínimo real

	Destrucción	Creación	Separaciones	Contrataciones	Churning	Variación porcentual del empleo
<b>A. Tamaño de los establecimientos (número de empleados)</b>						
<b>A.1. Entre 2 y 20 empleados</b>	0,80*** (0,03)	-0,54*** (0,02)	0,81*** (0,03)	-0,53*** (0,02)	0,02 (0,02)	-1,34*** (0,03)
Observaciones	2.051.079	2.051.079	2.051.079	2.051.079	2.051.079	
Número de establecimientos	127.387	127.387	127.387	127.387	127.387	
<b>A.2. Entre 21 y 100 empleados</b>	0,47*** (0,04)	-0,75*** (0,04)	0,46*** (0,04)	-0,76*** (0,04)	-0,01 (0,03)	-1,22*** (0,06)
Observaciones	763.501	763.501	763.501	763.501	763.501	
Número de establecimientos	53.337	53.337	53.337	53.337	53.337	
<b>A.3. Entre 101 y 250 empleados</b>	0,26** (0,11)	-0,96*** (0,15)	0,29** (0,12)	-0,93*** (0,15)	0,07 (0,09)	-1,22*** (0,19)
Observaciones	151.047	151.047	151.047	151.047	151.047	
Número de establecimientos	11.699	11.699	11.699	11.699	11.699	
<b>A.4. Más de 250 empleados</b>	0,18 (0,15)	-0,70*** (0,20)	0,32** (0,16)	-0,56*** (0,21)	0,28** (0,13)	-0,88*** (0,24)
Observaciones	104.627	104.627	104.627	104.627	104.627	
Número de establecimientos	5.495	5.495	5.495	5.495	5.495	
<b>B. Edad de los establecimientos (años)</b>						
<b>B.1. Cuatro años o menos</b>	0,82*** (0,14)	-1,02*** (0,12)	0,86*** (0,14)	-0,98*** (0,13)	0,08 (0,10)	-1,85*** (0,20)
Observaciones	252.327	252.328	252.329	252.330	252.331	
Número de establecimientos	39.180	39.180	39.180	39.180	39.180	
<b>B.2. Más de cuatro años y seis o menos</b>	0,48*** (0,07)	-0,85*** (0,07)	0,51*** (0,08)	-0,83*** (0,07)	0,05 (0,07)	-1,34*** (0,10)
Observaciones	319.612	319.613	319.614	319.615	319.616	
Número de establecimientos	22.690	22.691	22.692	22.693	22.694	
<b>B.3. Mas de seis años</b>	0,36*** (0,02)	-0,48*** (0,02)	0,47*** (0,02)	-0,37*** (0,02)	0,21*** (0,02)	-0,84*** (0,03)
Observaciones	2.394.337	2.394.338	2.394.339	2.394.340	2.394.341	
Número de establecimientos	81.818	81.819	81.820	81.821	81.822	

Notas: niveles de significancia: \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ . Errores estándar en paréntesis y *clusterizados* por planta. Los coeficientes y errores estándar anuales se calculan con el método delta a partir de una estimación trimestral; estos coeficientes representan la suma de los resultados en los cuatro trimestres del año. Las categorías del tamaño de planta se basan en una clasificación dinámica que depende del número promedio de empleados de la planta en cada año. Las regresiones por edad excluyen a los establecimientos que no se les puede estimar su edad; esto es, las plantas que se encontraban al inicio del panel y no alcanzan a cumplir seis años, las cuales representan el 3,4 % de las observaciones.

Fuente: cálculos de Flórez, Hermida y Morales (2022).

43 Una verificación adicional, sugerida por un evaluador anónimo, consistió en explorar cómo cambian nuestras variables de flujos entre establecimientos de alto y bajo CC el año posterior, condicional a tener previamente un valor similar de CC. Lo anterior con el fin de descartar algún tipo de doble causalidad, en la medida en que firmas más afectadas por el incremento del SM estuviesen caracterizadas por peores indicadores laborales antes del incremento anual. Los resultados indican que el crecimiento del empleo en el periodo corriente no es diferente entre plantas de alto y bajo CC el año posterior, esto, sin importar si la planta tenía alto, bajo o medio CC en el periodo corriente. En cuanto a los otros flujos, aparecen algunos efectos significativos; sin embargo, las magnitudes son muy moderadas y, en todos los casos, los efectos tienen el signo contrario al efecto del SM que encontramos en las estimaciones principales. Lo anterior quiere decir que los establecimientos para los cuales el CC surte un efecto negativo en los indicadores laborales, partieron el año previo al incremento con indicadores laborales iguales o mejores. Los resultados de este ejercicio están disponibles para los lectores que lo soliciten.

La aplicación de este enfoque para estudiar los efectos del SM en los flujos y en el empleo permiten señalar que incrementos del 1 % en términos reales conducen a caídas en el empleo formal en Colombia. Estos resultados son acordes con investigaciones realizadas en otros países de ingreso medio, como Costa Rica. En efecto, Garita (2020), utilizando una estrategia de identificación similar, encuentra efectos negativos del SM especialmente en la creación de nuevos establecimientos. Estos resultados contrastan con los efectos nulos encontrados en el empleo para países desarrollados, donde el efecto negativo en las contrataciones se compensa con la reducción en las tasas de separaciones (Dube *et al.*, 2016; Brochu y Green, 2013; and Portugal y Cardoso, 2006).

Otra dimensión del empleo formal analizada en el presente documento ESPE está relacionada con la demanda de aprendices por parte de las empresas, para quienes existe también un piso de remuneración llamado apoyo de sostenimiento, el cual está vinculado al SM. El Recuadro 2, más adelante, muestra los efectos del aumento del apoyo de sostenimiento ocurrido en 2014.

### 1.3. Salario mínimo, distribución de ingresos, desigualdad y pobreza monetaria

Como se señaló en la introducción, uno de los propósitos del SM es contribuir con la reducción de la pobreza y las desigualdades. En OIT (2016: 2) se destaca que “[...] su existencia ayuda a garantizar que todas las personas participen de forma justa y equitativa en la distribución de los frutos del progreso [...]”. Por ello, esta subsección tiene como objetivo establecer si los incrementos del SM en Colombia han afectado la distribución de ingresos laborales<sup>44</sup> y, si es así, cuáles son los tramos de la distribución y los grupos poblacionales que se han visto más afectados, con especial atención en las personas de menores ingresos.

Además de ser relativamente alto con respecto de otros salarios, otra característica del SM en la distribución de ingresos laborales en Colombia es que la proporción de trabajadores cuyos ingresos laborales son menores que el SM varía considerablemente entre grupos ocupacionales. Por ejemplo, mientras que un 40 % de los asalariados reciben ingresos laborales menores que el SM, esta proporción aumenta a cerca del 75 % para los trabajadores por cuenta propia sin educación superior. Asimismo, el IK varía considerablemente entre ciudades. Para el total de ocupados en Medellín, Bogotá y Tunja, el SM es cerca del 90 % de sus respectivos ingresos laborales medianos; en Riohacha, el SM es 110 % del ingreso laboral mediano, y en Cúcuta, es el 120 %.

Dados los objetivos que la OIT asigna al SM, también nos preguntamos si la forma como esta figura se ha utilizado en Colombia ha contribuido realmente a disminuir la desigualdad de ingresos laborales y si el resultado varía con los grupos ocupacionales. Para responder estos interrogantes, estimamos el efecto que los incrementos del IK tienen sobre la desigualdad de ingresos laborales e ingresos per cápita de los hogares, medida por el coeficiente Gini. Finalmente, nos planteamos si la manera como se ha implementado el SM en el país ha contribuido a disminuir los niveles de pobreza monetaria de la población.

Neumark, Schweitzer y Wascher (2004) presentaron evidencia para Estados Unidos de que, aunque los salarios de los trabajadores de salarios bajos aumentaron, se produjeron disminuciones en el empleo medido por horas (margen intensivo) y por personas (margen extensivo)<sup>45</sup>; el efecto combinado de estos cambios trajo una disminución en su ingreso laboral. Katzkowicz *et al.* (2021) encontraron que, en Uruguay, después de la introducción del SM para el servicio doméstico en 2006, aumentaron los salarios de cerca del 20 % de las empleadas formales e informales. Sin embargo, para el periodo 2006-2016, también encontraron efectos negativos en el empleo

44 La distribución de ingresos laborales captura la relación entre un nivel de ingreso laboral (o un segmento de ingresos) y el porcentaje de la fuerza laboral ocupada que recibe dicho ingreso laboral. A su vez, la distribución acumulada de ingresos laborales reporta el porcentaje de ocupados que ganan menos que cierto nivel de ingreso laboral.

45 Brown (1999) hace una revisión de la teoría sobre el SM y sus efectos distributivos. Leonard (2000) presenta una perspectiva histórica del SM en economía. Welch (1976), Gramlich (1976) y Mincer (1976) incluyen el modelo con sectores cubierto y no cubierto por la legislación del SM.



formal y el empleo total: 64,3 % de las trabajadoras domésticas formales migraron a la informalidad y 15,4 % de las trabajadoras del sector doméstico dejaron de estar empleadas.

En Colombia la evidencia de los efectos del SM en materia de distribución es mixta. Por ejemplo, Maloney y Núñez (2004) concluyen que un incremento del 1 % en el SM legal conlleva aumentos de entre el 0,16 % y 1,74 % en los ingresos laborales de los asalariados, con mayores incrementos en los ingresos más bajos. Los mayores impactos se encuentran en los salarios cercanos al mínimo. En el caso de los trabajadores por cuenta propia, los efectos son en su mayoría no significativos, excepto para aquellos cuyos ingresos laborales son inferiores al 70 % de un SM, donde las estimaciones los sitúan alrededor del 1 %. Dados los efectos positivos significativos sobre niveles de salario inferiores al mínimo y de los trabajadores por cuenta propia, los autores señalan la existencia de un efecto faro, lo cual significa que el SM y sus variaciones sirven de referencia para toda la economía, incluyendo el sector informal. A su vez, Arango y Pachón (2007: 179, Cuadro 6) encuentran efectos positivos significativos, en particular, entre los percentiles 45 y 60 de la distribución de ingresos laborales, sin efectos significativos sobre los percentiles menores que el 30. Mondragón *et al.* (2011) muestran evidencia de importantes efectos negativos en los ingresos laborales del sector informal, a la vez que encuentran un efecto decreciente a lo largo de la distribución de ingresos del sector formal, siendo negativo para las dos terceras partes de trabajadores con mayores ingresos. En contraste, Pérez (2020) encuentra que, ante el incremento inesperado del SM real de 1999 por la inflación sorpresivamente baja de ese año, los salarios cercanos al mínimo aumentaron tanto en el sector formal como en el informal, con incrementos más altos en el primero.

### 1.3.1 Datos, variables y enfoque empírico

Como se señaló en la introducción, el hecho de que en Colombia exista un único SM que se actualiza anualmente mediante un protocolo conocido y que es igual para todas las regiones, sectores productivos y grupos demográficos impone algunos retos para la estimación de sus efectos, ya que la variabilidad que se puede explotar es menor. Por ello, en el contexto de un SM comparativamente alto con respecto a los ingresos laborales, como mostramos en la introducción y la subsección 1.1, en este aparte investigamos el efecto que incrementos del IK tienen sobre la distribución no condicionada<sup>46</sup> de ingresos laborales. En particular, estudiamos el efecto sobre los cuantiles<sup>47</sup> no condicionados para establecer si los efectos en los cuantiles bajos son diferentes de aquellos en los cuantiles más cercanos al mínimo o en los cuantiles más altos.

Se utiliza una muestra agrupada de la GEIH del DANE en el periodo 2008-2019 que cubre la información de las veintitrés ciudades principales y el dominio de las demás cabeceras municipales, los centros poblados y el área rural dispersa. Una de las variables de resultado analizada es la distribución del logaritmo de los ingresos laborales reales por hora de los diferentes grupos ocupacionales. El ingreso laboral por hora de cada persona es el ingreso base (monetario y en especie) de la primera actividad, dividido por las horas usualmente trabajadas en esa actividad<sup>48</sup>. Los grupos ocupacionales<sup>49</sup> considerados son: asalariados<sup>50</sup>, trabajadores por cuenta propia sin educación superior, trabajadores por cuenta propia con educación superior<sup>51</sup> y total de trabajadores ocupados (*i. e.*, la suma de los tres grupos anteriores). También, consideramos los grupos de trabajadores que cotizan y los

46 La distribución no condicionada de una variable consiste en su distribución no restringida por otras variables. Detalles técnicos se pueden encontrar en Lasso-Valderrama y Vargas-Riaño (2022) y Rios-Ávila y Maroto (2022).

47 En el contexto de esta subsección, el cuantil 10, por ejemplo, corresponde al valor (logaritmo) del ingreso laboral real por hora, tal que el 10 % de los ingresos laborales reales por hora son menores o iguales que ese valor.

48 En la GEIH las personas reportan el ingreso mensual de la primera actividad obtenido el mes pasado. Se utiliza ese ingreso base, tanto monetario como en especie. Así mismo, las personas reportan las horas semanales usualmente trabajadas en esa actividad. Para obtener las horas mensuales se multiplican esas horas semanales por 30 y se las dividen por 7. El SM por hora se calcula como el SMMLV dividido por 30 para obtener el diario, luego se multiplica por 7/6 para obtener el diario con dominical y, finalmente, se divide por 8 horas.

49 Corresponde a la información de los ocupados de edades entre 18 y 65 años que normalmente trabajan 40 o más horas a la semana.

50 En esta subsección agrupamos como asalariados a los obreros y empleados privados y públicos. No incluimos en el análisis a empleados domésticos y jornaleros (categorías adicionales incluidas en la GEIH del DANE).

51 Una persona se clasifica “sin educación superior” cuando su nivel educativo es bachillerato completo como máximo y “con educación superior” si tiene, al menos, un año de estudios adicional al bachillerato completo.

que no cotizan a la seguridad social<sup>52</sup>. Según esta clasificación, los grupos considerados son: asalariados que cotizan, asalariados que no cotizan, trabajadores por cuenta propia que cotizan, trabajadores por cuenta propia que no cotizan, trabajadores ocupados (asalariados y por cuenta propia) que cotizan y trabajadores ocupados que no cotizan.

El Cuadro 6 muestra la distribución acumulada del ingreso laboral por hora en los distintos cuantiles para cada grupo ocupacional. Como se observa, las distribuciones de los grupos difieren entre sí. Por ejemplo, el 40 % de los asalariados tenían ingresos por hora menores que COP 3.782. Por su parte, el 50 % de los trabajadores por cuenta propia sin educación superior obtuvieron ingresos laborales por hora menores que COP 2.703. En el total de ocupados, uno de cada cinco (20 %) trabajadores ganaba no más de COP 2.397 por hora; en el grupo de asalariados, uno de cada cinco ganaba no más de COP 3.285. El cuantil 50 indica el ingreso laboral mediano; este divide a cada grupo ocupacional en dos grandes partes iguales. La mitad del total de ocupados tenían ingresos laborales por hora menores que COP 3.707 y menores que COP 6.789 en el caso de los trabajadores por cuenta propia que cotizan a seguridad social.

**Cuadro 6**  
Distribución acumulada del ingreso laboral por grupo ocupacional e Índice de Kaitz (total nacional)

Grupo ocupacional	Cuantil de ingreso (COP por hora)									Índice de Kaitz	
	10	20	30	40	50	60	70	80	90	Media	Desviación estándar
Total ocupados	1.636	2.397	2.963	3.429	3.707	4.122	4.793	6.100	9.633	1,02	0,14
Asalariados	2.708	3.285	3.576	3.782	4.117	4.615	5.443	7.137	11.237	0,9	0,08
Trabajadores por CP sin educación superior	1.010	1.547	1.966	2.347	2.703	3.075	3.516	4.077	5.240	1,41	0,28
Trabajadores por CP con educación superior	1.887	2.878	3.696	4.541	5.648	7.165	9.256	12.382	18.215	0,67	0,16
Total trabajadores que cotizan	3.178	3.558	3.759	4.101	4.592	5.345	6.595	8.796	13.562	0,8	0,08
Total trabajadores que no cotizan	1.181	1.769	2.219	2.607	2.987	3.381	3.774	4.398	5.791	1,28	0,21
Asalariados que cotizan	3.213	3.558	3.733	4.032	4.474	5.131	6.217	8.226	12.632	0,82	0,08
Asalariados que no cotizan	1.951	2.453	2.838	3.156	3.460	3.689	4.028	4.560	5.872	1,08	0,1
Trabajadores por CP que cotizan	2.755	3.674	4.532	5.541	6.789	8.283	10.488	13.739	19.226	0,57	0,12
Trabajadores por CP que no cotizan	1.008	1.553	1.982	2.378	2.760	3.153	3.630	4.277	5.739	1,39	0,3

CP: cuenta propia.

Nota: en cada fila se reportan las estadísticas descriptivas del IK del grupo ocupacional correspondiente; los datos son todos los índices ciudad-trimestre del grupo entre el I trim. 2008 y el I trim. 2019.

Fuentes: DANE (GEIH) y Lasso-Valderrama y Vargas-Riaño (2022)

Para identificar el efecto del SM en la distribución de ingresos laborales, se utiliza el IK de cada grupo ocupacional para cada ciudad en cada trimestre. De esta manera, se aprovecha la variabilidad de dicho índice entre ciudades en un momento del tiempo, así como su variación en el tiempo para cada ciudad. Para evitar que el ingreso laboral mediano calculado esté afectado por el SM del mismo periodo, se utiliza el ingreso laboral mediano rezagado cuatro trimestres. Así, el IK corresponde a la relación, para cada ciudad, entre el SM real<sup>53</sup> por hora en el trimestre  $t$  y el ingreso laboral real por hora mediano rezagado cuatro trimestres ( $t - 4$ ) del grupo ocupacional correspondiente. Esta variable se calcula para cada ciudad y cada trimestre<sup>54</sup>.

52 Una persona cotiza a seguridad social si contribuye tanto a salud como al sistema de pensiones.

53 Las variables de ingresos laborales mensuales y SMLV se deflactan por el IPC mensual de la ciudad en la que reside cada persona; posteriormente, obtenemos la mediana de los ingresos laborales reales y la media del SM real para cada ciudad-trimestre. La información de las personas que residen en el dominio “otras cabeceras municipales, centros poblados y rural disperso” se deflacta con el IPC nacional de alimentos perecederos.

54 Esto es:  $IK_{c,t} = \frac{SM / IPC_{t,ct}}{y_{c,t-4} / IPC_{c,t-4}}$ , donde  $SM$  es el SM nominal por hora en la ciudad  $c$  y el trimestre  $t$ ;  $y$  es el ingreso mediano nominal por hora; finalmente,  $IPC$  es el índice de precios al consumidor. Esta expresión se puede reescribir como  $IK_{c,t} = SM_{c,t-4} (1 + r_{c,t}) / y_{c,t-4}$ , donde  $r$  es el crecimiento real del SM por hora entre los trimestres  $t-4$  y  $t$ .

Como se observa en las dos últimas columnas de la derecha del Cuadro 6, el promedio del IK más bajo corresponde al grupo de trabajadores por cuenta propia que cotizan a seguridad social. Su valor (0,57) indica que el ingreso laboral mediano está un 75 % por encima del SM. En el otro extremo, el promedio más alto del IK corresponde al grupo de cuenta propia sin educación superior (1,41). Para ellos, el SM legal es, en promedio, un 41 % más alto que el ingreso laboral mediano de estos trabajadores. Es decir, la mayoría de los trabajadores por cuenta propia sin educación superior tienen ingresos laborales inferiores al SM legal.

Como se ha indicado, en este aparte se analizan los efectos de incrementos del IK sobre la distribución no condicionada del logaritmo de ingresos laborales reales por hora. Específicamente, estimamos el efecto sobre los cuantiles de la distribución, desde el 10 hasta el 90 para cada grupo de interés. Con tal propósito, se utiliza el método de Firpo, Fortin y Lemieux (2009), el cual permite estimar el impacto de cambios en la distribución de las variables explicativas  $X$  sobre la estadística de distribución  $v(F_y)$  de la variable de resultado  $Y$  que, en este caso, es la función de influencia recentrada ( $FIR$ )<sup>55</sup> de cada observación de  $Y$ . En el caso de los cuantiles, la transformación  $FIR$  del logaritmo del ingreso laboral por hora, en cada cuantil del 10 al 90 para cada grupo de interés y cada año entre 2008 y 2019, es la variable dependiente en la regresión (detalles técnicos adicionales se pueden encontrar en Lasso-Valderrama y Vargas-Riaño, 2022).

En el caso de los cuantiles, la transformación  $FIR$  sería una regresión cuantílica no condicionada para cada observación del logaritmo del ingreso laboral por hora, en cada cuantil del 10 al 90 para cada grupo de interés y cada año entre 2008 y 2019. La transformación  $FIR$  de dicho logaritmo es la variable dependiente en la regresión (más detalles técnicos se pueden encontrar en Lasso-Valderrama y Vargas-Riaño, 2022).

El modelo empírico utilizado corresponde a:

$$FIR(y_{ict}, Q_\tau) = \beta_{0,\tau} + \beta_{1,\tau} IK_{ct} + \beta_{2,\tau} IK_{ct-4} + X_{ict} B_{3,\tau} + Z_{ct} B_{4,\tau} + \sigma_{c,\tau} + \rho_{t,\tau} + \varepsilon_{ijt,\tau} \quad (2)$$

donde el subíndice  $i$  representa a la persona,  $c$  representa a la ciudad de residencia de la persona ( $c=1, \dots, 24$ ),  $t$  representa el trimestre en el que se observa a la persona ( $t=2008: I, \dots, 2019: IV$ ) y  $\tau$  representa el cuantil en consideración ( $\tau=10, 20, \dots, 90$ ).  $X_{ict}$  contiene características individuales<sup>56</sup>, y  $Z_{ct}$ , características de la ciudad de residencia del individuo que capturan efectos sobre los ingresos del ciclo económico de la ciudad<sup>57</sup>. La especificación en (2) incluye efectos fijos de periodo,  $\rho_t$ , y efectos fijos de ciudad,  $\sigma_c$ ; los primeros tienen el propósito de controlar en la regresión factores comunes a todas las personas en el país en un trimestre dado, pero que pueden diferir entre trimestres<sup>58</sup>, los segundos se incluyen para controlar por aquellos factores comunes a todas las personas residentes de una ciudad, pero que difieren entre ciudades. La razón de utilizar estos controles está en que, en el transcurso de los diez años considerados en el análisis, la distribución de ingresos laborales pudo haber cambiado por diferentes factores no relacionados con el IK como, por ejemplo, las características del individuo que puedan afectar su ingreso laboral, independientemente del SM, así como el efecto que el ciclo económico de la ciudad de residencia del individuo pueda tener sobre los ingresos laborales. Finalmente,  $\varepsilon$  es el término de error.

55 La función de influencia ( $FI$ ) de una estadística de distribución (e.g., media, varianza, cuantil, índices de pobreza, etc.) mide la influencia que una observación tiene sobre esa estadística. La función de influencia recentrada ( $FIR$ ) se obtiene sumando la estadística de distribución respectiva a la función de influencia.

56 A nivel individual se controla por edad, edad al cuadrado, una variable indicadora de sexo (mujer = 1), número de años de educación, variables indicadoras de si recibe transferencias, rentas y pensiones, si es obrero o empleado público, si es cuenta propia, el nivel ocupacional y el sector económico de la primera actividad en la que se ocupa la persona.

57 Se incluyen la tasa de desempleo, la tasa de ocupación y el porcentaje de la población en edad de trabajar (PET) con educación superior. Estas variables corresponden al promedio de los últimos seis meses, rezagadas un trimestre.

58 Un ejemplo de este tipo de factores comunes es un choque inflacionario que afecta a todo el país. Al incluir el efecto fijo de periodo en cada cuantil, incorporamos el hecho de que ese choque inflacionario puede tener efectos diferenciales para cada cuantil de ingreso. Por ejemplo, un choque en el precio de alimentos por el fenómeno del Niño puede afectar más a los cuantiles bajos que a los altos. Otro ejemplo de este tipo de factores comunes serían choques de productividad que impacten a todo el país.

Para capturar eventuales respuestas rezagadas de la distribución de ingresos laborales ante cambios IK, se incluye su valor rezagado cuatro trimestres<sup>59</sup>. El coeficiente del IK contemporáneo ( $\beta_{1,\tau}$ ) representa el efecto de corto plazo sobre el cuantil  $\tau$ , y la suma de los coeficientes del IK contemporáneo y rezagado ( $\beta_{1,\tau} + \beta_{2,\tau}$ ) corresponde al efecto de largo plazo sobre el cuantil  $\tau$ .

Es importante tener en cuenta que los resultados de las estimaciones que realizamos se interpretan sobre la población a la que corresponde la distribución que se esté analizando; no son resultados sobre un individuo promedio o representativo. Así mismo, los coeficientes estimados indican en cuánto cambia la estadística de interés (en este caso, el valor del cuantil) ante una variación marginal en la media poblacional de la variable independiente correspondiente. En este sentido, el método de Firpo, Fortin y Lemieux (2009) permite obtener el efecto marginal sobre cualquiera de los cuantiles no condicionados de la variable dependiente de un cambio en la distribución de una variable explicativa que aumente su media incondicional en una unidad. Al ser una metodología que estima el efecto marginal, los resultados son válidos para cambios pequeños en las variables explicativas, incluyendo el IK.

Para la estimación de las regresiones cuantílicas no condicionadas<sup>60</sup>, utilizamos dos grupos de información de la GEIH. En primer lugar, los datos de los cuatro trimestres de cada año, resultados que interpretamos como el efecto promedio anual en cada uno de los cuantiles de variaciones en el índice de Kaitz. En segundo lugar, realizamos estimaciones utilizando únicamente la información del primer trimestre de cada año; el propósito de estas estimaciones es evaluar los efectos inmediatos que el nuevo SM nominal (el cual comienza a regir en enero de cada año) pueda tener sobre la distribución de ingresos laborales. Nuestra interpretación es que los efectos del primer trimestre capturan principalmente la respuesta de precios más que de cantidades del mercado laboral.

### 1.3.2. Salario mínimo y distribución del ingreso laboral

Debido a la heterogeneidad de los grupos que componen el mercado de trabajo, la cual se refleja en las características observables y no observables de la oferta y la demanda de cada uno de dichos grupos, el efecto de las variaciones del IK sobre la distribución de ingresos laborales difiere para cada grupo ocupacional. Con la heterogeneidad de dichos efectos contribuye que la regulación sobre el SM no se acata de igual manera en todos los grupos.

El Gráfico 7 presenta las estimaciones sobre los efectos del IK en la distribución del ingreso laboral de cada grupo ocupacional. El panel A reporta los resultados con información de cuatro trimestres, mientras que el panel B contiene las estimaciones con información únicamente del primer trimestre<sup>61</sup>. En general, los resultados obtenidos con los dos grupos de información son similares. Las estimaciones obtenidas con la información de los primeros trimestres tienen errores estándar más grandes, pues el tamaño de muestra es alrededor del 25 % de la información con todos los trimestres.

En general, los resultados indican que incrementos del IK desplazan la distribución de ingresos laborales hacia la derecha y aumentan el valor de la mayoría de los cuantiles de todos los grupos de ocupados analizados, tanto de manera contemporánea como rezagada y, en consecuencia, en el largo plazo. Excepción clara a este desplazamiento es la distribución de ingresos de los trabajadores por cuenta propia con educación superior. Esta evidencia sugiere que, ante aumentos del IK, el valor de la mayoría de los cuantiles de los diferentes grupos analizados también se incrementa, aunque en menor medida. Sin embargo, existen diferencias importantes en la magnitud de los efectos entre grupos; por ejemplo, los asalariados son el grupo ocupacional con los efectos más altos, en términos

59 Como referencia, Neumark, Schweitzer y Wascher (2004) encuentran que los efectos rezagados del SM son importantes. En particular, encuentran que los efectos contemporáneos exageran los incrementos salariales y subestiman la disminución de las horas que experimentan los trabajadores con salarios bajos cuando se aumenta el SM. Véase, también, Neumark y Wascher (2002) y Neumark, Schweitzer y Wascher (2005). En estos estudios, los efectos rezagados se justifican por la existencia de ajustes de largo plazo que se dan en las cantidades, por ejemplo, despidiendo trabajadores; mientras los ajustes de corto plazo o contemporáneos se reflejan en los salarios.

60 Las estimaciones son refinadas mediante la *ponderación inversa de probabilidad* (IPW, por la sigla en inglés de *inverse probability weighting*). Detalles en Lasso-Valderrama y Vargas-Riaño (2022).

61 En esta subsección se considera que coeficientes con un valor  $p$  mayor que 0,05 no son estadísticamente diferentes de cero.

relativos. Si bien los demás grupos tienen efectos, en general, positivos, estos son relativamente pequeños, en especial para aquellos de menores ingresos laborales, como son los trabajadores por cuenta propia sin educación superior. Asimismo, existen diferencias en la respuesta dentro de los grupos: se observa que, en la mayoría de los grupos ocupacionales, los cuantiles de ingresos laborales más cercanos al nivel de SM real experimentan, en general, el mayor incremento porcentual cuando aumenta el IK. También, obtenemos algunas estimaciones de efectos negativos o no estadísticamente diferentes de cero para el cuantil 10, el más bajo, de algunos grupos ocupacionales.

Los coeficientes estimados indican el incremento porcentual en el valor del cuantil correspondiente de los ingresos laborales por hora ante un incremento de 0,01 en el IK. Por ejemplo, para el total de ocupados, un aumento de 0,01 en el IK incrementa el valor de los cuantiles 20 y 30 en aproximadamente un 0,80 %, mientras que este efecto en los cuantiles superiores al 50 se ubica entre el 0,40 % y 0,50 % (Gráfico 7, panel A.1). Para los trabajadores por cuenta propia sin educación superior, el efecto total de un aumento de 0,01 en el IK es muy similar en todos los cuantiles de su distribución de ingresos laborales (excepto para el cuantil 10), al ubicarse entre el 0,20 % y 0,30 %, como podemos ver en el panel A.4 del Gráfico 7<sup>62</sup>.

62 Como referencia, en el Anexo 2 mostramos el cálculo del incremento en pesos reales (a precios de 2018) del valor de los cuantiles de ingreso laboral por hora de cada grupo, usando los resultados de las estimaciones con los datos de todos los trimestres. Por ejemplo, el incremento en 0,01 del IK resulta en un incremento del cuantil 30 de asalariados de COP 24,07, pasando de COP 3.576 (véase Cuadro 6) a COP 3.600,07.

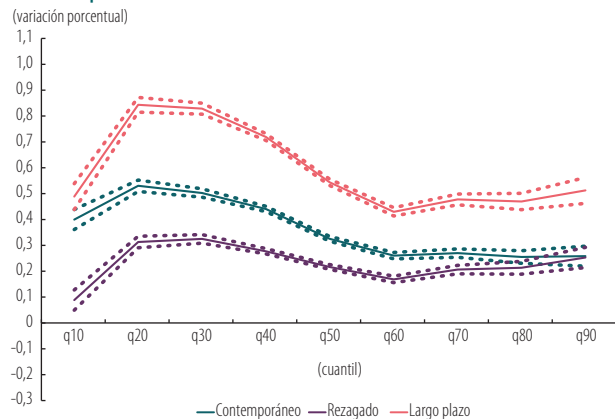
### Gráfico 7

#### Efectos de cambios en el índice de Kaitz en la distribución de ingresos laborales por grupos ocupacionales, 2008-2019

La respuesta de largo plazo de los cuantiles de las distribuciones de ingresos laborales ante incrementos del índice de Kaitz sugiere un desplazamiento hacia la derecha de la mayoría de ellas. Excepción es la distribución de los trabajadores por cuenta propia con educación superior. La respuesta de largo plazo más homogénea y alta la tiene la distribución de los asalariados.

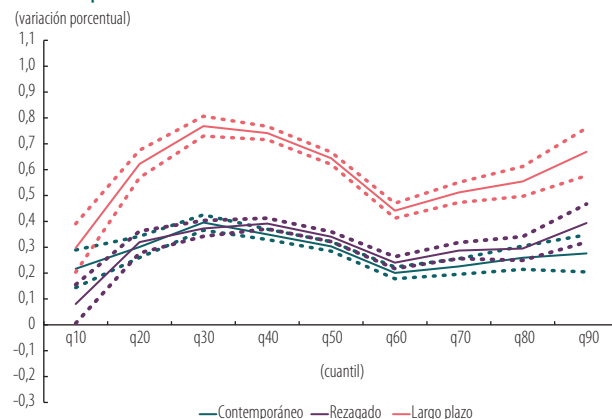
#### A. Información de todos los trimestres

##### A.1 Ocupados

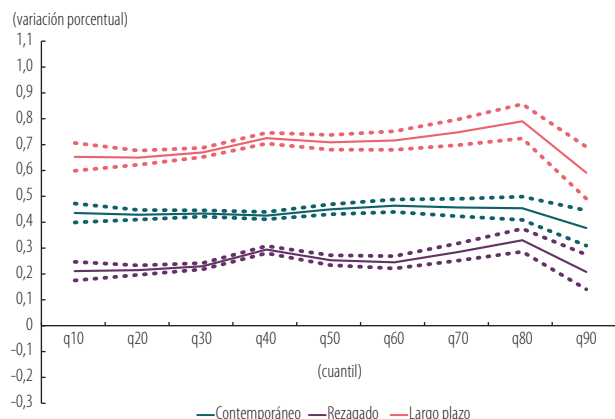


#### B. Información del primer trimestre

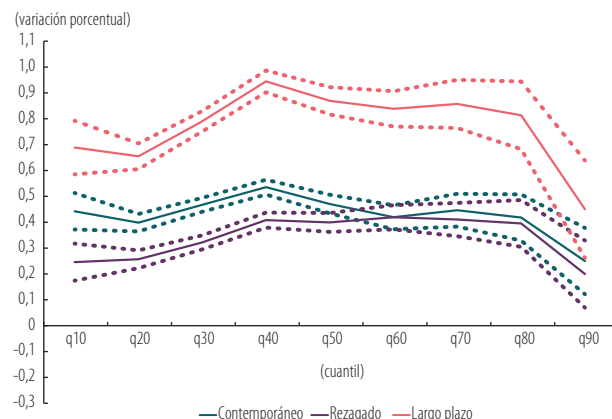
##### B.1 Ocupados



##### A.2 Asalariados



##### B.2 Asalariados

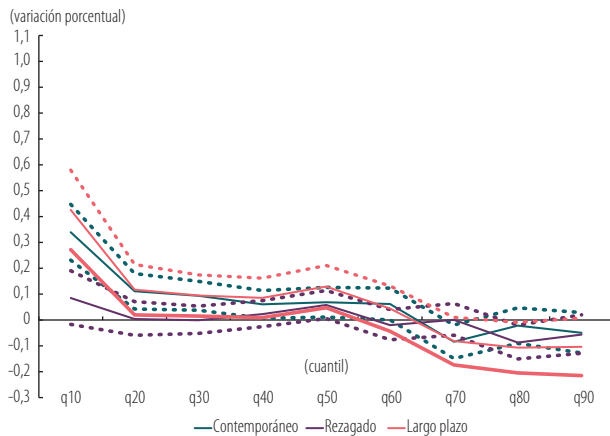


Continúa >>

**Gráfico 7**  
Efectos en la distribución de ingresos laborales por grupos ocupacionales de cambios en el índice de Kaitz, 2008-2019  
(Continuación)

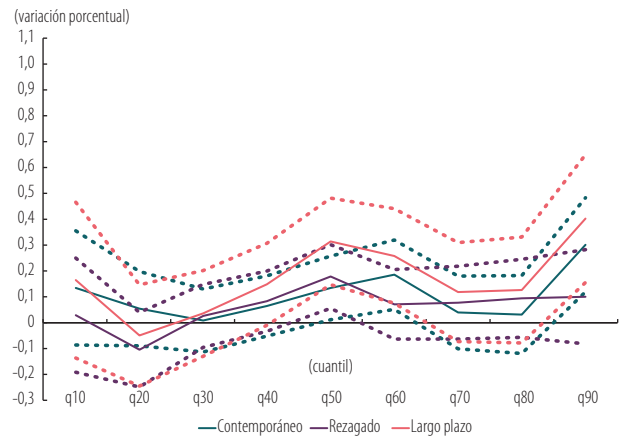
**A. Información de todos los trimestres**

**A.3 Cuenta propia con educación superior**

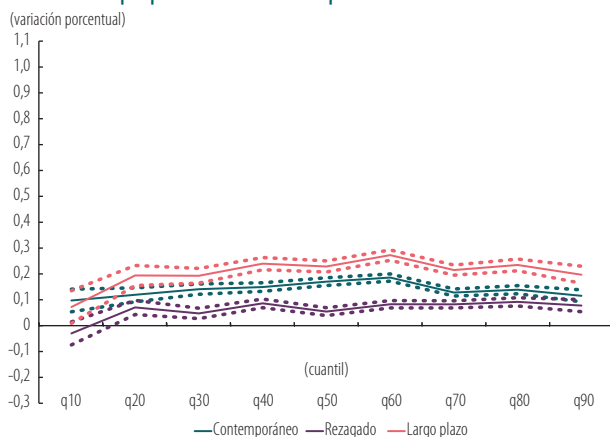


**B. Información del primer trimestre**

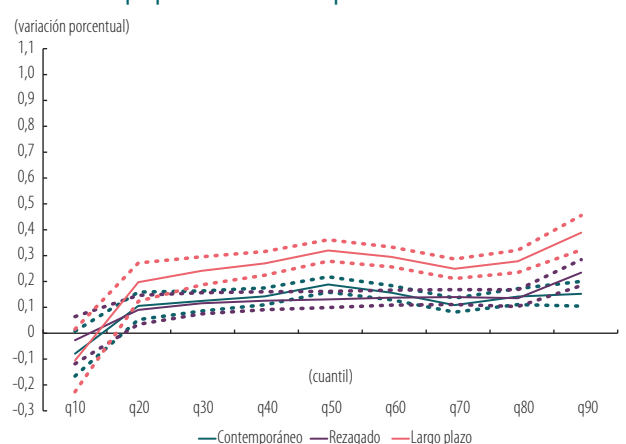
**B.3 Cuenta propia con educación superior**



**A.4 Cuenta propia sin educación superior**



**B.4 Cuenta propia sin educación superior**



Notas: en cada panel, la línea sólida corresponde al valor del coeficiente estimado para el valor contemporáneo del SM relativo al mediano,  $\beta_{1,t}$  (verde oscuro) en cada cuantil, el coeficiente estimado para el valor rezagado del SM relativo al mediano,  $\beta_{2,t}$  (verde claro) y la suma de esos dos coeficientes,  $\beta_{1,t} + \beta_{2,t}$  (efecto de largo plazo, rosada). El área entre las líneas punteadas representa el intervalo de confianza del 95%.

Fuentes: DANE (GEIH) y Lasso-Valderrama y Vargas-Riaño (2022).

El Gráfico 8 muestra los resultados de las estimaciones para los grupos ocupacionales clasificados según si cotizan o no a la seguridad social. En general, para todos estos grupos ocupacionales encontramos efectos positivos en la mayoría de los cuantiles de su distribución. Sin embargo, cuando usamos la información de todos los trimestres, encontramos un efecto de largo plazo del -0,15 % para el cuantil 10 de la distribución de ingresos laborales reales por hora de los trabajadores por cuenta propia que cotizan a seguridad social, debido, principalmente, a un efecto rezagado negativo del -0,10 %. (Gráfico 8, panel A.5). También, cabe destacar que los coeficientes del rezago de IK no son estadísticamente significativos para el cuantil 10 de la distribución de ingresos laborales reales por hora de los trabajadores por cuenta propia sin educación superior (Gráfico 7, panel I.D) y los cuenta propia que no cotizan a seguridad social (Gráfico 8, panel A.6). Sin embargo, el efecto de largo plazo para estos cuantiles es positivo y significativo, aunque pequeño (aproximadamente del 0,10 %).



Cuando se utiliza únicamente la información del primer trimestre, los efectos estimados son similares, pero no son estadísticamente significativos para el cuantil 10 de la distribución de ingresos laborales reales por hora de los grupos cuenta propia sin educación superior (Gráfico 7, panel A.4) ni para el de los asalariados que cotizan a seguridad social (Gráfico 8, panel B.3). Tampoco es estadísticamente significativo el efecto contemporáneo para el cuantil 10 de los ocupados que no cotizan y los trabajadores por cuenta propia que cotizan a seguridad social; sin embargo, el efecto de largo plazo es positivo y estadísticamente significativo, aunque relativamente pequeño (entre el 0,20 % y 0,50 %) (Gráfico 8, paneles B.2 y B.5). Por otra parte, obtenemos un efecto negativo para el cuantil 10 de los trabajadores por cuenta propia que no cotizan a seguridad social; el efecto de largo plazo es -0,13 %, debido al efecto contemporáneo del -0,12 %, pues el efecto del rezago no es significativamente diferente de cero (Gráfico 8, panel B.6).

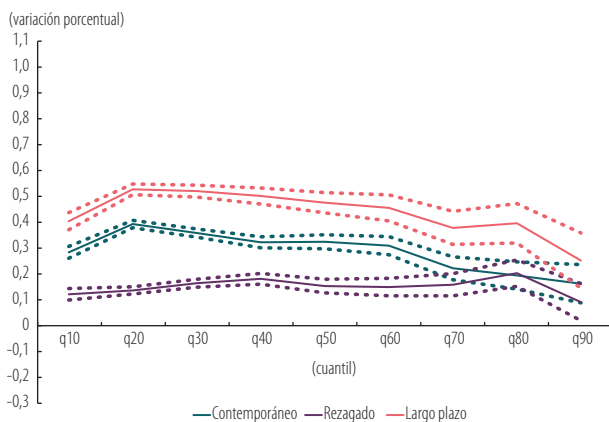
### Gráfico 8

#### Efectos de cambios en el índice de Kaitz en la distribución de ingresos laborales de grupos ocupacionales según cotización a seguridad social, 2008-2019

Las menores respuestas de los cuantiles a cambios en el índice de Kaitz, en el largo plazo, se observan en las distribuciones de los trabajadores que no cotizan a seguridad social.

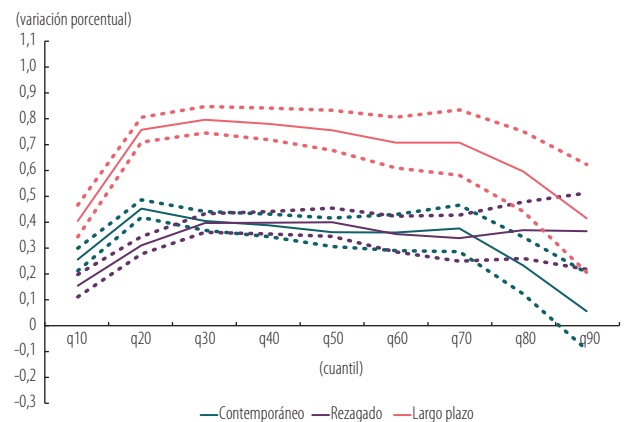
#### A. Información de todos los trimestres

##### A.1 Ocupados que cotizan a SS

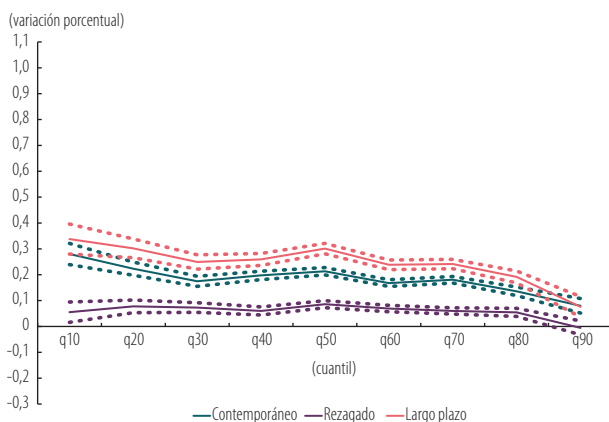


#### B. Información del primer trimestre

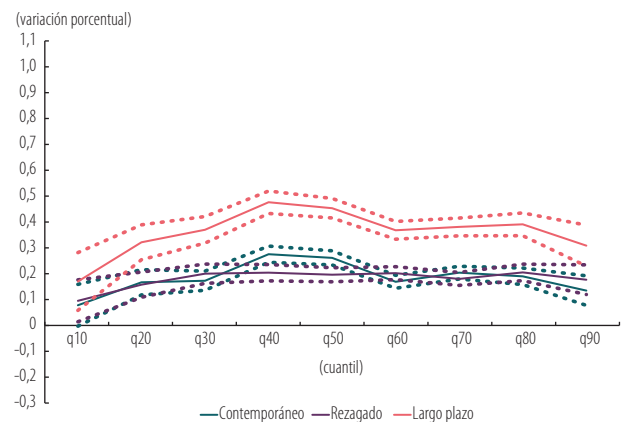
##### B.1 Ocupados que cotizan a SS



##### A.2 Ocupados que no cotizan a SS



##### B.2 Ocupados que no cotizan a SS

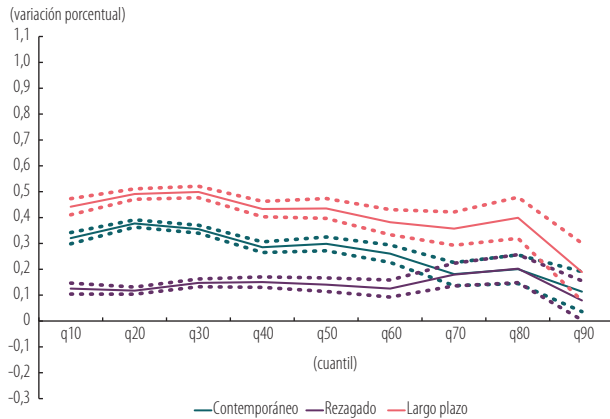


Continúa >>

**Gráfico 8**  
Efectos de cambios en el índice de Kaitz en la distribución de ingresos laborales de grupos ocupacionales según cotización a seguridad social, 2008-2019 (Continuación)

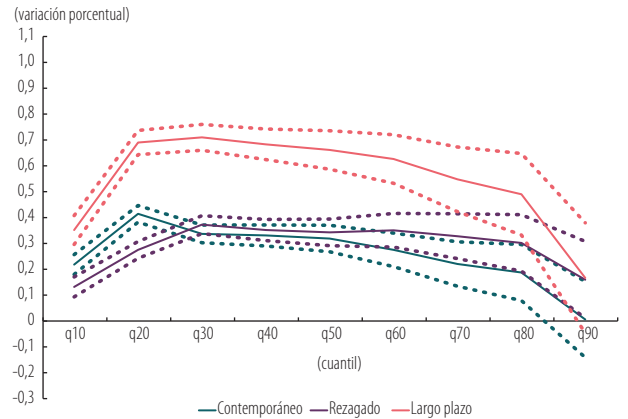
**A. Información de todos los trimestres**

**A.3 Asalariados que cotizan a SS**

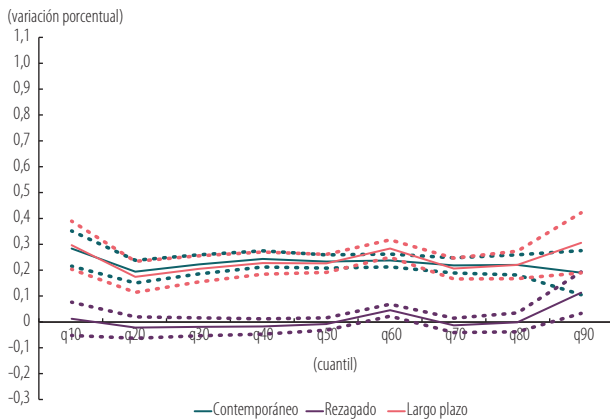


**B. Información del primer trimestre**

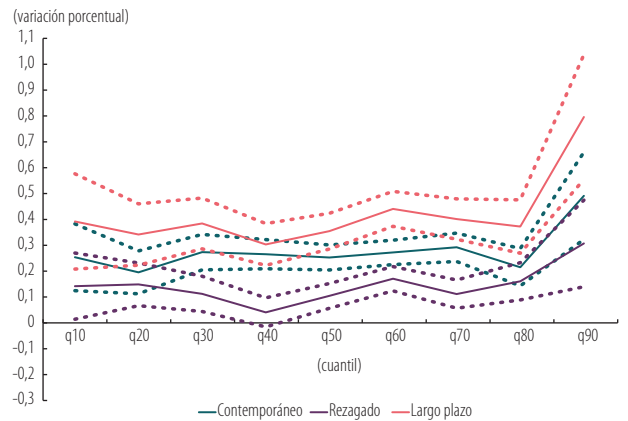
**B.3 Asalariados que cotizan a SS**



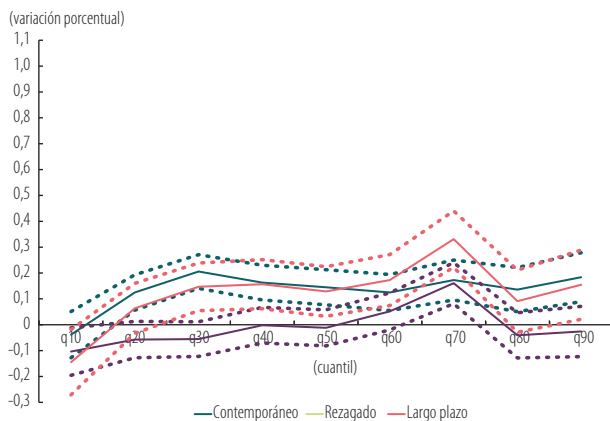
**A.4 Asalariados que no cotizan a SS**



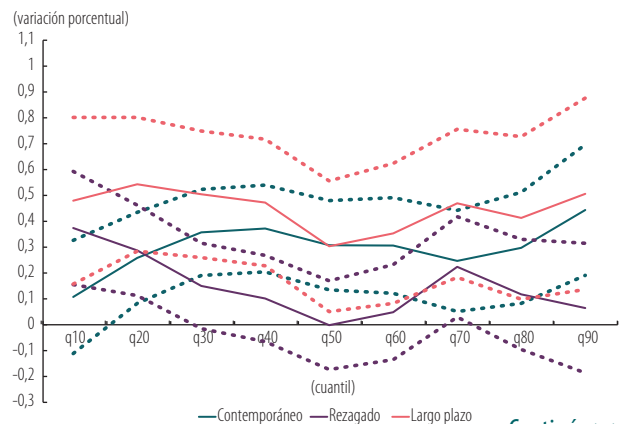
**B.4 Asalariados que no cotizan a SS**



**A.5 Cuenta propia que cotizan a SS**



**B.5 Cuenta propia que cotizan a SS**



Continúa >>

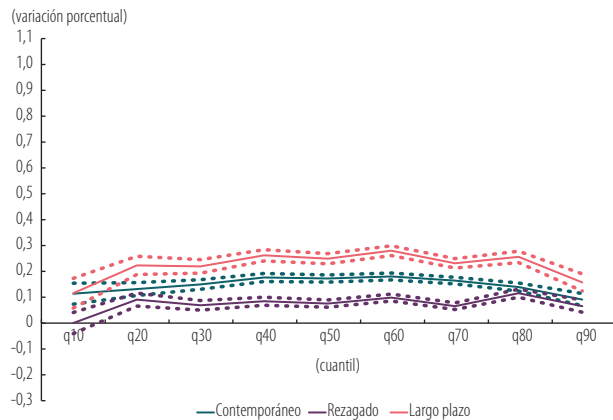


## Gráfico 8

Efectos de cambios en el índice de Kaitz en la distribución de ingresos laborales de grupos ocupacionales según cotización a seguridad social, 2008-2019 (Continuación)

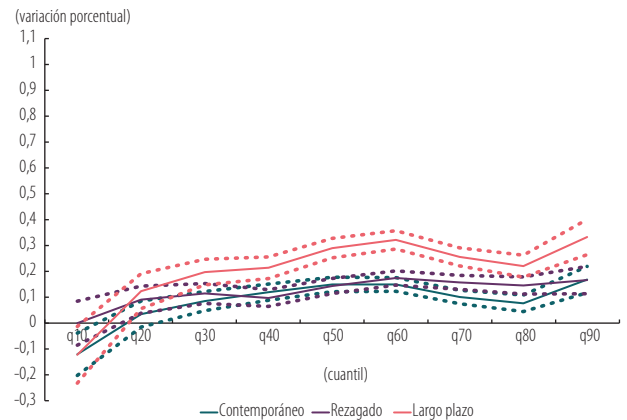
## A. Información de todos los trimestres

## A.6 Cuenta propia que no cotizan a SS



## B. Información del primer trimestre

## B.6 Cuenta propia que no cotizan a SS



Notas: en cada panel, la línea sólida corresponde al valor del coeficiente estimado para el valor contemporáneo del SM relativo al mediano,  $\beta_{1,t}$  (verde oscuro) en cada cuantil, el coeficiente estimado para el valor rezagado del SM relativo al mediano,  $\beta_{2,t}$  (verde claro) y la suma de esos dos coeficientes,  $\beta_{1,t} + \beta_{2,t}$  (efecto de largo plazo, rosado). El área entre las líneas punteadas representa el intervalo de confianza del 95%.

Fuentes: DANE, (GEIH) y Lasso-Valderrama y Vargas-Riaño (2022).

Es importante enfatizar que esta subsección no estima efectos del cambio en el IK sobre el empleo ni sobre su composición formal e informal, a diferencia de trabajos como el de Arango y Flórez (2020a) para Colombia, o Millea *et al.* (2017) para Sudáfrica. Estos últimos encuentran que incrementos en los valores de los cuantiles de la distribución de ingresos laborales podrían estar acompañados de aumentos en el desempleo y reducciones en la participación laboral<sup>63</sup>. Por otra parte, los incrementos en los valores de los cuantiles de la distribución de ingresos laborales podrían corresponder a pérdidas en bienestar social si están acompañados de aumentos importantes en desempleo, informalidad, reducciones en participación laboral debido al desánimo para buscar trabajo y mayor incertidumbre en los trabajadores. En esta subsección tampoco se evalúan esos efectos en bienestar; el modelo de la subsección 3.1 se ocupa de estos aspectos y reporta pérdidas de bienestar.

### 1.3.3. Salario mínimo y desigualdad de ingresos laborales

En este aparte nos preguntamos si, en Colombia, el SM contribuye a disminuir la desigualdad de ingresos laborales y si el resultado depende del grupo ocupacional considerado. Para responder estas preguntas se estima el efecto que los incrementos del IK tienen sobre la desigualdad de ingresos laborales, medida por el coeficiente de Gini.

Algunos estudios han documentado la conexión entre el SM y la desigualdad. Por ejemplo, Lee (1999) pudo establecer que el incremento de la desigualdad en los Estados Unidos estuvo asociado con la disminución del SM real (véase, también, Autor, Manning y Smith, 2016). Según Engborn y Moser (2021), Brasil también ha experimentado una disminución en la desigualdad de ingresos laborales, en parte, causada por incrementos en el SM real. En Alemania la disminución en la desigualdad también se explica por la introducción del SM en 2015 (Bossler y Schank, 2020).

63 La revisión bibliográfica de la subsección 1.1, así como los resultados de la subsección 1.2 de este artículo indican que, en Colombia, aumentos en el SM, el IK o los CC, destruyen empleo formal, y aumentan el desempleo observado, el estructural y la informalidad laboral.

Como se observa en la primera columna del Cuadro 7, la mayor desigualdad en ingresos laborales por hora corresponde al grupo de los cuenta propia con educación superior, el cual tiene un coeficiente de Gini de 0,48, mientras que el grupo con menor desigualdad de ingresos laborales por hora es el de trabajadores por cuenta propia sin educación superior, cuyo coeficiente de Gini es de 0,35.

**Cuadro 7**  
Coeficiente de Gini de los ingresos laborales por hora de cada grupo ocupacional y efectos de largo plazo de cambios en el índice de Kaitz, 2008-2019

Grupo ocupacional	Gini	Número de Observaciones		Efectos de largo plazo sobre la desigualdad (todos los trimestres)	
		Todos los trimestres	Primer trimestre	Coefficiente	Efecto relativo (porcentaje)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Total ocupados	0,43	2.307.393	562.759	0,038	0,089
Asalariados	0,396	1.285.058	313.909	-0,083	-0,209
Trabajadores por CP sin educación superior <sup>a/</sup>	0,35	825.248	201.756	0	0
Trabajadores por CP con educación superior <sup>a/</sup>	0,48	196.984	46.540	0	0
Total trabajadores que cotizan	0,392	1.053.382	255.274	-0,047	-0,120
Total trabajadores que no cotizan	0,398	1.253.881	306.937	0,063	0,158
Asalariados que cotizan	0,379	934.416	228.093	-0,057	-0,151
Asalariados que no cotizan	0,382	350.267	85.599	-0,202	-0,529
Trabajadores por CP que cotizan	0,435	118.957	27.179	0,074	0,17
Trabajadores por CP que no cotizan	0,393	903.365	221.254	0,037	0,093

<sup>a/</sup> Los efectos de largo plazo estimados para estos grupos no son significativamente diferentes de cero, por ello registramos en este cuadro un coeficiente igual a cero.

Nota: la columna de "efecto relativo" indica el cambio porcentual en el coeficiente de Gini ante un incremento de 0,01 en el IK del grupo.

Fuentes: DANE (GEIH) y Lasso-Valderrama y Vargas-Riaño (2022).

Para determinar el efecto de incrementos en la media incondicional del IK sobre la desigualdad de ingresos laborales de cada grupo, estimamos una regresión equivalente a la ecuación (2), pero en la que la variable dependiente es la transformación FIR del coeficiente de Gini de la distribución de los ingresos laborales reales por hora de cada uno de los grupos considerados<sup>64</sup>.

En el Gráfico 9, panel A, ilustramos los efectos contemporáneos, rezagados y de largo plazo sobre la desigualdad de ingresos laborales estimados para cada grupo cuando usamos la información de todos los trimestres. En el panel B mostramos los efectos utilizando únicamente la información del primer trimestre. Los efectos de largo plazo estimados indican que incrementos del IK aumentan la desigualdad de ingresos laborales para cuatro de los grupos considerados: total ocupados, ocupados que no cotizan a seguridad social, trabajadores por cuenta propia que cotizan y trabajadores por cuenta propia que no cotizan. Por su parte, reducciones en la desigualdad de ingresos laborales se obtienen en cuatro grupos: asalariados, ocupados que cotizan, asalariados que cotizan y asalariados que no cotizan. Los efectos estimados no son significativamente diferentes de cero para los grupos de trabajadores por cuenta propia con educación superior y sin educación superior.

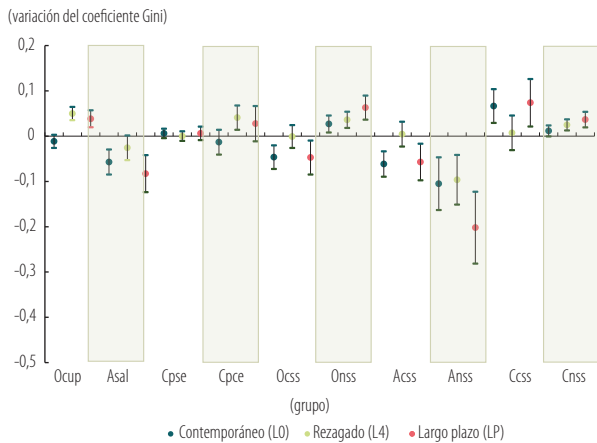
El efecto de largo plazo de mayor magnitud relativa es sobre la desigualdad en la distribución de los ingresos laborales de los asalariados que no cotizan a seguridad social (Cuadro 7, cuarta columna). El coeficiente de largo plazo de -0,202 indica que un incremento de 0,01 en la media

64 El coeficiente de Gini lo calculamos sobre la distribución de ingresos laborales reales por hora, no sobre la distribución del logaritmo de esos ingresos, ya que este subestima el Gini al minimizar la dispersión de la distribución del ingreso laboral por hora.

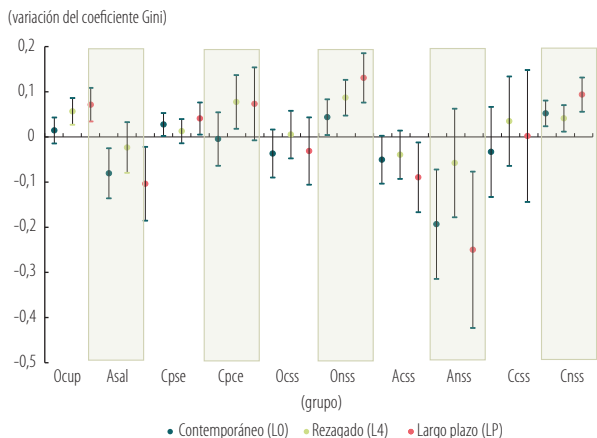
### Gráfico 9 Efectos de cambios del índice de Kaitz en la desigualdad de los ingresos laborales de grupos ocupacionales, 2008-2019

La desigualdad, medida por el coeficiente de Gini, ante incrementos del índice de Kaitz, aumenta para todos los ocupados, los ocupados que no cotizan a seguridad social y los trabajadores por cuenta propia, coticen o no. Caídas importantes del coeficiente de Gini se estiman para los asalariados, coticen o no a seguridad social, y los ocupados que cotizan a seguridad social.

#### A. Todos los trimestres



#### B. Primer trimestre



Ocup: ocupados, Asal: asalariados, Cpse: cuenta propia sin educación superior, Cpce: cuenta propia con educación superior, Ocsc: ocupados que cotizan a seguridad social, Onss: ocupados que no cotizan a seguridad social, Accs: asalariados que cotizan a seguridad social, Anss: asalariados que no cotizan a seguridad social, Ccss: cuenta propia que cotizan a seguridad social, Cnss: cuenta propia que no cotizan a seguridad social.

Notas: los círculos indican el valor contemporáneo del coeficiente ( $\beta_{1,t}$ , verde oscuro, L0) estimado para el SM relativo al mediano, rezagado cuatro trimestres, ( $\beta_{2,t}$ , verde claro, L4) y la suma de los coeficientes de los dos anteriores, el efecto de largo plazo ( $\beta_{1,t} + \beta_{2,t}$ , rosa, LP). La barra en cada círculo indica el intervalo de confianza del 95%.

Fuentes: DANE (GEIH) y Lasso-Valderrama y Vargas-Riaño (2022).

incondicional del IK reduce el coeficiente de Gini de este grupo de ocupados en 0,0020 unidades, es decir, una disminución del 0,529 % en términos relativos<sup>65</sup>. El segundo efecto relativo más alto se observa en el grupo de asalariados, equivalente a una reducción del 0,209 % en su coeficiente de Gini. El efecto estimado sobre todos los ocupados indica que un incremento de 0,01 en la media incondicional del IK aumenta la desigualdad en su distribución de ingresos laborales reales, equivalente a un incremento del 0,089 % en el coeficiente de Gini (Cuadro 7)<sup>66</sup>.

Por tanto, la respuesta a las preguntas formuladas es que el SM, medido mediante el IK, no está contribuyendo a disminuir la desigualdad de los ocupados, aunque las variaciones en el coeficiente de Gini son heterogéneas entre los grupos considerados.

#### 1.3.4. Salario mínimo, distribución y desigualdad del ingreso mensual per cápita de los hogares<sup>67</sup>

Si el SM en Colombia está cumpliendo con los objetivos identificados por la OIT y planteados en la introducción, una de las variables que debería impactar con mayor fuerza es el ingreso de las familias. Pues bien, en este aparte indagamos por los efectos que variaciones del IK (SM mensual relativo a la mediana del ingreso total mensual real per cápita de los hogares, en este caso) tienen en la distribución del ingreso mensual per cápita de los hogares; específicamente, sobre los cuantiles de esta distribución.

En Estados Unidos, para el periodo 1984-2013, Dube (2019) encuentra efectos de largo plazo positivos para los cuantiles 10 y 15 de la distribución no condicionada de ingresos familiares, con elasticidades entre 0,15 y 0,44. Para Colombia, en el periodo 1984-2001, Arango y Pachón (2007: 185, Gráfico 7, panel A) estiman efectos positivos para los cuantiles superiores al 20 (coeficientes entre 0,30 y 0,50), pero no estadísticamente diferentes de cero para los cuantiles inferiores.

El Cuadro 8 muestra el valor de los cuantiles de la distribución para el periodo 2008-2019. Se observa que, en promedio, la mitad de los hogares en Colombia percibían ingresos reales de menos de COP 421.000 mensuales por cada integrante del hogar.

Por su parte, durante el periodo 2008-2019, el IK promedio, calculado con referencia al ingreso mensual mediano de los hogares, fue de 1,93, con una desviación estándar de 0,63. Es decir, cada uno de los integrantes de la mitad de los hogares en Colombia recibió como ingreso total real mensual menos de, aproximadamente, medio SM.

65 Esto es,  $\Delta\%Gini = [(\Delta Gini)/Gini] \times 100$ . Para este grupo de asalariados en particular, el cambio es una reducción en 0,0020 puntos de un coeficiente de Gini del grupo de 0,3820. Por lo tanto,  $\Delta\%Gini = [0,0020/0,3820] \times 100 = 0,53\%$ .

66 Kart (2004) construye un modelo de equilibrio general computable para la economía colombiana para evaluar el efecto sobre la desigualdad y pobreza de cuatro simulaciones. Sus resultados sobre el coeficiente de Gini son: 1) reducción unilateral de tarifas arancelarias aumenta el coeficiente de Gini en un 0,10%; 2) cambio del IVA del 15% para algunos bienes al 10% para todos los bienes incrementa el Gini en un 0,50%; 3) disminución del 50% en los flujos externos hacia el país aumenta el coeficiente de Gini en un 0,30% respecto a la base, y 4) un incremento del 22% en las obligaciones externas del gobierno, junto con un incremento del IVA para mantener constante el nivel de consumo del gobierno aumenta el Gini en un 0,30%.

67 Estrictamente, usamos el concepto de “unidad de gasto” que utiliza el DANE para el cálculo de los índices de pobreza. Sin embargo, en esta sección nos referiremos a la “unidad de gasto” como “hogar”.

**Cuadro 8**  
**Valor en pesos de los cuantiles de la distribución del ingreso mensual real per cápita de los hogares (2018 = 100)**

q10	q20	q30	q40	q50	q60	q70	q80	q90
144.351	211.082	276.509	341.124	420.83	519.177	653.436	873.270	1.342.441

Nota: Los títulos de las columnas identifican los cuantiles 10 al 90

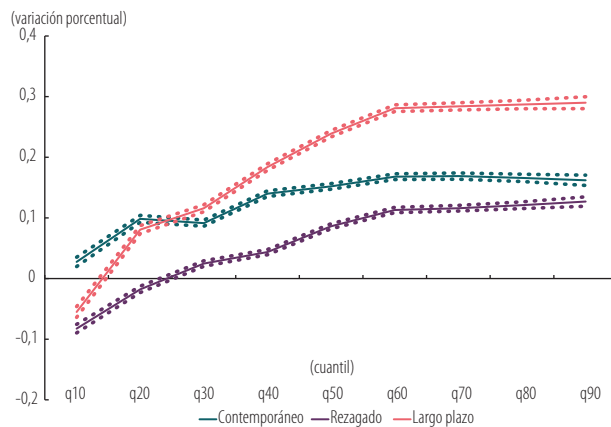
Fuentes: DANE (GEIH) y Lasso-Valderrama y Vargas-Riaño (2022).

Para estimar el efecto del IK en la distribución del ingreso mensual per cápita de los hogares, se utiliza la especificación de la ecuación (2), donde la variable dependiente es la transformación FIR del logaritmo del ingreso total mensual real per cápita de los hogares<sup>68</sup>. Este ingreso es asignado a cada una de las personas que conforman el hogar. Utilizamos la información que el DANE emplea para calcular los índices de pobreza del periodo 2008-2019. El panel A del Gráfico 10 presenta los efectos estimados para cada cuantil de la distribución de ingresos familiares per cápita mensuales utilizando la información de todos los trimestres. Los resultados muestran efectos positivos de incrementos en el IK en todos los cuantiles de ingreso familiar, excepto en el cuantil 10, para el cual se estima un efecto significativo de largo plazo del ingreso igual al -0,06 %, determinado principalmente por un efecto del rezago del SM mensual relativo al mediano del -0,08 %. Los efectos de largo plazo para los demás cuantiles son positivos, estadísticamente significativos y crecientes con el nivel del cuantil.

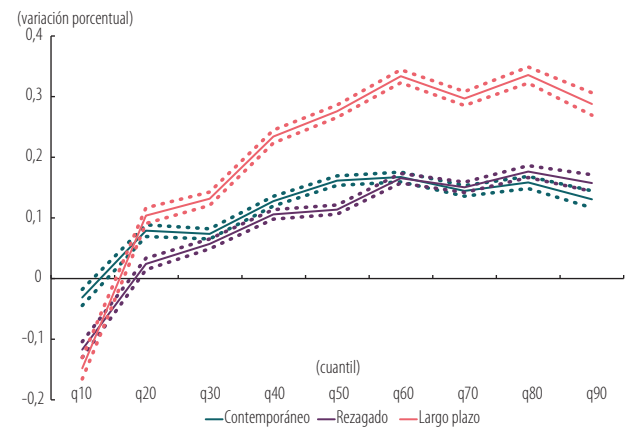
**Gráfico 10**  
**Efectos de cambios del índice de Kaitz en la distribución del ingreso total mensual real per cápita de los hogares, 2008-2019**

Los hogares cuyo ingreso se encuentra en el cuantil más bajo se ven afectados por los incrementos del índice Kaitz; es decir, el salario mínimo no está ayudando a los hogares más pobres. En el largo plazo respuestas positivas y crecientes del valor de los cuantiles se estiman para los hogares cuyos ingresos se sitúan por encima del segundo cuantil.

**A. Todos los trimestres**



**B. Primer trimestre**



Notas: la línea sólida corresponde al valor del coeficiente estimado para el valor contemporáneo del SM relativo al mediano,  $\beta_{1,t}$  (verde oscuro) en cada cuantil, el coeficiente estimado para el valor rezagado del SM relativo al mediano,  $\beta_{2,t}$  (verde claro) y la suma de esos dos coeficientes,  $\beta_{1,t} + \beta_{2,t}$  (efecto de largo plazo, rosado). El área entre las líneas punteadas representa el intervalo de confianza del 95%.

Fuente: DANE (GEIH) y Lasso-Valderrama y Vargas-Riaño (2022).

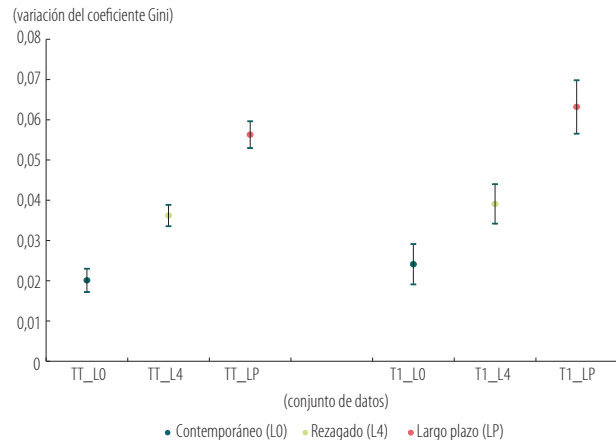
Los efectos estimados, cuando se utiliza únicamente la información del primer trimestre (panel B del Gráfico 10), son cualitativamente similares a los de todos los trimestres. La diferencia más relevante es que el efecto significativo de largo plazo en el cuantil 10 se duplica, siendo igual al -0,15 %, debido a que los efectos sobre este cuantil tanto del IK contemporáneo como del rezagado son negativos. Estos resultados indican que incrementos del IK reducen los ingresos de las familias en el cuantil más bajo, que corresponden a ingresos totales mensuales reales per cápita en el 10 % inferior de la distribución.

La desigualdad es otra dimensión importante de la distribución de ingresos de los hogares. La distribución de ingresos totales mensuales reales per cápita de los hogares exhibe alta desigualdad, con un coeficiente de Gini de 0,50. Así, cabe preguntarse si los incrementos del IK (medido en este caso como el SM mensual relativo a la mediana del ingreso total mensual real per cápita de los hogares) modifican la desigualdad medida por el coeficiente de Gini.

68 Detalles de los controles utilizados se encuentran en Lasso-Valderrama y Vargas-Riaño (2022).

### Gráfico 11 Efectos de cambios del índice de Kaitz en la desigualdad del ingreso mensual real per cápita del hogar medida por el coeficiente de Gini, 2008-2019

Se observa un deterioro en la desigualdad medida por el coeficiente de Gini en el conjunto de familias, ante aumentos del índice de Kaitz. En el largo plazo, se estima un incremento del 0,11 % en el coeficiente de Gini de esta distribución ante un aumento de 0,01 del índice de Kaitz.



TT: usando la información de todos los trimestres; T1: usando la información del primer trimestre.

Notas: los círculos indican el valor contemporáneo del coeficiente ( $\beta_{1,t}$ , verde oscuro, L0) estimado para el SM relativo al mediano, rezagado cuatro trimestres, ( $\beta_{2,t}$ , verde claro, L4) y la suma de los coeficientes de los dos anteriores, el efecto de largo plazo ( $\beta_{1,t} + \beta_{2,t}$ , rosado, LP). La barra en cada círculo indica el intervalo de confianza del 95%.

Fuentes: DANE (GEIH) y Lasso-Valderrama y Vargas-Riaño (2022).

Los efectos de largo plazo sobre la desigualdad, estimados utilizando la información de todos los trimestres, indican que un incremento de 0,01 en el IK aumenta la desigualdad en 0,06 puntos, aproximadamente, como se observa en el Gráfico 11. Esto significa un incremento del 0,11 % en el coeficiente de Gini de esta distribución, partiendo de un valor inicial del coeficiente de Gini de 0,5. Los resultados obtenidos con información del primer trimestre son equivalentes, como se observa en el Gráfico 10. Los efectos sobre la desigualdad son consistentes con los reportados antes, en los que incrementos en el IK tienen efectos positivos crecientes sobre el valor de los cuantiles de la distribución de los ingresos familiares totales y negativos para el valor del cuantil 10, que corresponde al 10 % de ingresos más bajos.

#### 1.3.5. Efectos sobre la prevalencia de la pobreza monetaria

Dado que uno de los objetivos encomendados al SM, según la OIT, es contribuir con la reducción de la pobreza, en esta parte de la subsección nos preguntamos si los incrementos del IK contribuyen a disminuir los niveles de pobreza monetaria de su población.

La línea de pobreza monetaria (LPM) determina si una persona se encuentra en situación de pobreza monetaria o no. Dicha línea representa el costo monetario mensual de adquirir una canasta de bienes alimentarios y no alimentarios mínimos para la subsistencia de una persona. El valor de la LPM es determinado mensualmente por el DANE para cada dominio geográfico. Si el ingreso mensual per cápita del hogar al que pertenece la persona es inferior o igual a la LPM, ella se encuentra en situación de pobreza monetaria.

En este aparte se estima el efecto que incrementos del IK tienen sobre la incidencia de pobreza monetaria para el total nacional. Para realizar esta estimación, en el lado izquierdo de la ecuación (2) utilizamos variables indicadoras del nivel de pobreza de cada persona, las cuales toman el valor de 1 si el ingreso mensual real per cápita del hogar del individuo  $i$ , en su ciudad de residencia  $c$ , en el trimestre  $t$  es menor o igual que los múltiplos 0,5, 1, 1,5 y 2 de la LPM de esa ciudad, en ese trimestre,  $LPM_{c,t}$ . Utilizamos la muestra agrupada, a nivel individual, de la GEIH para el periodo 2008-2018<sup>69</sup>.

La LPM promedio del periodo, a precios de diciembre de 2018, fue de COP 280.473, valor que se ubica muy cerca del cuantil 30 de la distribución de ingresos totales mensuales reales per cápita de los hogares, según el Cuadro 8. El valor promedio de 0,5 veces la LPM (COP 140.237) estaría ubicado en el cuantil 10 y el valor promedio de 2 veces la LPM (COP 560.946) se ubica en el cuantil 70 de esa distribución de ingresos familiares.

Los resultados de las estimaciones indican que un incremento de 0,01 en el IK incrementa la probabilidad de que el ingreso total mensual real per cápita del hogar al que pertenece el individuo esté por debajo de la LPM. Cuando se usan los datos de todos los trimestres, la probabilidad aumenta para los múltiplos 0,5, 1 y 1,5 de la LPM (Gráfico 12, panel A).

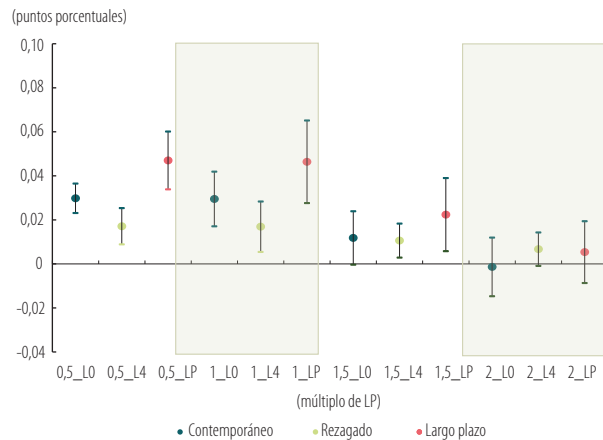
69 En 2019 el DANE ajustó la metodología para fijar las líneas de pobreza. Por ello, utilizamos los datos del periodo 2008-2018 para tener la LPM establecida por el DANE con la misma metodología. La estimación se realiza mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO); otros detalles técnicos de la estimación pueden encontrarse en Lasso-Valderrama y Vargas-Riaño (2022).



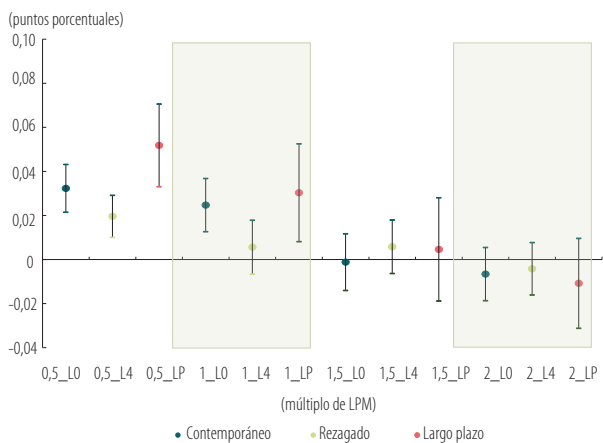
### Gráfico 12 Efectos de incrementos del índice de Kaitz sobre la probabilidad de estar en condición de pobreza monetaria

Para el periodo 2008-2018 se encontró que incrementos en el SM mensual real relativo a la mediana del ingreso familiar mensual per cápita incrementó la probabilidad de que el hogar se encontrara en condición de pobreza monetaria.

#### A. Todos los trimestres



#### B. Primer trimestre



Notas: 0,5, 1, 1,5 y 2 indican los múltiplos de la LPM para los que corresponden los efectos ilustrados. Los círculos indican el valor contemporáneo del coeficiente ( $\beta_{1,t}$ , verde oscuro, L0) estimado para el SM relativo al mediano, rezagado cuatro trimestres ( $\beta_{2,t}$ , verde claro, L4) y la suma de los coeficientes de los dos anteriores, el efecto de largo plazo ( $\beta_{1,t} + \beta_{2,t}$ , rosado, LP). La barra en cada círculo indica el intervalo de confianza del 95%.

Fuentes: DANE (GEIH) y Lasso-Valderrama y Vargas-Riaño (2022).

Cuando la muestra comprende solamente datos del primer trimestre de cada año, encontramos que la probabilidad de estar por debajo de la media y de una LPM se incrementa. Los resultados para 1,5 y 2 veces la LPM no son estadísticamente significativos (Gráfico 12, panel B).

El incremento en la probabilidad de estar por debajo de la LPM es relativamente pequeño. Con los resultados estimados cuando se utilizan los datos de todos los trimestres, el efecto de largo plazo de un incremento de 0,01 en el IK es aumentar la probabilidad de estar por debajo de 0,5 LPM y de 1 LPM en 0,05 pp y la de estar por debajo de 1,5 LPM en 0,02 pp<sup>70</sup>.

Estos resultados de aumentos en el IK sobre la probabilidad de estar en condición de pobreza monetaria son consistentes con los resultados que mostramos en el aparte anterior sobre los efectos negativos en el valor de los cuantiles de ingresos familiares más bajos.

Por su parte, estos resultados para Colombia son opuestos a los de Dube (2019) para Estados Unidos<sup>71</sup>, cuyas elasticidades son negativas y relativamente altas. Dube (2019) encuentra que aumentos en el SM disminuyen la proporción de individuos con ingresos familiares por debajo de múltiplos (que varían entre 0,5 y 1,25) de la LPM de Estados Unidos. Las elasticidades de largo plazo que estima para Estados Unidos con datos del periodo 1984-2013 se ubican entre -0,29 y -0,46 y son estadísticamente significativas para los múltiplos de LPM mencionados.

## 1.4 Conclusiones

Esta sección recapitula, en primer lugar, resultados conocidos de los efectos del SM en variables como el empleo, el desempleo observado, el desempleo estructural y la informalidad laboral. En general, dichos efectos son negativos y no contribuyen al buen desempeño del mercado laboral. En segundo lugar, analiza los efectos del SM en los flujos del empleo formal y en indicadores de distribución del ingreso, desigualdad y pobreza. Los resultados muestran que el SM aumenta la destrucción del empleo, reduce la creación, aumenta los despidos, reduce la contratación e incrementa el *churning*. Se observa un efecto negativo de las variaciones del SM (o de los CC) sobre el cambio neto del empleo; concretamente, un incremento del 1% en el SM real produce, en promedio, una reducción de 46.000 empleos por año durante el periodo analizado. De esos 100 pb de pérdida en los empleos, 40 pb corresponden a la destrucción de empleo y 60 pb a la reducción en la creación. Los aumentos reales del SM afectan las plantas de manera diferencial: los efectos tienden a ser mayores en los establecimientos más pequeños (20 empleados o menos) y los más jóvenes (menos de seis años).

En materia de distribución, las respuestas estimadas en esta subsección indican que, para el periodo 2008-2019, incrementos en el IK se traducen en aumentos en el valor de los cuantiles de ingresos laborales por hora de la mayoría de los grupos ocupacionales. Los efectos son,

- 70 El incremento de 0,05 pp en la probabilidad de estar por debajo de la LPM implica que, por ejemplo, la incidencia de pobreza monetaria registrada en 2019 para Colombia pasaría del 35,7% (DANE, 2022) al 35,75%, lo que corresponde a un incremento en su nivel del 0,14%.
- 71 Es importante tener presente que el valor del SM relativo al ingreso familiar mediano en Estados Unidos es mucho más bajo que en Colombia.

en general, mayores para los grupos de asalariados y de cotizantes a la seguridad social; sin embargo, son estadísticamente no significativos y a veces negativos para el cuantil 10 de algunos de los grupos, esto es, el 10 % de los ingresos laborales por hora más bajos.

Lo anterior significa que incrementos del IK desplazan hacia la derecha las distribuciones de ingreso laboral por hora de muchos de los grupos ocupacionales, aunque no en todos los cuantiles. Una clara excepción son las distribuciones de ingresos de los trabajadores por cuenta propia con educación superior, cuenta propia sin educación superior y cuenta propia que no cotizan a seguridad social; en estos dos últimos lo es, cuando la muestra se restringe a los primeros trimestres.

Al observar los coeficientes del efecto en las distribuciones de ingreso de los trabajadores por cuenta propia que no cotizan a seguridad social o que no tienen educación superior, nuestros resultados no son del todo consistentes con lo encontrado por Maloney y Núñez (2004). Si bien el IK afecta la distribución de ingresos laborales de los trabajadores no cubiertos por el SM, los coeficientes son numéricamente muy pequeños como para afirmar que existe un efecto feroz; es decir, si este llegare a existir, sería muy tenue. Por otro lado, los efectos estimados en cuantiles mayores que aquellos en los que se ubica el SM son significativos, indicando que sí hay efectos de propagación. En el caso de los asalariados, este hallazgo coincide con el de la consultora Mercer (2022), según la cual los incrementos del SM mueven la distribución de ingresos laborales (formales) hacia la derecha, pues las empresas buscan preservar su estructura salarial interna para evitar distorsiones y desincentivos inconvenientes.

Por su parte, los resultados sobre la distribución de ingresos totales mensuales reales per cápita de los hogares indican que un aumento de 0,01 en el SM mensual real, relativo al ingreso familiar mediano per cápita, disminuye el valor del cuantil 10 de esta distribución, es decir, el 10 % de ingresos familiares mensuales per cápita más bajos. Los efectos sobre el valor de los demás cuantiles son positivos y crecientes con el cuantil, lo cual se traduce en un aumento en la desigualdad, medida por el coeficiente de Gini.

La evidencia presentada en esta subsección indica, además, que los aumentos del IK incrementan la probabilidad de que el ingreso mensual per cápita del hogar al que pertenece el individuo esté por debajo de la LPM. En este contexto, no parece que incrementos en el SM real durante el periodo de análisis hayan contribuido a aumentar los ingresos más bajos en Colombia o, más claramente: el manejo del SM en Colombia no está ayudando a las familias más pobres.

La metodología utilizada, así como los resultados similares de los ejercicios cuantitativos de equilibrio general de la sección 3<sup>72</sup>, nos permiten afirmar que los efectos estimados en esta sección en materia de distribución corresponden a un efecto causal de los incrementos del IK.

De acuerdo con la evidencia empírica sobre los principales indicadores del mercado laboral, la forma como se ha utilizado la figura del SM en Colombia no parece haber sido acertada. El hecho de que el IK sea tan elevado en Colombia, en relación con lo observado en otros países, está, con alta probabilidad, contribuyendo con el mal funcionamiento del mercado laboral, caracterizado por un alto desempleo de la mano de obra y la informalidad laboral. Por tanto, se debe corregir la forma como se está implementando la política del SM.

## 2. Efectos del salario mínimo en los precios y la inflación

Para un banco central es fundamental identificar las causas de la inflación y su persistencia. En algunas ocasiones se ha considerado que el SM puede ser uno de los detonadores de la inflación y una de las explicaciones de su persistencia. Por ello, existe gran interés en estudiar cuáles son los efectos que un alza del SM tiene en la inflación.

72 La subsección 3.1., por ejemplo, encuentra resultados similares a los aquí reportados para la distribución de ingresos laborales por hora cuando evalúa choques exógenos y permanentes al SM.

La variación del SM puede afectar los precios mediante varios canales. Uno de ellos es el incremento de los costos laborales de las empresas, que hace que los ajustes salariales impulsen hacia arriba los precios finales de los bienes y servicios, lo que genera presiones inflacionarias. Un segundo canal es el de la demanda agregada, el cual está asociado con el mayor gasto, producto de un ingreso más alto causado, a su vez, por el aumento del SM, lo cual puede, potencialmente, presionar al alza los precios al consumidor. Un tercer canal, en Colombia, es el relacionado con los efectos directos sobre el IPC derivados de la existencia de regulaciones que vinculan el ajuste del precio de ciertos servicios al incremento del SM, como es el caso de las cuotas moderadoras de las entidades promotoras de salud (EPS), la revisión técnicomecánica de vehículos, entre otros. El canal de expectativas, que bien puede surgir de la combinación de los tres anteriores, es un canal complementario, de la mayor importancia, por medio del cual los aumentos del SM pueden reflejarse en una mayor inflación.

En Colombia el SM no parece haber sido una gran preocupación para la autoridad monetaria en materia de inflación: de 154 minutas de la Junta Directiva entre el 15 de junio de 2007 al 18 de diciembre de 2020, solamente en el 5,2 % de ellas se menciona al SM. De igual manera, solo en unos pocos comunicados (julio de 2005, junio de 2008, agosto de 2008, octubre de 2008 y febrero de 2013) se ha referido a los salarios y a los costos salariales.

En la literatura especializada se ha encontrado que los aumentos del SM tienen efectos inflacionarios importantes. MacDonald y Aaronson (2006) estimaron que un aumento del mismo porcentaje en el SM incrementó en un 0,7 % los precios de las comidas fuera del hogar durante 1995 y 1997. Más recientemente, Renkin *et al.* (2020) reportaron un traspaso del 0,36 % ante un incremento del SM de 10 %. En Colombia, la evidencia empírica también sugiere un impacto sobre los precios. Según Posso-Suárez (2010), el efecto inflacionario que tuvo el incremento del 10 % en el SM en 2006 fue del 1,44 % para el total nacional, 1,38 % para los hogares de ingresos bajos, 1,44 % para los de ingreso medio y 1,58 % para los de ingreso alto (véase también Lasso, 2010).

Esta sección presenta evidencia de efectos de los cambios en el SM sobre los precios, utilizando tres enfoques con información cuyo nivel de agregación va *in crescendo*. En primer lugar, utiliza información granular de precios entre 2008 y 2019 para estimar los efectos en diferentes subcanastas de precios tales como: bienes y servicios individuales (ítems) del IPC sin algunos precios regulados, bienes y servicios transables y no transables, ítems producidos por firmas con poder de mercado y por firmas expuestas a mayor competencia, alimentos y, por último, comidas fuera del hogar. Posteriormente, estudia los efectos del SM en la inflación básica (sin alimentos ni regulados) mediante regresiones econométricas basadas en series de tiempo<sup>73</sup>. Estas últimas estimaciones permiten calcular los efectos en la inflación total. El tercer enfoque ofrece un marco de análisis para los efectos en el IPC utilizando la matriz insumo-producto. Las estimaciones obtenidas de los tres enfoques, hechas para datos en diferentes frecuencias (mensuales, trimestrales y anuales, respectivamente), muestran efectos compatibles entre las metodologías.

## 2.1 Variaciones de precios e inflación de diferentes canastas de bienes y servicios

En esta subsección se describen algunas regularidades de la relación entre los incrementos del SM y la variación de los precios ítems del IPC. También, se estudia la relación entre el incremento del SM y las probabilidades de incrementos (PIP) y de cambios en los precios (PCP) de los ítems. A diferencia de otros aportes (como en las dos subsecciones siguientes) que estudian esta relación para series agregadas o índices de precios, en esta se establecen las regularidades del vínculo entre los incrementos del SM y diferentes subcanastas del IPC, a partir del nivel más desagregado<sup>74</sup>, aunque al final también se calcula el efecto en toda la canasta del IPC sin algunos bienes y servicios regulados<sup>75</sup> (IPC-SAR).

73 En la sección 3, los modelos de equilibrio general nos permitirán estimar los efectos de choques inesperados al SM en la inflación.

74 El análisis de índices agregados provee información diferente. Por ejemplo, permite que se compensen las disminuciones de los precios de algunos ítems con los incrementos de otros. Esto oculta la heterogeneidad de los traspasos a los diferentes ítems, la cual resulta crucial para determinar el origen del traspaso.

75 La base de datos excluye los reportes de precios de matrículas y servicios públicos.



En este ejercicio se utilizan los precios de 390 ítems que forman parte del conjunto empleado por el DANE para calcular el IPC. Estos datos permiten un detallado nivel de desagregación no solo de los ítems sino, también, de los distribuidores<sup>76</sup>.

Conocer dichas regularidades es importante para un banco central que sigue el esquema de inflación objetivo ya que, en sus modelos, la inflación resulta de las reglas de fijación de los precios de los expendedores. Dichas reglas dependen del cambio de los precios; es decir, la PIP o frecuencia de incremento de precios y la PCP o frecuencia de cambio de precios. Esta última se relaciona inversamente con la duración (vigencia) de los precios y su rigidez, la cual es condición para los efectos reales de la política monetaria en el corto plazo. Por su parte, la PIP revela las asimetrías en el cambio de precios (es decir, diferente frecuencia en incrementos y reducciones de precios). Finalmente, la relación del incremento del SM con las variaciones de precios informa sobre la indexación de la inflación (Woodford, 2010), como veíamos en la subsección anterior.

La heterogeneidad de la respuesta de los precios de los ítems al incremento del SM depende del grado de competencia en el mercado en el cual se encuentra la firma o, en otras palabras, de su elasticidad precio de la demanda. Cuando esta demanda no es perfectamente elástica (*i. e.*, cuando no hay competencia perfecta), las firmas pueden traspasar, por lo menos parcialmente, el aumento en los costos de producción ocasionado por el incremento del SM a los precios de sus bienes y servicios. Así, en mercados competitivos el traspaso debería ser inferior al observado en mercados donde algunas firmas tienen alto poder, es decir, alta participación en el mercado, siendo los monopolios el caso extremo (Clemens, 2021). Así mismo, servicios como las comidas fuera del hogar, peluquerías, construcción, etc., por el hecho de no ser transables (no transportables a otros mercados), podrían presentar un mayor traspaso debido a que están expuestos a menor competencia. Como resultado, tanto el traspaso como la fortaleza de la relación puede cambiar con el grado de transabilidad del ítem y la competencia en el mercado (véanse, entre otros, Card y Krueger, 1995b; Aaronson, 2001; Lemos, 2008, y Belman y Wolfson, 2014).

La dependencia del traspaso en las características del mercado se ha documentado ampliamente en la literatura empírica. Katz y Krueger (1992) encuentran efectos muy pequeños del incremento del SM en los precios, mientras que Aaronson (2001) y MacDonald y Aaronson (2000) encuentran traspasos de mayor magnitud. Lemos (2008: 208) reporta que un incremento del SM del 10% aumenta los precios de los alimentos en no más del 4% y la totalidad de los precios en un 0,4%. Belman y Wolfson (2014: 405) encuentran un aumento leve en los precios de los servicios de restaurantes luego del incremento del SM y una respuesta débil en industrias que son simultáneamente sensibles al SM y a la competencia externa. Harasztosi y Lindner (2019) reportan que a los consumidores se les traspasa el 75% del incremento del SM, mientras que las firmas asumen el 25% restante. Renkin *et al.* (2020), con datos de alta frecuencia, encuentran que un aumento del SM del 10% se tradujo en un incremento del 0,4% en el precio de los productos comestibles. Leung (2021) señala que un incremento de la misma magnitud incrementa “sustancialmente” los precios de los supermercados, entre un 0,6% y 0,8%. Estos últimos trabajos reportan también un traspaso rápido a los precios, a lo sumo en un trimestre. Por su parte, Arango, Ardila y Gómez (2011) presentan evidencia de que entre 1999 y 2008 un incremento del 10,0% en el SM en Colombia generó un aumento en el precio de las comidas fuera del hogar del 3,1%.

Los resultados reportados en esta subsección provienen de la estimación de tres ecuaciones con base en las secuencias de precios de cada ítem. La primera es un estudio de eventos basado en una ecuación empleada previamente por Aaronson (2001) en un estudio similar. Esta ecuación se estima por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) con errores estándar robustos. Las otras dos ecuaciones son análisis logísticos de eventos que explican los cambios de la PIP y la PCP para cada ítem (el Anexo 3 presenta estas dos últimas ecuaciones).

76 El máximo nivel de desagregación que publica el DANE para las papas, por ejemplo, es el índice de precios para el gasto básico “papas”, con un código específico en el IPC 2018. Este es un índice agregado que incluye las variedades pastusa, sabanera y criolla. Nuestra base de datos distingue los precios de las diferentes variedades o ítems del gasto básico “papas”.

### 2.1.1. Datos, enfoque empírico y relación entre la variación del IPC-SAR y el incremento del SM

La base de datos tiene periodicidad mensual y cubre el periodo de enero de 2009 a diciembre de 2018<sup>77</sup>; durante el cual se presentaron nueve incrementos del SM que oscilan entre el 3,64 % y 7,0 %. Además de los precios, esta contiene la ubicación geográfica del informante (en una de las trece ciudades principales o en una de las once poblaciones más pequeñas; estas últimas agrupadas en un conjunto único), el nombre de los 390 ítems individuales y la fecha del registro (mes-año). La base contiene, además, la unidad de medida (gramos, litros, unidades, etc.) y la cantidad de base de la observación (por ejemplo, 500)<sup>78</sup>. Los nombres de los ítems fueron homólogos a los de la metodología del IPC de 2008, lo cual permitió adicionar las ponderaciones de los distintos ítems.

Los efectos de las variaciones del SM en los cambios mensuales del precio del *i*-ésimo ítem reportado por los minoristas de la ciudad *k*, en el mes *t*,  $\pi_{ikt}$ , se obtienen a partir de la expresión:

$$\pi_{ikt} = \alpha_{ik} + \sum_{j=1}^4 \beta_{ikj} \pi_{ikt-j} + \sum_{m=-h}^h \beta_{ikm} \Delta SM_{t-m} + \gamma_k^T X_{kt} + \varepsilon_{ikt}, \quad (3)$$

donde  $\Delta SM_{t-m}$  corresponde a las variaciones del SM tanto en enero ( $m = 0$ ) como rezagadas ( $m$  positivo, desde octubre anterior) o adelantadas ( $m$  negativo, hasta el mes de mayo). De esta manera, los coeficientes  $\beta_{ikm}$  determinan el incremento esperado de la variación del precio del ítem, condicional a un incremento del 1 % del SM en el impacto, con rezago de algunos meses luego del incremento y un eventual efecto anticipado, es decir, antes del incremento del SM.  $X_{kt}$  es un vector que contiene variables de control, como la depreciación porcentual del peso, la variación del precio de la energía y de los arrendamientos, además de la tasa de desempleo local. Finalmente,  $\varepsilon_{ikt}$  es el error o componente no explicado de la variación del precio del ítem *i*-ésimo.

Es importante señalar algunas características de la ecuación (3). En primer lugar, esta ecuación es una forma reducida similar a la utilizada por Aaronson (2001) para estudiar el efecto en las variaciones de precios sectoriales o globales, de cambios en el SM. Sin embargo, como veremos en la subsección siguiente, las variaciones del SM tienen un componente altamente predecible (asociado con la inflación pasada, la evolución de la PTF, etc.), en esencia endógeno, que podría estar sesgando los coeficientes de la ecuación (3), los cuales son estimados por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) con errores estándar robustos<sup>79</sup>. Por este hecho, los coeficientes estimados deben interpretarse con cautela, ya que no necesariamente reflejan un efecto causal de las variaciones del SM en los cambios de los precios de los ítems individuales.

Los resultados se presentan en términos de distribuciones de las ponderaciones del IPC sobre los coeficientes  $\beta_{ikm}$  de la ecuación (3) para cada ítem, ciudad y rezago  $-3 \leq m \leq 4$ . En este sentido, el Gráfico 13 muestra la distribución de las ponderaciones del IPC sobre los coeficientes en el mes del incremento del SM,  $\beta_{iko}$ , es decir, en el mes de enero ( $m = 0$ ), para la totalidad de los ítems del IPC-SAR.

De acuerdo con el Gráfico 13, los coeficientes correspondientes al incremento del SM para los distintos ítems del IPC-SAR en enero presentan un alto grado de heterogeneidad. En efecto, estos coeficientes se dispersan sobre un intervalo muy amplio, la mayoría entre -0,3 y 0,6. Sin embargo, más del 50 % del IPC-SAR tiene coeficientes positivos, lo cual es consistente con una relación directa entre el incremento del SM y la inflación agregada del conjunto IPC-SAR. Esta, no obstante, resulta ser baja, ya que el coeficiente mediano es de solo 0,056, lo cual significa que la inflación mediana se incrementaría en solo 0,056 %, producto del incremento del 1 % en el SM nominal.

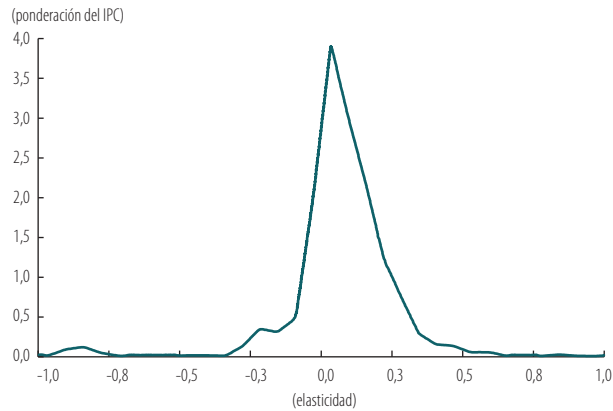
77 La base de datos fue suministrada por el DANE en el marco del convenio interinstitucional con el Banco de la República.

78 Ocasionalmente un informante no cuenta con una presentación específica (por ejemplo, de 500 gramos de arroz para seco de una marca particular), pero tienen la presentación de 1000 gramos. Esta última se registra en la base de datos y las unidades de medida se homogenizan antes de realizar el cálculo del IPC.

79 Esto se debe a que los datos empleados para la estimación de la ecuación (3) son la unión de las diferentes secuencias de precios identificadas de cada ítem bajo análisis. Como resultado, la matriz de varianzas y covarianzas del error en la ecuación (3) no es diagonal, ya que hereda la estructura de autocorrelación dentro de cada secuencia y la correlación de corte transversal entre estas, simultáneamente.

### Gráfico 13 Densidad ponderada de las respuestas de las variaciones de precios al cambio del salario mínimo $\beta_{iko}$ . Mes de enero.

Las respuestas (elasticidades) de las variaciones de precios a aumentos del salario mínimo son variadas en el mes del aumento (enero): van desde -1 hasta 1. Sin embargo, los bienes y servicios que tienen estas respuestas extremas tienen muy poca ponderación en la canasta del IPC. Los de mayor ponderación tienen elasticidades muy pequeñas, cercanas a cero.

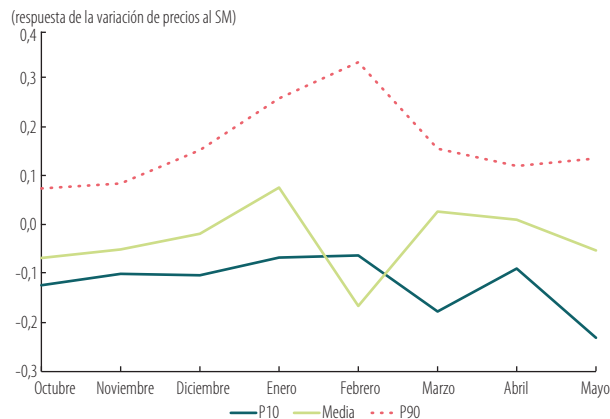


Notas: el eje horizontal mide los coeficientes  $\beta_{iko}$  asociados con el incremento del SM el mes de enero en la ecuación (3). En el eje vertical se mide el peso que tienen en el IPC los distintos bienes y servicios incluidos y a los cuales corresponde los coeficientes  $\beta_{iko}$  estimados. El área bajo la curva, en intervalos específicos, indica el porcentaje del IPC con coeficientes en el intervalo.

Fuente: DANE (IPC); cálculos del Banco de la República.

### Gráfico 14 Percentiles seleccionados de las distribuciones de las respuestas de variaciones de precios al SM

La respuesta mediana de las variaciones de precios a cambios del salario mínimo es cercana a cero hasta el mes de diciembre; se incrementa a 0,056 en enero, y se reduce a 0,042 en febrero, luego de lo cual cae a menos de la mitad durante los meses de marzo, abril y mayo.



P10: percentil 10 de la distribución de las elasticidades en cada mes; P90: percentil 90 de las distribuciones de las elasticidades en cada mes.

Nota: el eje vertical mide los percentiles de las distribuciones de la elasticidad al SM de las variaciones de precios de los ítems a diferentes rezagos y adelantos.

Fuente: cálculos del Banco de la República.

El Gráfico 13 muestra también un grupo de ítems con baja ponderación del IPC, pero con coeficientes sustancialmente altos (cercanos a 0,8) y otro, de alta ponderación en el IPC, pero con elasticidades menores que -0,8. La existencia de estos coeficientes inusualmente altos y bajos, con una ponderación reducida, tiene una fuerte influencia sobre el promedio ponderado de los coeficientes como medida de tendencia central de los coeficientes (Mosteller y Tukey, 1977: 203). Por esta razón, de acuerdo con los lineamientos descritos en Huber y Ronchetti (2009: 8 y sec. 4.2), utilizamos la mediana ponderada (con las ponderaciones del IPC) de los coeficientes, como indicador representativo de su localización.

Este mismo ejercicio del Gráfico 13 se repitió para los coeficientes de los rezagos y adelantos del incremento del SM, dando como resultado tres distribuciones similares que aparecen en el Gráfico 14. Estas tres distribuciones se resumen mediante sus percentiles 10 (P10)<sup>80</sup>, 50 (mediana) y 90 (P90).

El Gráfico 14 revela la existencia de una relación entre los incrementos del SM y las variaciones de los precios de los ítems, la cual se evidencia en los movimientos de las distribuciones a lo largo de los adelantos y rezagos con respecto al mes de enero, como se infiere a partir de los altibajos de las líneas en el gráfico.

Se observa, también, que la distribución de los coeficientes en enero y febrero se desplaza hacia arriba, cuando la cola se extiende hacia la derecha. Esto es consistente con un incremento de la dispersión en enero y febrero. En efecto, el coeficiente mediano (el del ítem con coeficiente que simultáneamente supera, y es superado, por el 50 % del IPC) es cercano a cero hasta el mes de diciembre; se incrementa a 0,056 en enero, y se reduce a 0,042 un mes después, luego de lo cual decrece a menos de la mitad durante los tres meses siguientes.

En febrero se observa una porción más alta del IPC-SAR con coeficientes más altos que los observados en enero. Esto surge del hecho de que el 10 % del IPC presenta coeficientes superiores a 0,26 y 0,33 en enero y febrero; es decir, incrementos de las variaciones de precios superiores al 0,26 % y 0,33 %, ante un incremento del 1 % del SM, respectivamente. Por otra parte, el rango interpercentílico (la diferencia entre P90 y P10) se amplía el mes del incremento del SM, así como también el mes siguiente.

De acuerdo con las estimaciones obtenidas, agregando coeficientes medianos desde el mes de enero hasta el mes de mayo, un incremento del SM del 1 % está asociado con un aumento de la inflación mensual mediana acumulada del IPC-SAR del 0,16 %. Este resultado se debe, principalmente, a los incrementos medianos de las inflaciones de los ítems en los meses de enero y febrero.

80 En general, un percentil es un umbral que indica, después de ordenar los datos en orden ascendente (del menor al mayor), el valor por debajo del cual se encuentra un porcentaje de los datos. En nuestro caso, el percentil 10 (P10) de la distribución de las ponderaciones del IPC es el valor del coeficiente que simultáneamente supera al 10 % del IPC; también podemos añadir que es superado por el 90 % del IPC.

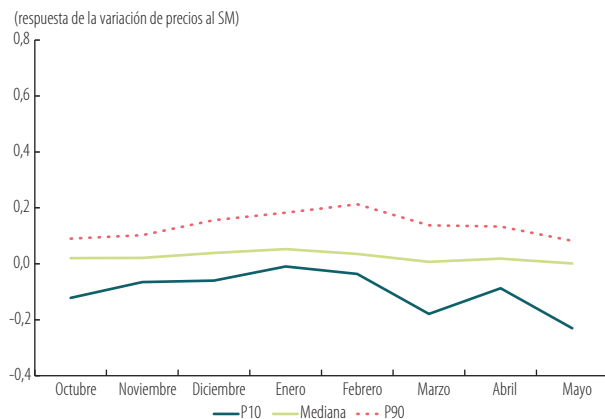
### 2.1.2. Inflación de bienes transables y no transables

El Gráfico 15 muestra los percentiles 10, 50 (mediana) y 90 de las distribuciones de las elasticidades estimadas de las variaciones de precios con respecto a las variaciones del SM para los ítems transables (cuyas ponderaciones constituyen el 41,7 % del IPC-SAR) y no transables (el 58,3 % del IPC-SAR)<sup>81</sup>.

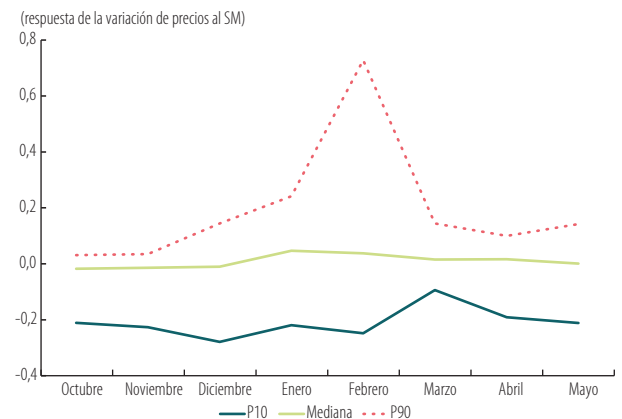
**Gráfico 15**  
**Percentiles de las distribuciones de las elasticidades de los precios al SM según transabilidad**

Las respuestas de las variaciones de precios de los ítems no transables a los aumentos del salario mínimo son mayores que las respuestas de los ítems transables. Los percentiles 10 y 90 sugieren que las elasticidades de los no transables son mucho más dispersas que las de los transables.

#### A. Transables



#### B. No transables



P10: percentil 10 de la distribución de las elasticidades en cada mes; P90: percentil 90 de las distribuciones de las elasticidades en cada mes.

Nota: el eje vertical mide los percentiles de las distribuciones de la elasticidad al SM de las variaciones de precios de los ítems a diferentes rezagos y adelantos.

Fuente: DANE (IPC); cálculos del Banco de la República.

Este gráfico muestra que las elasticidades  $\beta_{ikm}$  en la ecuación (3) de los ítems transables son más homogéneas que las de los no transables, y que la distribución de los coeficientes de los no transables se sesga hacia coeficientes grandes, en especial un mes después del incremento del SM. En efecto, la comparación de los percentiles 10 y 90 de los paneles A y B muestra que los coeficientes de los no transables son mucho más dispersos que los de los transables. Sin embargo, la distribución de los coeficientes de los no transables se sesga fuertemente a la derecha, como se puede observar del hecho de que el 10 % del IPC de los transables tiene coeficientes superiores a solo 0,18, 0,21 y 0,14 en el mes del incremento y hasta dos meses después de este, respectivamente; mientras que para los no transables estas cifras son sustancialmente más altas: 0,26, 0,76 y 0,16, respectivamente. Como resultado, un incremento del SM se relaciona con una inflación más alta de los ítems no transables, e incrementa la dispersión de sus coeficientes, en comparación con los de los transables. Estos hechos concuerdan con las predicciones de la teoría y con hallazgos empíricos en otros países.

En marzo, abril y mayo la mediana de las elasticidades del IPC de los transables corresponde a elasticidades ligeramente positivas. Como resultado, las variaciones de precio de los no transables tienden a ser más grandes ante el incremento del SM, tal como se esperaba de acuerdo con las diferencias en su poder de mercado. El incremento mediano acumulado de la inflación de los transables, entre enero y mayo, ante un incremento del 1 % del SM es del 0,11 %, mientras que para los no transables es del 0,18 %.

81 La clasificación entre bienes transables y no transables empleada en esta subsección es la actualización de González-Molano, *et al.* (2020) a la canasta utilizada por el Banco de la República para sus análisis internos (véase también Torres, 2006).

### 2.1.3. Variación de precios de ítems clasificados por poder de mercado, comidas fuera del hogar y alimentos

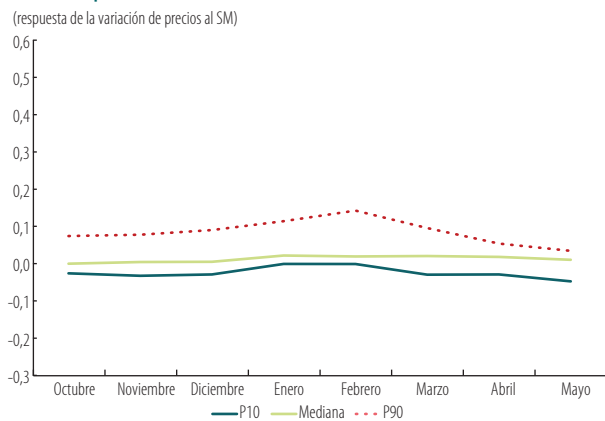
En este aparte se analizan el efecto de los incrementos en el SM en cuatro diferentes conjuntos de precios: poder de mercado<sup>82</sup>, separado en competencia y poder monopolístico, comidas fuera del hogar y alimentos. El Gráfico 16 presenta la relación entre el incremento del SM y las variaciones de precios de los ítems de cada subcanasta.

Gráfico 16

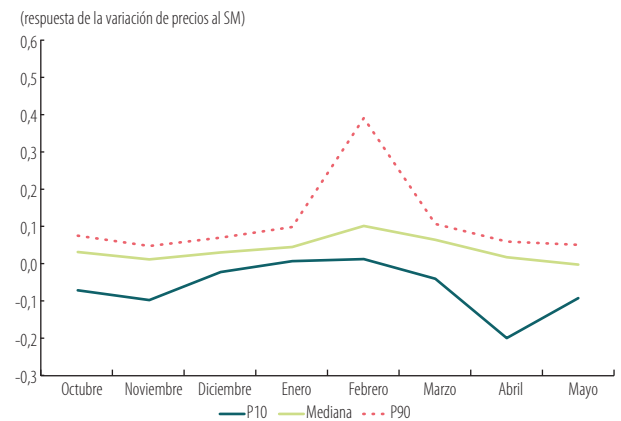
#### Percentiles seleccionados de las distribuciones de las elasticidades de las variaciones de precios ante cambios del SM, según competencia, poder de mercado, comidas fuera del hogar y alimentos

Las firmas con mayor poder de mercado traspasan una mayor fracción del incremento del salario mínimo a los consumidores. En el caso de los alimentos, se espera un incremento mediano, hasta el mes de mayo, del 0,34 %, después del incremento de 1 % en el mínimo.

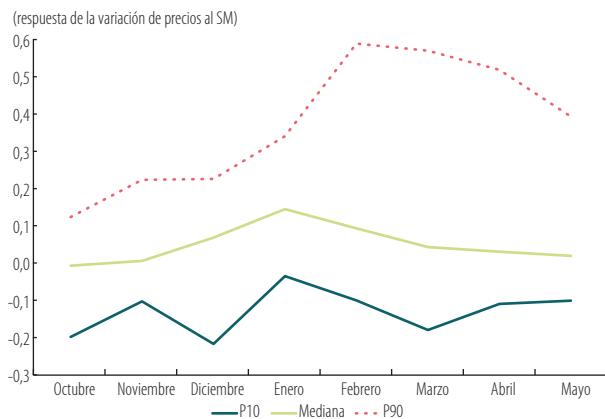
#### A. Competencia



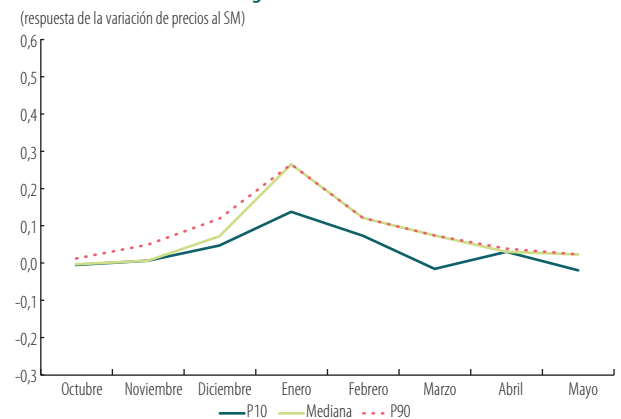
#### B. Poder de mercado



#### C. Alimentos



#### D. Comidas fuera del hogar



P10: percentil 10 de la distribución de las elasticidades en cada mes; P90: percentil 90 de las distribuciones de las elasticidades en cada mes.

Nota: el eje vertical mide los percentiles de las distribuciones de la elasticidad al SM de las variaciones de precios de los ítems a diferentes rezagos y adelantos.

Fuente: DANE (IPC); cálculos del Banco de la República.

Como señalamos, de acuerdo con la teoría, las firmas con mayor poder de mercado tienen una mayor posibilidad de traspasar el incremento del SM a los consumidores. Esto ocurre, por ejemplo, con los monopolios de algunas medicinas, anticonceptivos y textos escolares. Sin embargo, las firmas pueden también ejercer poder de mercado cuando acaparan un gran porcentaje de un negocio, como los periódicos, servicios de televisión y algunos servicios culturales. En contraste, las firmas son competitivas cuando hay un gran número de ellas, cada una con baja participación en el mercado. Algunos ítems de mercados competitivos son, por ejemplo, los limpiadores, desinfectantes y aparatos electrónicos como computadores, impresoras, etc. De acuerdo con la clasificación mencionada, en

82 La clasificación de los ítems por poder de mercado utilizada en este análisis forma parte de un conjunto de agregaciones de ítems del IPC desarrollado para uso interno del Banco de la República.

2008 el 5,2 % del IPC fue clasificado como proveniente de industrias con firmas con poder de mercado, mientras que el 43,7 % proviene de firmas competitivas.

Los paneles A y B del Gráfico 16 muestran las distribuciones de las ponderaciones del IPC sobre los coeficientes de industrias competitivas y con poder de mercado, respectivamente, mientras que los C y D muestran lo propio para alimentos (28,2 % del IPC) y comidas fuera del hogar (8,07 %).

El Gráfico 16 sugiere que la heterogeneidad de la relación entre las variaciones de precios y el incremento del SM es consistente con el poder de mercado. Esto es visible en los meses de enero y febrero, cuando más del 90 % del IPC de las firmas con poder de mercado muestran coeficientes positivos, alcanzando valores medianos equivalentes al 0,05 % y 0,10 %, respectivamente, ante aumentos del 1 % en el SM nominal. En las industrias competitivas, por el contrario, estos son de solo el 0,02 % en estos meses. Más aún, un poco más del 10 % del IPC de los mercados competitivos (panel A) muestra coeficientes negativos hasta un mes después del incremento del SM, siendo esta proporción más baja para firmas con poder de mercado. De igual manera, después de dos meses del incremento del SM las dos distribuciones se tornan simétricas alrededor de cero. Como resultado, el incremento mediano acumulado esperado de los precios de las firmas con poder de mercado ante un incremento del SM del 1 % es sustancial (0,23 %), mientras que para los ítems de mayor competencia es de solo un 0,10 %.

Con respecto a la relación entre el incremento del SM y la variación del precio de los alimentos, se esperaría un incremento mediano del 0,34 % hasta el cuarto mes posterior al incremento del SM del 1 %, lo que indica un efecto regresivo del incremento del SM con base en las ponderaciones de 2018 del DANE<sup>83</sup>. De igual manera, los coeficientes de las comidas fuera del hogar son consistentes con las de otros estudios (p. e., Arango, Ardila y Gómez, 2011) y con el hecho de que en esta industria una alta proporción de sus trabajadores se gana el SM. En enero y hasta un mes después de un incremento de 1 % del SM, más del 90 % del IPC de comidas fuera del hogar muestra coeficientes positivos, alcanzando incrementos esperados equivalentes superiores al 0,26 % para el 10 % del IPC de comidas fuera del hogar en el mes del incremento, el cual se reduciría rápidamente en los meses posteriores.

#### 2.1.4. Probabilidades de incremento y cambio de los precios

La estimación de las expresiones explicadas en el Anexo 3 permite determinar el incremento esperado de dichas probabilidades asociadas con el incremento del SM. Por tanto, el paso siguiente a la estimación de las probabilidades de incremento o variación de los precios es la estimación de los efectos marginales de las variaciones del SM.

El Gráfico 17 presenta las distribuciones del IPC-SAR de los efectos marginales del incremento del SM en la PIP y la PCP, respectivamente, antes y después del incremento. Este gráfico revela que el incremento del SM aumenta la frecuencia de cambios e incrementos de los precios para la mayoría de los ítems del IPC-SAR. Esto es muy notorio en enero, así como en febrero y abril, cuando más del 90 % del IPC muestra incrementos de la PIP y PCP. Igualmente, los incrementos más grandes en las PIP y PCP se aprecian hasta abril, tal como lo revela el tamaño del percentil 90 en esos meses.

83 De acuerdo con las ponderaciones del IPC (base diciembre de 2008) la participación de los alimentos en la canasta de consumo de los hogares de ingresos bajos fue del 34,7 %, del 27,1 % para los de ingresos medios y en los de ingresos altos del 18,2 %. Dado que el efecto acumulado (enero-mayo) de un incremento del 1 % del SM sobre la inflación de alimentos es del 0,34 %, es decir, 34 puntos básicos (pb), esto implicaría una erosión del nuevo ingreso de 11 pb, 9 pb y 6 pb por año, respectivamente. De igual manera, como el incremento acumulado (enero-mayo) de la inflación sin alimentos debido a un incremento del 1 % del SM es de 41 pb, la erosión del incremento del SM por este componente es de 26, 29 y 33 pb, respectivamente, lo cual compensa parcialmente la diferencia de la erosión entre los hogares de menores ingresos con respecto a los de ingresos más altos. De acuerdo con las ponderaciones (base diciembre de 2018), la participación de los alimentos es del 8,2 % para los hogares de ingresos altos, 15,8 % para la clase media, 22,2 % para la población vulnerable y 23,8 % para los hogares pobres. Esto implicaría una erosión de 2,7, 5,3, 7,6 y 8,1 pb por el traspaso del incremento del SM a la inflación de alimentos para estos grupos de ingreso, respectivamente. En este caso, el efecto del incremento del SM sobre el IPC sin alimentos también compensa, en parte, este efecto regresivo, y persiste una pequeña diferencia de la erosión del incremento del SM entre los hogares con menores ingresos y los de ingresos más altos, que es menor que la de 2008.

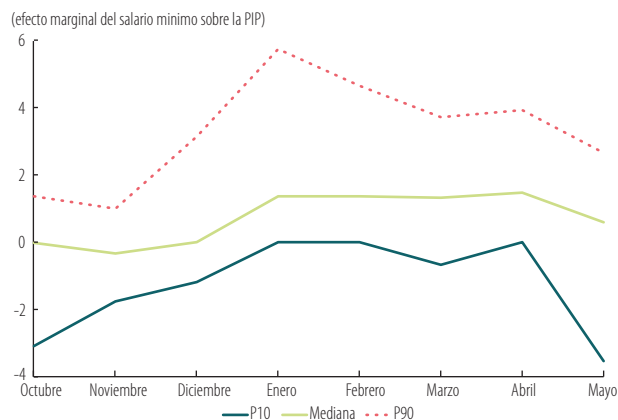


## Gráfico 17

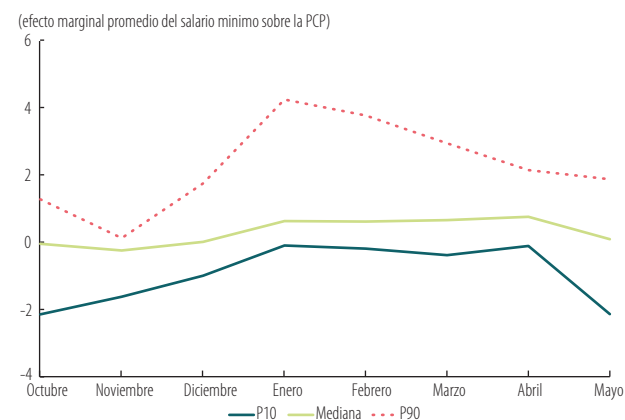
## Distribución de los efectos marginales en las probabilidades de incremento y de cambio de los precios

El incremento del salario mínimo aumenta la frecuencia de cambios e incrementos de los precios para la mayoría de los ítems del IPC-SAR. Es más evidente entre enero y abril, cuando más del 90 % del IPC muestra incrementos de las probabilidades de incremento y cambio de los precios.

## A. Incrementos de precio



## B. Cambios de precio



Notas: el eje vertical mide los percentiles de las distribuciones de los efectos marginales en las PIP y PCP a diferentes rezagos y adelantos del incremento del SM.

Fuente: DANE (IPC); cálculos del Banco de la República.

Si se tiene en cuenta que, a mayor PCP, menor duración (rigidez) de los precios<sup>84</sup>, los resultados anteriores implican que los incrementos del SM reducen temporalmente la rigidez (es decir, incrementan la flexibilidad) de los precios de los bienes y servicios.

## 2.2 Inflación básica e inflación total: evidencia con series de tiempo

El segundo enfoque busca estimar la respuesta de la variación anual del IPC sin alimentos ni regulados (SAR), principal indicador de inflación básica que utiliza el Banco de la República, ante cambios del SM. Se seleccionó este indicador porque se supone que es el más afectado no solo por el SM sino también por la política monetaria, ya que agregaciones complementarias, alimentos y regulados responderían principalmente a factores de oferta y a reglamentaciones nacionales<sup>85</sup>, respectivamente.

Esta aproximación parte de definir los aumentos anuales del SM nominal ( $\Delta SM_t$ ) en términos de sus fundamentales consignados en las reglamentaciones; esto es, la inflación total a noviembre,  $\pi_{nov-t}$ , y la productividad del año inmediatamente anterior<sup>86</sup>,  $PTF_{t-1}$ . La suma de ambos componentes puede entenderse como el incremento esperado del SM,  $\Delta SM_t^E$ . Sin embargo, la evidencia empírica muestra que los ajustes oficiales del SM pueden estar por encima o por debajo de su valor esperado, por lo que existe un componente adicional sorpresivo, el cual estaría capturado en la ecuación (4) por el término  $\varepsilon_t$ . Esto es,

$$\Delta SM_t = \pi_{nov-t} + PTF_{t-1} + \varepsilon_t = \Delta SM_t^E + \varepsilon_t \quad (4)$$

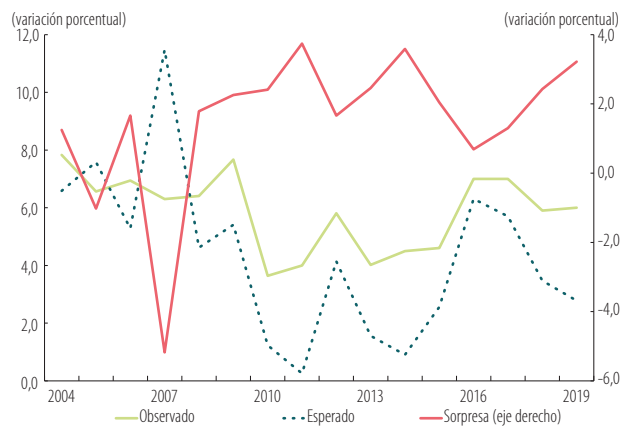
84 La duración (rigidez) de los precios se relaciona inversamente con la frecuencia o PCP. Véase Julio *et al.* (2010: 104; sección B: 109, y sección G: 141).

85 Para el periodo de estudio, hasta 2019, en el IPC de regulados existían dos subclases directamente indexadas al SM por reglamentación. Se puede suponer que estas tienen absoluta elasticidad a dicha variable y que su impacto sobre el IPC total corresponde a su ponderación en la canasta total, que es cerca del 0,19 %. No obstante, teniendo en cuenta la magnitud de la indexación del SM a la inflación, el efecto aislado del SM sobre estos precios sería aún más pequeño. Es importante señalar que a partir de 2022 esta reglamentación cambió y ahora el IPC de dichas subclases está indexado a la unidad de valor tributario (UVT).

86 Medida como en la subsección 1.1.

### Gráfico 18 Incrementos observado, esperado y sorpresivo del salario mínimo, 2004-2019

Con las excepciones de 2005 y 2007, la sorpresa en el aumento del salario mínimo ha sido positiva; es decir, usualmente el aumento establecido del mínimo supera lo que predicen la inflación pasada y la productividad total de los factores.



Notas: el incremento esperado del SM corresponde a la suma de la inflación total a noviembre y a la productividad del año inmediatamente anterior. Por su parte, los incrementos sorpresivos del SM, medidos en el eje de la derecha, son la diferencia entre el aumento observado del SM y su componente esperado [véase ecuación (4)].

Fuente: cálculos del Banco de la República.

La descomposición de la ecuación (4) se realiza con datos anuales. El Gráfico 18 presenta el incremento del SM nominal entre 2004 y 2019, así como sus componentes esperado y sorpresa. Se destaca que el componente esperado tiene una correlación importante con la dinámica del SM observado y que los incrementos, en su mayoría, han sido superiores a los esperados, arrojando sorpresas positivas, con excepción de los años 2005 y 2007.

Teniendo en cuenta lo anterior, la verificación del traspaso de los ajustes del SM a la inflación básica se realiza mediante MCO, con base en la especificación:

$$\pi_t^{SinAR} = \beta_0 + \beta \Delta SM^E + \gamma \epsilon + \delta X + \epsilon_t \quad (5)$$

En la expresión (5), la inflación básica trimestral ( $\pi_t^{SinAR}$ ) es función del ajuste esperado del SM,  $\Delta SM^E$ , y de un conjunto de controles ( $X$ ) que incluye valores rezagados de  $\pi_t^{SinAR}$ , la tasa representativa del mercado (TRM), la brecha del producto anual<sup>87</sup>, la tasa de intervención (TI), los precios internacionales de insumos industriales<sup>88</sup> y una variable *dummy* que indica el cambio del IVA en el primer trimestre de 2017<sup>89</sup>. La ecuación (5) se estima en frecuencia trimestral, entre el segundo trimestre de 2003 y el cuarto de 2019. Esto último, por disponibilidad de datos y para evitar el periodo de transición al esquema de inflación objetiva.

El Cuadro 9 presenta los principales resultados de la estimación de la expresión (5), incluyendo no solo valores contemporáneos sino también rezagados y adelantados de las variables relacionadas con la predicción del cambio en el SM. Las columnas (1) a (4) muestran el efecto estimado del incremento esperado y sorpresivo del SM sobre la inflación básica trimestral. Con la especificación utilizada, los coeficientes sugieren que, en general, tanto el componente esperado como el sorpresivo del SM tienen un efecto significativo y positivo sobre la inflación básica trimestral, el cual se presenta no solo de forma contemporánea para el componente esperado, sino también de forma rezagada.

La interpretación de los resultados se hace con base en los modelos de las columnas (1) y (4) dada la significancia (5%) de sus coeficientes. De esta forma, al sumar los efectos contemporáneo y rezagado, un incremento de 100 pb en el SM nominal generaría un aumento de entre 22 y 29 pb en la inflación básica trimestral. Si tenemos en cuenta la participación de la canasta básica (SAR) en el IPC total, que es del 67,6%, esto significaría un efecto de entre 15 y 20 pb en la inflación total.

La columna (5) del Cuadro 9 presenta los resultados de incluir, en lugar del crecimiento esperado del SM nominal, las variables con base en las cuales fue construido; estas son, la inflación a noviembre y la productividad del año inmediatamente anterior. Las estimaciones sugieren que los ajustes del SM no tienen efectos de gran magnitud sobre

87 En su definición trimestral, corresponde a la diferencia entre el PIB observado (acumulado cuatro trimestres) y el PIB potencial o tendencial (acumulado cuatro trimestres) estimado por el equipo técnico del Banco de la República.

88 Medidos por el índice de precios de insumos industriales, que incluye los índices relacionados con materias primas agrícolas y metales básicos.

89 Se utilizaron distintas variables *dummy* asociadas con cambios generalizados en impuestos. Estas variables toman un valor igual a 1 en el trimestre donde entró en vigor el cambio de impuestos y 0 en los demás. Solo la variable *dummy* asociada con el cambio del IVA en 2017 resultó ser estadísticamente significativa a lo largo de todas las regresiones relevantes.

la inflación básica, más allá de los causados por los aumentos esperados asociados con la persistencia de la inflación (19 pb), dada la indexación del SM a la inflación pasada.

## Cuadro 9

Efecto del aumento del SM sobre la inflación básica trimestral, II trim. 2003 a IV trim. 2019

Variables / Metodología	MCO (1)	MCO (2)	MCO (3)	MCO (4)	MCO (5)	VI (6)
Incremento esperado del SM ( $t$ )	0,16*** (0,01)	0,18*** (0,01)	0,18*** (0,01)	0,17*** (0,01)		
Incremento esperado del SM ( $t-1$ )		0,05*** (0,02)	0,05** (0,02)	0,04** (0,02)		
Incremento esperado del SM ( $t+1$ )		0,03* (0,01)	0,02* (0,01)			
Incremento sorpresivo del SM ( $t$ )	0,06*** (0,02)	0,10*** (0,02)	0,09*** (0,02)	0,08*** (0,02)	-0,02 (0,05)	
Incremento sorpresivo del SM ( $t-1$ )		0,03 (0,02)				
Inflación total a noviembre del año anterior					0,19*** (0,02)	
Productividad del año anterior					0,06 (0,05)	
Incremento observado del SM ( $t$ )						0,14*** (0,01)
$\Delta TRM (t-1)^{a/}$	0,02*** (0,01)	0,02*** (0,01)	0,02*** (0,01)	0,02*** (0,01)	0,02*** (0,01)	0,02*** (0,01)
$\Delta TRM (t-2)^{a/}$	0,02*** (0,00)	0,01** (0,00)	0,01*** (0,00)	0,01*** (0,00)	0,01*** (0,00)	0,01*** (0,00)
Brecha del PIB anual ( $t-3$ )	0,40*** (0,08)	0,27*** (0,09)	0,27*** (0,09)	0,30*** (0,09)	0,41*** (0,09)	0,42*** (0,08)
Brecha del PIB anual ( $t-4$ )	-0,30*** (0,09)	-0,18* (0,09)	-0,17* (0,09)	-0,21** (0,09)	-0,31*** (0,09)	-0,31*** (0,08)
IVA (2017) ( $t$ )	0,77*** (0,1)	0,80*** (0,07)	0,81*** (0,08)	0,82*** (0,08)	0,66*** (0,12)	0,82*** (0,11)
Precios internacionales ( $t-1$ ) <sup>a/</sup>	0,02*** (0,00)	0,01*** (0,00)	0,01*** (0,00)	0,01** (0,00)	0,02*** (0,01)	0,01*** (0,00)
Constante	0,64*** (0,03)	0,52*** (0,05)	0,55*** (0,04)	0,59*** (0,03)	0,64*** (0,03)	0,63*** (0,03)
Número de observaciones	63	62	62	63	63	63
R <sup>2</sup>	0,84	0,88	0,87	0,86	0,84	0,8
Relevancia del instrumento ( $Prob > F$ )						0
Test de exogeneidad – Durbin–Wu–Hausman – ( $Prob > Chi2$ )						0,25
Test de exogeneidad – Durbin–Wu–Hausman – ( $Prob > F$ )						0,19

<sup>a/</sup>Corresponde a la variación trimestral del promedio; Errores estándar robustos entre paréntesis: \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

Fuente: cálculos del Banco de la República.

Una de las limitaciones de estimar los efectos del SM sobre los precios mediante MCO es la omisión de una posible relación inversa entre  $\pi_t^{SinAR}$  y  $\Delta SM_t^E$ , dada la persistencia de la inflación. De existir dicha relación inversa, los coeficientes de interés,  $\beta$ , estarían sesgados. Con el fin de atenuar los efectos de esa relación circular, se utiliza un enfoque de variables instrumentales (VI), mediante el cual el ajuste del SM se instrumentaliza<sup>90</sup> con la mediana de las expectativas de inflación total anual para

90 La estimación mediante variables instrumentales se realizó con base en diferentes instrumentos, tales como el crecimiento del PIB, la inflación total rezagada, las perspectivas del Gobierno, medidas por Invamer, entre otros. Sin embargo, las regresiones que utilizaron como instrumento las expectativas de inflación fueron las que presentaron resultados más consistentes, en el sentido de que dicho instrumento no solo cumple con los supuestos de relevancia y exogeneidad, sino que además su utilización no afecta ni la significancia estadística ni el signo de ninguno de los controles considerados previamente.

diciembre del año en curso, tomadas en diciembre del año anterior<sup>91</sup>. Estas expectativas se obtuvieron de la *Encuesta mensual de expectativas de analistas económicos* (EME) del Banco de la República.

En términos económicos, las expectativas de inflación a diciembre estarían capturando la dinámica observada de la inflación total, que, por definición, haría parte de los fundamentales del SM. Este hecho ofrece la relevancia requerida al instrumento. Ahora bien, el proceso de formación de las expectativas de los analistas tiene en cuenta otros factores que podrían afectar los precios distintos de la inflación observada y, por tanto, representar una fuente de variación exógena que permita estimar una relación causal entre el SM y la inflación básica en nuestra aplicación. En este sentido, se supone que las expectativas de inflación a un año que se tenían al momento en el que se decretó el ajuste del SM, afectarían la inflación básica trimestral solo a través de los ajustes en el SM. Los resultados de este ejercicio, reportados en la columna (6) del Cuadro 9, sugieren que un incremento de 100 pb en el SM causaría un aumento de la inflación básica trimestral de 14 pb (lo que significa un aumento de 9,5 pb sobre la inflación total). Este efecto, como se señaló, estaría capturando parte de la persistencia de la inflación, por medio de los ajustes periódicos al SM.

Es importante tener en cuenta que los resultados de esta subsección se obtuvieron sobre una muestra que no tiene gran variabilidad del componente sorpresivo del ajuste del SM. Adicionalmente, que en el periodo de estudio analizado no se presentaron choques de precios de la magnitud que se han experimentado a partir de la pandemia generada por el Covid-19. Por tanto, se debe actuar con cautela al utilizar estos resultados en periodos atípicos de inflación, tales como el correspondiente a la pandemia, donde, además, para 2022 se decretó un alza del SM con un componente sorpresivo relativamente alto.

### 2.3. Salario mínimo y efectos en el IPC: enfoque de la matriz insumo-producto

Esta subsección estima la respuesta del IPC a los cambios del SM utilizando el enfoque de la matriz insumo-producto (MIP). Dicha matriz es una herramienta de cuentas nacionales que facilita el análisis económico mediante la descripción y medición de todos los eslabonamientos productivos que surgen de la actividad económica (véase Durán-Lima y Santacruz, 2021). Esta representación del equilibrio sectorial entre la oferta y la utilización de los bienes y servicios de una economía permite, en términos de estática comparativa, analizar cómo cambian los precios de dichos bienes y servicios ante ajustes del SM.

La metodología de la MIP supone que el traspaso de los ajustes al SM a los precios de los bienes se da por medio del canal del mercado de trabajo, toda vez que un incremento del SM conlleva el encarecimiento de aquellos empleados cuyos ingresos están indexados al SM. Estos mayores costos laborales, por la vía de los eslabonamientos entre sectores, terminan afectando los precios al consumidor.

A partir de la MIP, es posible expresar el vector inicial<sup>92</sup> de precios de una economía ( $VP_0$ ) como la transpuesta de la matriz invertida de Leontief ( $[(I-A)^{-1}]^T$ ) multiplicada por el valor agregado ( $VA_0$ )

$$VP_0 = [(I-A)^{-1}]^T VA_0, \quad (6)$$

donde,  $A$  es la matriz de coeficientes técnicos,  $I$  la matriz identidad y  $VA$  el valor agregado de la economía, entendido como la suma de la remuneración de los asalariados ( $REM_0$ ), el ingreso mixto ( $IM_0$ ), los impuestos indirectos netos de subsidios, ( $II-SS$ )<sub>0</sub>, y el excedente bruto de explotación ( $EBE_0$ ). De esta manera,

91 El instrumento toma dicho valor de expectativas para el registro del primer trimestre del año. Para los demás trimestres, mantiene el valor de cero.

92 Dado que el valor agregado inicial es igual a la demanda final, este corresponde a un vector de unos de tamaño  $j \times 1$ , donde  $j$  son los sectores de la economía.

$$VA_0 = REM_0 + IM_0 + (II - SS)_0 + EBE_0 \quad (7)$$

Se supone que los ajustes del SM afectan los precios mediante el componente de salarios (masa salarial) del valor agregado ( $REM$ ), el cual captura los costos laborales asociados con el total de sueldos, salarios, contribuciones sociales, primas, bonificaciones, auxilio de transporte, cesantías, entre otros, pagados a los asalariados<sup>93</sup>. Por ello, un ajuste del SM generaría, *ceteris paribus*, un incremento de este componente, dada la proporción de ocupados cuyo salario se rige por esta legislación.

Ahora bien, aunque en Colombia el SM afecta directamente la contabilidad nacional de la remuneración de los asalariados, la evidencia empírica especializada sugiere un efecto adicional sobre el empleo informal (Rhenals, 2009; Mondragón-Vélez, *et al.*, 2010; Romero, 2015; Fernández y Villar, 2016; Arango y Flórez, 2020a; Arango *et al.*, 2020). En este sentido, existe una proporción de los ingresos laborales recibidos por la población independiente o no asalariada<sup>94</sup> que también responde a los ajustes decretados para el SM. Efectos, que, de existir, se reflejarían en un incremento del componente  $IM$  del valor agregado, definido como el excedente bruto de explotación de las sociedades individuales.

Con base en lo anterior, el nuevo vector de precios de la economía ( $VP_n$ ) después del ajuste del SM, *ceteris paribus*, está definido por:

$$VP_n = [(I - A)^{-1}]^T VA_n, \quad (8)$$

siendo:

$$VA_n = [REM_n \times (1 + \delta_{REM})] + [IM_n \times (1 + \delta_{IM})] + (II - SS)_0 + EBE_0, \quad (9)$$

donde,  $\delta_{REM}$  y  $\delta_{IM}$  corresponden, respectivamente, a la respuesta de la masa salarial de los asalariados e independientes que se da ante un ajuste en el SM. Es decir, los coeficientes  $\delta_{REM}$  y  $\delta_{IM}$  indican cómo el SM afecta la masa salarial de ambos grupos. Inicialmente, se podría suponer que este impacta únicamente la proporción correspondiente a los ocupados que ganan un SM. Sin embargo, los resultados encontrados en la subsección 1.3 sugieren efectos adicionales sobre los percentiles de la distribución de ingresos laborales por hora que están a la izquierda y derecha del SM.

Por esta razón, la aproximación del efecto de un aumento en el SM sobre la masa salarial de los asalariados e independientes se calcula teniendo en cuenta cuatro tramos de ingresos laborales mensuales promedio. Estos son: 1) ingresos laborales menores o iguales que 0,9 SM ( $\tau_1$ ); 2) ingresos laborales entre 0,9 y 1,1 SM ( $\tau_2$ ); 3) ingresos entre 1,1 y 2,0 SM ( $\tau_3$ ), y finalmente, 4) ingresos laborales mayores que 2 SM ( $\tau_4$ )<sup>95</sup>. A partir de estos grupos, el efecto total del SM,  $\delta_i$ , sobre la remuneración de los asalariados y el ingreso mixto corresponde a:

$$\delta_i = \left[ \sum_{j=1}^4 (\beta_j \omega_{ji}) \right] \phi_i, \quad \begin{cases} i = REM, IM \\ j = \tau_1, \tau_2, \tau_3, \tau_4 \end{cases} \quad (10)$$

donde,  $\beta_j$  es la semielasticidad del ingreso laboral real mediano por hora ante un incremento anual del 0,01 en el IK para cada tramo  $j$ , calculado a partir de los resultados obtenidos en la subsección 1.3. Por su parte,  $\omega_{ji}$  es la proporción de la masa salarial del grupo  $i$  que corresponde al tramo de ingresos laborales  $j$ , mientras que  $\phi_i$  es la proporción de la masa salarial total de la economía del grupo  $i$ .

93 En esta subsección se entiende a los empleados asalariados como aquellos trabajadores de empresas particulares y del gobierno. Definición que difiere de la utilizada por el DANE en las Cuentas Nacionales, al excluir la categoría de jornaleros y peones.

94 Corresponde al conjunto de empleados domésticos, trabajadores por cuenta propia, patrones o empleadores, trabajadores familiares sin remuneración, trabajadores sin remuneración en empresas de otros hogares y jornaleros o peones.

95 Nótese que los ocupados que directamente están cobijados por el SM estarían clasificados en el segundo tramo de ingresos. Dado que la distribución de los ocupados por tramos de ingreso laboral mensual presenta un truncamiento alrededor de 1 SM, se utiliza un rango más amplio (entre 0,9 y 1,1 SM), definido por el DANE, para incluir a aquellos trabajadores que se ubican justo por debajo o encima del SM mensual.

El Cuadro 10 resume el efecto estimado de un aumento del SM sobre la remuneración a los asalariados ( $\delta_{REM}$ ) e ingreso mixto ( $\delta_{IM}$ ) para el periodo comprendido entre 2010 y 2019. Las columnas (1) y (2) muestran el efecto, bajo el supuesto que los incrementos del SM afectan únicamente los ingresos de aquellos que reciben entre 0,9 y 1,1 SM. Por su parte, en las columnas (3) y (4) se reporta el efecto sobre el total de la distribución a partir de los cuatro tramos de ingresos definidos anteriormente. Finalmente, las columnas (5) y (6) reportan la variación anual del SM nominal y del IK.

**Cuadro 10**  
Efecto anual de un aumento del SM sobre REM e IM, 2010-2019

Año	Entre 0,9 y 1,1 SM		Toda la distribución		Incremento anual del SM	Variación anual del IK
	Remuneración a los asalariados	Ingreso mixto	Remuneración a los asalariados	Ingreso mixto		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	(porcentaje)					
2010	0,19	0,11	1,23	1,20	3,6	-0,01
2011	0,08	0,05	0,80	0,76	4,0	-0,04
2012	0,35	0,20	1,90	1,90	5,8	0,03
2013	0,05	0,03	0,44	0,36	4,0	-0,02
2014	-0,03	-0,01	0,22	0,09	4,5	-0,06
2015	0,29	0,18	1,81	1,47	4,6	-0,06
2016	0,57	0,23	2,93	2,44	7,0	-0,01
2017	1,65	0,94	6,57	5,68	7,0	0,15
2018	-0,30	-0,14	-0,86	-0,88	5,9	-0,09
2019	0,38	0,19	1,76	1,34	6,0	-0,01

Fuente: Ministerio del Trabajo (Decreto 1724 DE 2021); cálculos del Banco de la República.

Teniendo en cuenta lo anterior, definimos el impacto de un incremento del SM en los precios,  $\rho_{SML}$ , como:

$$\rho_{SML} = \frac{(VP_n * CIPC_n)}{(VP_0 * CIPC_0)} - 1, \quad (11)$$

el cual está dado por la diferencia porcentual entre el nuevo vector de precios,  $VP_n$ , y el vector inicial,  $VP_0$ , los cuales previamente son multiplicados por un vector de ponderaciones,  $CIPC$ , que compatibiliza el peso de cada uno de los bienes del IPC con los sectores que conforman la MIP<sup>96</sup>. Esto último, con el fin de expresar el efecto del SM sobre el nivel del IPC y, por tanto, sobre la inflación total.

Es importante señalar que si bien este impacto en precios, por construcción, considera los efectos directos de un alza del SM en la masa salarial, su impacto en términos del IPC es indirecto; es decir, debido al efecto en los costos laborales que se transmiten por la vía de los encadenamientos productivos. Esta aproximación tampoco captura posibles efectos de equilibrio general (de segunda ronda, en este caso) que los ajustes salariales tendrían sobre las expectativas de inflación, la inercia inflacionaria, el consumo, la inversión, la producción, etc., asociadas con la sustitución de bienes y servicios o factores productivos, entre otros.

Ahora bien, aunque esta metodología supone que no hay una reasignación de la demanda de factores productivos (como el trabajo), la incorporación de  $\beta_j$  en la ecuación (10) permite tener en cuenta, indirectamente, los posibles efectos que los ajustes del SM puedan tener sobre el empleo, que, de existir, implicarían un menor traslado del SM a los precios de la economía. En este sentido, valores negativos de  $\delta_i$  sugerirían un mayor efecto sobre las cantidades, al registrarse una caída anual del IK, dado el mayor crecimiento de los ingresos laborales medianos rezagados que lo observado en el SM real.

96 Para la definición del vector de ponderaciones del IPC con las descripciones de las Cuentas Nacionales, se construyó una correlativa entre los sectores de la MIP y el peso de cada uno de los bienes del IPC.



En el Cuadro 11 se presentan los resultados del impacto sobre el nivel del IPC de un ajuste del SM, capturado mediante la respuesta de la masa salarial reportada en el Cuadro 10. Las columnas (1), (2) y (3) corresponden al efecto de suponer que únicamente la proporción de masa salarial de quienes ganan entre 0,9 y 1,1 SM mensuales se ve afectada, mientras que las columnas (4), (5) y (6) hacen referencia al efecto sobre toda la distribución de la masa salarial. Escenarios que, respectivamente, podrían considerarse como un límite inferior y superior de los efectos generados por el SM sobre el IPC. En este sentido, el ajuste promedio que se tuvo del SM nominal entre 2010 y 2019 (5,25 %) implicó un incremento promedio de los precios al consumidor de hasta 75,8 pb; es decir, por cada 100 pb de aumento en el SM el IPC se incrementó en 14,4 pb. Este efecto se dio en mayor medida en el componente asociado con la remuneración a los asalariados (hasta 45,4 pb).

Cuadro 11

Impacto en el nivel del índice de precios al consumidor en puntos básicos de un ajuste en el salario mínimo, 2010-2019

Año	Entre 0,9 y 1,1 SM			Toda la distribución		
	Remuneración a los asalariados (1)	Ingreso mixto (2)	Total (3)	Remuneración a los asalariados (4)	Ingreso mixto (5)	Total (6)
2010	5,0	2,4	7,4	33,3	25,5	58,8
2011	2,3	1,1	3,4	21,7	16,2	37,9
2012	9,3	4,3	13,6	51,3	40,3	91,6
2013	1,4	0,6	2,0	11,8	7,7	19,5
2014	-0,7	-0,3	-1,0	5,9	1,9	7,9
2015	7,8	3,7	11,5	48,9	31,1	80,0
2016	15,3	5,0	20,2	79,2	51,8	131,0
2017	44,4	19,9	64,3	177,4	120,3	297,7
2018	-8,1	-3,0	-11,1	-23,2	-18,6	-41,9
2019	10,3	4,1	14,4	47,5	28,3	75,8

Notas: valores expresados en puntos básicos (pb). Para calcular el efecto del SM sobre el IPC en el periodo de estudio, se hizo uso de las matrices insumo-producto de las Cuentas Nacionales de 2010, 2015 y 2017 para tener una mayor aproximación de la estructura productiva del país a lo largo del periodo de estudio.

Fuente: cálculos del Banco de la República.

Los resultados anteriores muestran una amplia volatilidad del efecto inflacionario en el periodo de estudio, con una alta respuesta del IPC durante 2012, 2016 y 2017, años en los cuales se dio un importante incremento del SM nominal. Los resultados también sugieren un impacto importante de los aumentos del SM en la masa salarial asociada con la población informal y aquella que devenga ingresos mensuales por encima o por debajo del SM. Por tanto, su inclusión se considera adecuada para entender los efectos en precios generados por el SM y, en consecuencia, sus implicaciones en la toma de decisiones de la política monetaria.

Una de las ventajas de la metodología MIP es que permite identificar cuáles son los sectores de la economía que más aumentan sus costos por ajustes en el SM. Intuitivamente, se esperaría que estos se concentren en actividades intensivas en mano de obra. Tal es el caso de los sectores de servicios, como alojamiento, educación, actividades inmobiliarias, de transporte y comunicaciones, los cuales entre 2010 y 2019 fueron los que más contribuyeron al incremento del IPC, dados los ajustes decretados en el SM.

## 2.4 Conclusiones

Esta sección se apoya en tres metodologías y tres conjuntos de información diferentes para estudiar el impacto de los incrementos del SM en diferentes medidas de precios: distintas subcanastas de precios construidas a partir de 390 ítems particulares, en la inflación sin alimentos ni regulados (SAR) y en el IPC total. Con las tres aproximaciones metodológicas utilizadas, cada una con su respectiva

medición de precios, se provee evidencia de que aumentos del SM tienen efectos significativos en la inflación básica y total. Las magnitudes estimadas de los efectos del mínimo en la inflación básica o la inflación total son similares con los tres enfoques, aunque debemos recordar que corresponden a frecuencias diferentes: la primera mensual, la segunda trimestral y la tercera, la de la MIP, anual.

El incremento mediano acumulado entre los meses de enero y mayo de las variaciones de los precios de los ítems individuales que conforman las subcanastas consideradas es heterogéneo. Por transabilidad, prima el efecto en los no transables (18,5 pb) frente a los transables (11,5 pb); los ítems producidos por firmas con poder de mercado (23,9 pb) exhiben mayor traspaso a los precios que las firmas expuestas a mayor competencia (10,4 pb). Dos subcanastas, como las de alimentos (34,7 pb) y comidas fuera del hogar (50,8 pb), exhiben traspasos acumulados entre enero y mayo de magnitud importante. Los resultados con el primer enfoque metodológico sugieren que un incremento del SM nominal en un 1 % incrementará la inflación mediana (sin algunos bienes y servicios regulados), acumulada entre enero y mayo, en un 0,16 %, es decir, 16 pb entre enero y mayo. El SM no parece tener efectos persistentes en las variaciones mensuales de los precios individuales.

El segundo enfoque metodológico, basado en regresiones lineales con series de tiempo, sugiere que los mayores efectos del SM en la inflación básica trimestral proceden del componente esperado de los aumentos del SM, directamente relacionado con la inflación pasada. Estos resultados sugieren, además, que la forma como se ajusta el SM en Colombia es un mecanismo que sí introduce persistencia a la inflación. Con la metodología de variables instrumentales se provee evidencia de que los incrementos del SM afectan la inflación básica trimestral; el coeficiente estimado sugiere que aumentos de 100 pb en el SM incrementan la inflación básica trimestral en 14,4 pb; es decir, 9,5 pb sobre la inflación total. Por último, el tercer enfoque, basado en la MIP, sugiere que entre 2010 y 2019, por cada 100 pb de aumento del SM nominal, el IPC se incrementó 14,4 pb.

Las estimaciones anteriores sugieren que, en condiciones de estabilidad macroeconómica, la autoridad monetaria no requiere reaccionar de manera especial para controlar el traspaso de los incrementos del SM a la inflación. No obstante, debemos tener presente que los coeficientes estimados fueron obtenidos con muestras que, por un lado, tuvieron bajo nivel y variabilidad del componente sorpresivo del ajuste del SM y que, por otro, asimilaron pocos choques de gran magnitud que hubieran podido afectar los precios. Por tanto, se debe ser cautelosos al utilizar dichos resultados en periodos atípicos de inflación.

### 3. Efectos macroeconómicos y de equilibrio general del salario mínimo

La literatura económica cuenta con amplia evidencia sobre la forma como la existencia y la dinámica del SM afectan el comportamiento de los principales indicadores del mercado laboral (Neumark y Wascher, 2008). Aunque los hallazgos varían con las metodologías de análisis, los países o regiones, los periodos muestrales y la frecuencia de los datos, la mayoría de los trabajos coinciden en que, ante un aumento del SM, el empleo de los afectados por el SM se reduce o se mantiene (Dinkelman y Ranchhod, 2012; Gálrao, 2004; Canelas, 2014; y la sección 1.1 de este *ESPE*), mientras que el ingreso laboral de los asalariados aumenta por un efecto transmisión (Khamis, 2013; Gindling y Terrel, 2004; Lemos, 2009; Ham, 2018), lo cual coincide con los hallazgos de la subsección 1.3 y con lo señalado por el estudio de la consultora Mercer (2022) para Colombia, en el caso de los empleos formales.

Con respecto a los empleados no cubiertos por el SM, algunas investigaciones señalan que sus ingresos laborales se incrementan en una proporción que puede ser inclusive superior a la observada para los demás trabajadores (Lemos, 2009; Canelas, 2014). Como veíamos en la sección 1.3, este incremento, que se conoce en la literatura como efecto faro (Maloney y Núñez, 2004), de existir, es muy leve en el caso de Colombia para el periodo analizado.

Veámos también en la sección 1 los efectos del SM en el desempleo, la informalidad laboral y los flujos del empleo formal para el caso exclusivo de Colombia. Sin embargo, los efectos del SM van mucho más allá del mercado laboral y se extienden al resto de la economía. Por ejemplo, sus incrementos elevan la capacidad de compra de quienes pueden retener el empleo después del aumento del SM y, por ende, el consumo en sus hogares, pero también aumentan los costos de producción de las firmas, lo que afecta la demanda laboral y los precios de los bienes finales. En concordancia con esto último, la sección 2 de este documento ESPE encontró efectos en algunas canastas de bienes y servicios construidas a partir de los ítems individuales, la inflación sin alimentos ni regulados y el IPC.

Muchos de los hallazgos previos, sin embargo, no evalúan conjuntamente el efecto del incremento del SM sobre las variables del mercado laboral y demás variables macroeconómicas, omitiendo así interacciones fundamentales entre ellas (Lora y Herrera, 1993). Dichos hallazgos se derivan de modelos con enfoque de equilibrio parcial.

Esta sección incluye tres estudios de equilibrio general en los que se consideran las interacciones entre las principales variables macroeconómicas ante incrementos del SM. Los dos primeros modelos, dinámicos y estocásticos, evalúan diferentes políticas; el primero, un incremento permanente del SM real en una economía con mercados incompletos donde los trabajadores están dotados de distintas habilidades y se enfatiza el análisis del salario por unidad de eficiencia, los efectos distributivos y el bienestar de los agentes. El segundo modelo, que estudia los efectos de choques sorpresivos al SM real, hace explícita la presencia de una autoridad monetaria en una economía pequeña y abierta. Los pocos análisis de equilibrio general disponibles que incluyen la respuesta de la autoridad monetaria se han limitado a economías relativamente cerradas y de altos ingresos (véanse, por ejemplo, Glover; 2019; Sauer, 2018), mientras que nuestro modelo analiza el efecto del choque en una economía pequeña, abierta y en desarrollo (véase también, Saracoglu, 2020) y en el que el SM refleja una rigidez real y no solo una rigidez nominal. Finalmente, la tercera subsección presenta un modelo de equilibrio general computable para analizar los efectos de los aumentos del SM en las finanzas públicas. En este modelo los aumentos del SM real son del 1% tanto transitorios como permanentes, y el principal canal de dichos efectos es la seguridad social en salud y pensión y la nómina de soldados e infantes de marina.

Es importante señalar que cada uno de los tres modelos de esta sección emplea su propio concepto de informalidad laboral en razón de la conveniencia técnica. En el modelo de la subsección 3.1., enfocado en aspectos distributivos y de bienestar, son informales quienes no contribuyen al sistema de pensiones ni se encuentran afiliados al régimen contributivo de salud. Para el segundo modelo, de la subsección 3.2, son informales aquellos trabajadores que ganan menos del 90% del SM por hora, asimilados a trabajadores no calificados. Finalmente, en el modelo de equilibrio general computable, se consideran informales los trabajadores por cuenta propia, no calificados, aporten o no a salud. En general, estas mediciones de informalidad laboral se superponen y no generan resultados contradictorios entre sí.

### 3.1. Efectos de largo plazo del salario mínimo sobre la desigualdad y el bienestar

En esta subsección se analiza y cuantifica el impacto de largo plazo de aumentos permanentes del SM real en variables agregadas de la economía como el consumo, el capital, la composición formal/informal del empleo, etc., así como sus consecuencias distributivas y de bienestar.

Esta economía artificial incorpora ciertas características de la economía colombiana, en especial dos de ellas. Por una parte, el alto grado de informalidad documentado desde la sección 1 (véase Gráfico 5); es decir, la coexistencia de dos mercados laborales: formal e informal, en la que este último está caracterizado por la falta de cumplimiento de la regulación estatal, como, por ejemplo, el pago del SM a los trabajadores. Por la otra, el bajo grado de desarrollo de los mercados financieros, en cuanto a que los agentes disponen de muy pocos instrumentos para asegurarse contra la incertidumbre que enfrentan. Es bien sabido que el dinero en efectivo es utilizado de forma masiva en el sector informal, y que las cuentas de ahorro en el sistema financiero comprenden una fracción importante del ahorro formal.

Las anteriores características contribuyen a una mejor comprensión de los efectos macroeconómicos y distributivos a largo plazo del SM, en una economía como la colombiana y, en general, aportan a la literatura por al menos dos razones. En primer lugar, los estudios de equilibrio general disponibles se enfocan en economías desarrolladas, caracterizadas por el cumplimiento de la regulación y el alto grado de desarrollo de sus mercados financieros. En este sentido, estudiar la interacción del SM con otra clase de fricciones, típicas de las economías en vías de desarrollo, resulta relevante, ya que permite establecer el vínculo existente entre dichas fricciones. En segundo término, esta subsección permite determinar qué grupos de individuos por escala de ingresos ganan o pierden, y en qué magnitud, con una política capaz de modificar el SM real en el largo plazo, apartándose de la confrontación empresario-trabajador, típicamente planteada, y enfocándose en las consecuencias macroeconómicas y distributivas de las decisiones individuales ante los incentivos que induce la regulación.

En este sentido, y antes de profundizar en nuestro análisis, vale la pena resaltar algunas estadísticas de la distribución del ingreso en Colombia, según la *Gran encuesta integrada de hogares* (GEIH) de 2019. Un propósito central de nuestro análisis es que el modelo que proponemos replique, al menos, el tamaño de la informalidad laboral en Colombia al igual que la relación del nivel del SM relativo a otra medida de ingreso laboral de tendencia central de los trabajadores colombianos, como el promedio o la mediana; es decir, el IK que ya hemos venido utilizando. Para esto, es necesario clasificar a los trabajadores entre formales e informales. Como es común en la literatura, clasificamos como trabajadores formales a aquellos que, al momento de realizar la encuesta, contribuyen al sistema de pensiones y que se encuentran afiliados al régimen contributivo de salud (EPS). Encontramos que, de acuerdo con la información de la GEIH, en 2019 un 44 % de los ocupados eran formales y un 56 % informales. Si bien podríamos haber considerado clasificar como trabajadores formales no solo a aquellos trabajadores que contribuyan a la seguridad social (pensiones y salud), sino que además reciben como ingreso laboral al menos el SM<sup>97</sup>, el porcentaje de individuos formales caería sustancialmente a un 21 %. No obstante, preferimos no apartarnos de la mayoría de los estudios sobre informalidad en América Latina y seguir por el camino convencional.

Otra de las características del mercado laboral colombiano es que en 2019 el SM fue un 4 % más alto que el ingreso mediano. Dicho de otra forma, el IK fue de 1,04 en 2019. Por lo tanto, que el SM sea tan parecido a la mediana de los ingresos laborales llama la atención, más aún cuando el IK calculado para los trabajadores informales fue de 1,18. Este hecho, combinado con que cerca de ocho de cada diez trabajadores en Colombia no gozan del SM ni contribuyen con la seguridad social, motiva, en buena medida, nuestra investigación.

Además, una parte importante de los trabajadores informales tiene ingresos apreciablemente superiores al SM. Así, al calcular la participación de distintos percentiles de la distribución del ingreso en el ingreso total, encontramos que la distribución agregada del ingreso presenta un comportamiento similar a la de los formales, a saber: el 40 % más bajo de la distribución del ingreso tiene una participación del 22 %, mientras que el 20 % más alto de la distribución percibe cerca del 46 %. En cuanto a los informales, el 40 % más bajo de la distribución del ingreso tiene una participación del 16 %, mientras que el 20 % más alto de la distribución percibe cerca del 45 %. El modelo que describimos a continuación, y que presentamos en detalle en el Anexo 4, intenta capturar algunas de estas características (Cuadro 12).

El modelo supone una economía en la que interactúan empresas y trabajadores. Los trabajadores son heterogéneos: diferenciados por sus habilidades, como en Aiyagari (1994), pero, a diferencia de ese modelo, en el nuestro gozan de la posibilidad de escoger libremente si operar en el sector formal o en el informal. Suponemos que no hay penalidad estatal alguna por operar en la informalidad. Los trabajadores enfrentan riesgo idiosincrásico y su ingreso individual varía de acuerdo con sus habilidades, las cuales cambian aleatoriamente en el tiempo.

97 El criterio con SM contempla el SMMLV del año 2019 sin incluir subsidios ( $SM = COP 828.116$  de 2019) y en casos en los que las horas trabajadas reportadas por los encuestados sean menores a 48 horas semanales (estipuladas en el código laboral colombiano como jornada laboral promedio), son ajustadas como SM promedio por hora,  $smh = SM/192$ .

Cuadro 12  
Estadísticas de ingresos laborales de los ocupados, 2019

Variables	Total	Formales	Informales
<b>Estadísticas descriptivas (millones COP/mes)</b>			
Media	1,21	1,4	0,79
Mediana	0,8	0,94	0,7
Desviación estándar	1,33	1,36	1,16
Mínimo	0,01	0,03	0,01
Máximo	50	50	40
Índice de Kaitz (SM/ Ingreso mediano)	1,04	0,88	1,18
<b>Quintil de la distribución del ingreso laboral</b>		<b>Porcentaje de participación en el ingreso laboral</b>	
20% más bajo del ingreso	8	17	6
20%–40%	14	5	10
40%–60%	13	13	18
60%–80%	18	19	21
20% más alto del ingreso	47	46	45

Fuente: DANE (GEIH, 2019); cálculos del Banco de la República.

Los mercados financieros son incompletos y los trabajadores disponen de un activo financiero para mitigar las fluctuaciones del ingreso. Pueden acumular dicho activo financiero, cuyo retorno depende de los dos sectores de la economía. En el sector formal el retorno del activo financiero es positivo, queriendo capturar con esto el hecho de que los trabajadores puedan, por ejemplo, abrir una cuenta de ahorros o en general algún otro activo financiero que los compensa con un retorno real positivo. Por el contrario, en el sector informal el retorno de este activo financiero es cero, lo que nos permite interpretarlo como dinero. Esta interpretación es consistente con la información recogida por la *Encuesta longitudinal colombiana* (ELCA) y documentada en Granda, Hamann y Tamayo (2019), donde las familias manifiestan que entre las dos principales razones por las que no ahorran en el sistema financiero formal están los bajos rendimientos de los activos financieros y que, entre aquellos que no ahorran formalmente porque consideran que los rendimientos son muy bajos, el principal activo en el que mantienen sus ahorros es en dinero.

Un aspecto central del modelo es la libre escogencia por parte de cada uno de los individuos del sector de la economía en el que operan. Para los trabajadores, escoger la formalidad implica: 1) poder emplearse en un sector corporativo formal y recibir al menos el SM (es decir, las personas más desfavorecidas en su dotación de habilidades tienen un ingreso mínimo); 2) cumplir con sus obligaciones tributarias; 3) tener acceso al mercado del activo financiero con retorno real positivo, y 4) poder pasar a la informalidad a un costo igual a cero. Por otra parte, escoger la informalidad significa: 1) no recibir el SM al emplearse, lo que, a su turno, implica que las personas más desfavorecidas en su dotación de habilidades resulten obteniendo ingresos inferiores al SM; 2) no pagar el impuesto al trabajo sin penalidad alguna (*lack of enforcement*), y 3) transferir consumo en el tiempo únicamente acumulando dinero debajo del colchón (exclusión financiera).

El modelo supone, además, que existen costos de moverse entre el sector informal y el formal. Los trabajadores en la informalidad que quieren moverse a un empleo formal deben invertir recursos en capacitación, actualización de conocimientos, entre otros factores para poder lograr una transición laboral efectiva. No obstante, el modelo supone que individuos en la formalidad que quieren moverse a la informalidad lo pueden hacer libremente sin incurrir en costos de movilidad, lo cual es consistente con el supuesto de *lack of enforcement* del modelo.

Por su parte, las empresas del modelo producen un bien de consumo homogéneo, tienen acceso a una tecnología Cobb-Douglas y operan en un mercado competitivo. Para producir el bien de consumo emplean capital, trabajadores (diferenciados por sus habilidades) y talento administrativo (*managerial talent*). Como es convencional en la literatura que estudia el fenómeno de la informalidad, suponemos que hay un continuo de empresas diferenciadas e indexadas por su talento administrativo y pueden escoger operar en el sector formal o en el informal, dependiendo de las utilidades que generen en cada sector.

Por simplicidad, suponemos que las firmas informales disponen de una unidad fija de capital y no acumulan capital. Solo producen empleando trabajadores y talento administrativo. Si una empresa escoge operar en la informalidad, esto implica: 1) no tener que pagar al menos el SM a sus trabajadores; 2) evadir el impuesto a la nómina sin sanción alguna; 3) no pagar el costo de operar en el sector formal, y 4) funcionar con una escala de capital fija.



Operar en la formalidad, para una empresa, significa: 1) cumplir con el pago del SM; 2) pagar el impuesto a la nómina; 3) pagar el costo de operar en el sector, y 4) acumular capital. Bajo estos supuestos, un resultado importante de las empresas del modelo es que, en cumplimiento de la política de SM, las empresas formales solo demandan trabajadores con un mínimo de habilidad. Este umbral de habilidad es justamente el que las mantiene indiferentes entre pagarle a un trabajador el SM o pagarle una compensación que lo retribuya exactamente por su nivel de habilidad. Así, los trabajadores de menor habilidad no encuentran opción diferente que ofrecer sus servicios laborales en el sector informal. Los más hábiles, por su parte, podrán emplearse en el sector que más les convenga. La demostración de este resultado la presentamos en el Anexo 4, donde se describe el modelo.

Por lo anterior y, también, de forma coherente con la literatura que estudia el fenómeno de la informalidad, las empresas con menor talento empresarial terminan ubicándose en el sector informal, mientras que las de mayor talento empresarial en el formal (Galiani y Weinschelbaum, 2012).

Después de describir el comportamiento de empresas y trabajadores, es importante precisar el equilibrio macroeconómico. Se destaca, en principio, que unas y otros toman los precios del capital y del trabajo como dados, al igual que la regulación vigente. Ambos balancean los costos y los beneficios de la formalidad y la informalidad, escogiendo libremente en qué sector operar. Las empresas tanto informales como formales, demandan capital y trabajo. A su turno, ambos tipos de trabajadores ofrecen trabajo, pero, solo los trabajadores formales ofrecen capital, debido a que el principal activo en el que los informales mantienen sus ahorros es el dinero en efectivo.

El mercado laboral, tanto formal como informal, se equilibra mediante el ajuste del salario por unidad de eficiencia de la economía. De esta forma, los trabajadores más hábiles ganan más. Es claro que todos los trabajadores, independientemente de su nivel de habilidad, quisieran obtener al menos el SM. Sin embargo, no todos lo logran. En primer lugar, no todas las empresas encuentran rentable pagarlo y contratan solo a aquellos trabajadores que son lo suficientemente hábiles como para que sean compensados con el SM. En segundo lugar, los trabajadores enfrentan un costo de la transición laboral de la informalidad a la formalidad. Así, existe un umbral de habilidad a partir del cual los trabajadores de mayor habilidad logran emplearse en empresas formales y los de menor habilidad terminan aumentando la oferta de trabajo informal. Vale la pena recordar que no toda la oferta de trabajo informal es residual, ya que para algunos la decisión de ocuparse en la informalidad es la más beneficiosa, pues al estar en ese sector evaden el impuesto al trabajo sin sanción alguna. En este sentido, el equilibrio del modelo es consistente con un hecho que resaltamos anteriormente: existen trabajadores informales cuyos ingresos pueden ser sustancialmente superiores al SM.

Nótese que el SM actúa como un costo de operar en la formalidad, pues las firmas formales podrían contratar trabajadores de menor habilidad, pero no lo hacen porque encuentran más rentable no contratarlos que contratarlos. Sin embargo, un punto menos enfatizado en la literatura es que, en equilibrio general, el SM reduce el salario por unidad de eficiencia, abaratando el costo laboral de todos los trabajadores. No es trivial entonces determinar cuál de los dos efectos domina: si el efecto directo de encarecer los trabajadores de menor habilidad o el efecto de equilibrio general de reducir el salario por unidad de eficiencia.

El mercado de capital también se equilibra. En una economía pequeña y abierta la oferta de capital es ilimitada a la tasa de interés mundial. La economía toma ese retorno real como dado y la demanda de capital en equilibrio es aquella que proviene de las empresas formales. Esta demanda de capital es decreciente en la tasa de interés, creciente en la habilidad empresarial y creciente con el empleo formal. Recordemos que en el sector informal el capital se supone fijo. Así, el mercado de capital formal se equilibra en el nivel de capital en el que la demanda de capital formal compensa el retorno marginal del capital en ese sector. El tamaño de los sectores formal e informal, entendidos como la cantidad de trabajadores, de capital y de producto en cada uno de ellos, se determina como parte del equilibrio macroeconómico.



### 3.1.1. Datos y calibración del modelo

A continuación, se describen de forma general los datos empleados y explicamos la forma como calibramos el modelo para replicar algunas características de la economía colombiana. Los detalles de los datos empleados y la calibración se presentan en el Anexo 5.

Para propósitos de establecer algunas regularidades empíricas en la calibración de los valores de los parámetros del modelo, empleamos la información de la GEIH para el año 2019. De esta encuesta se caracteriza el módulo de ocupados y otros ingresos con cobertura de las trece grandes ciudades con sus áreas metropolitanas como aproximación al mercado laboral colombiano. En esta caracterización se asegura, mediante un mapeo, que los encuestados que responden al módulo de otros ingresos son los mismos que responden al módulo de ocupados. Además, dada la periodicidad mensual de la encuesta, para obtener un indicador de la dinámica del año completo se concatenan las respuestas de los encuestados a lo largo de todo el año.

El modelo tiene quince parámetros, cuyos valores se establecen de tres formas diferentes. Unos valores son convencionales y se toman de la literatura. Un segundo grupo de valores se toma de otras bases de datos para Colombia. Un tercer y último grupo de valores de parámetros se calibra para reproducir algunas características propias de la GEIH 2019. El primer grupo se refiere a aquellos parámetros que son estándar en la literatura de modelos de equilibrio general para economías emergentes. En este grupo, teniendo en cuenta la periodicidad anual del modelo, se incluyen la tasa de descuento temporal de los trabajadores (3%) y el coeficiente de aversión al riesgo, cuyo valor estándar es 2. Se incluyen también los parámetros relacionados con la producción de las firmas, a saber: la participación del capital en la producción y la depreciación del capital, cuyos valores son 0,32 y 0,10, respectivamente. La media de la distribución de talento empresarial y de habilidades de los trabajadores son normalizados a 1. Finalmente, la dispersión del talento empresarial, el costo fijo de operar en la formalidad y el costo de monitoreo de operar en la informalidad son normalizados a 0.

El segundo grupo de parámetros corresponde a aquellos tomados de otras bases de datos para Colombia. Particularmente, en este grupo se incluyen parámetros de política como son las tasas tributarias que enfrentan los individuos y las firmas. Específicamente fijamos el valor del impuesto a los individuos en 8%, como las contribuciones obligatorias a seguridad social (4% por salud y 4% por pensiones) por parte de los trabajadores, tomadas del código tributario colombiano de 2019. Por su parte, el impuesto a las firmas se fija en 19%, y hace referencia a los pagos de impuestos laborales por parte de las firmas por cuenta de seguridad social y parafiscales, tomado de la base de datos de *Doing Business* de 2019.

Por último, el grupo más importante de valores de parámetros corresponde a aquellos que se calibran para reproducir momentos particulares de los datos colombianos de la GEIH de 2019. Estos parámetros son la dispersión de las habilidades de los trabajadores, la persistencia de las realizaciones bajas de la distribución de habilidades (que busca capturar qué tan fácil resulta moverse en la escala de habilidades), el nivel del SM del modelo, y el costo de entrada a la formalidad. Particularmente, los cuatro momentos de los datos que se busca replicar con esos cuatro parámetros son: el tamaño del sector formal (44%), el IK (1,04), la participación del ingreso del 20% más bajo de la distribución (8%), y la participación del ingreso del 20%-40% de la distribución (14%).

Resumiendo, algunos resultados obtenidos a partir de la calibración del modelo, en el Cuadro 13 (columnas datos-GEIH y economía calibrada) se comparan los momentos objetivo de la calibración en los datos con los obtenidos del modelo. También se presentan otros momentos que no han sido escogidos para replicar los datos. Si bien el modelo no captura con plena exactitud todos los momentos de los datos, en general, esta calibración del modelo replica satisfactoriamente el tamaño de la informalidad laboral, el IK, y los quintiles tercero, cuarto y quinto de la distribución del ingreso. En este sentido, estos valores de los parámetros obtenidos de la calibración nos dan la suficiente confianza en el modelo para cuantificar el efecto a largo plazo de un aumento permanente del SM real.

**Cuadro 13**  
Efectos distributivos de un aumento del 1% del SM

Variable	Datos – GEIH	Economía calibrada	Mayor SM (cambio porcentual)
<b>Ocupación (porcentaje)</b>			
Formales	44	44	-1
Informales	56	56	1
<b>SM a Ingreso</b>			
SM/Media del ingreso	0,68	0,79	1,42
IK	1,04	1,09	0
Salario por unidad de eficiencia			-0,64
<b>Capital y consumo (variables agregadas)</b>			
Razón capital a producto	9,9	10,1	-0,78
Consumo agregado			-0,37
<b>Porcentaje de participación en el ingreso laboral</b>			
<b>Quintil de la distribución del ingreso laboral</b>			
0% a 20%	7,7	8,1	-0,17
20% a 40%	14	14,3	0,12
40% a 60%	12,8	14,9	0,13
60% a 80%	18,5	19,6	-0,02
80% a 100%	47,2	43,1	-0,06

Fuente: DANE (GEIH); cálculos del Banco de la República.

### 3.1.2 Incremento permanente del salario mínimo: resultados y efectos en bienestar

El modelo se utiliza para hacer experimento de política salarial, según la cual el gobierno decide aumentar de forma sorpresiva, por una sola vez y para siempre, el SM real en un 1%. Los efectos de largo plazo sobre la distribución del modelo de ese aumento del SM se reportan en el Cuadro 13 (columna mayor SM). El tamaño del sector formal se contrae en un 1 pp, pues los trabajadores formales pasan del 44% al 43%. Si bien, por el lado de los trabajadores, el SM estimula la formalidad porque protege contra contingencias adversas y, en promedio, incrementa su ingreso esperado, en las firmas el incremento del SM implica que se obligan a contratar menos trabajadores debido a que el umbral de habilidad a partir del cual los trabajadores logran emplearse en empresas formales es más alto. Este umbral se desplaza tanto por el incremento en el SM como por la caída en el salario por unidad de eficiencia (-0,64%), explicado por la mayor masa de trabajadores que no logran operar en la formalidad y terminan llegando a la informalidad.

Los efectos del incremento en el SM son cuantitativamente importantes sobre las variables agregadas, pues reducen la razón capital a trabajo en un -0,78%, y el consumo agregado en un -0,37%. Los efectos se deben a que, por un lado, el SM actúa como un seguro ante eventos negativos para quienes pueden acceder a él, lo cual conduce a un menor ahorro precautelativo en la economía, pero, además, los trabajadores que optan por la formalidad, pero no son contratados por las firmas formales, reducen la oferta de capital con el cual operan las firmas frente al escenario base.

El incremento del SM desplaza la distribución del ingreso de los ocupados, como en la subsección 1.3; sin embargo, dicho desplazamiento no es generalizado (en todos los cuantiles) como habíamos observado allí. En el Cuadro 13 el porcentaje de individuos en los tres quintiles más bajos de la distribución tiene un incremento de 8 puntos básicos, aproximadamente, después tener en cuenta la caída en los ingresos del quintil más bajo. Nuestro modelo también predice una caída en los dos quintiles más altos de la distribución, algo que no se encontró para el total de ocupados<sup>98</sup> en la sección 1.3, la cual, recordemos, utiliza datos para el periodo 2008-2019, mientras que acá solo estamos tomando como referencia el último de estos años.

Si bien los cambios en la distribución del ingreso de largo plazo son apreciables, hasta este punto no son suficientes para establecer los efectos en bienestar porque no consideran la respuesta en la distribución del consumo, la riqueza y las ocupaciones entre los sectores formal e informal.

Para cuantificar los efectos de bienestar que tiene un aumento del 1% del SM real utilizamos como referencia el concepto estándar de cambio en bienestar condicional (o variación compensada) estudiado en Lucas (1987) en modelos de agente representativo, y descrito en detalle en Domeij y Heathcote (2003) en modelos de agentes heterogéneos. Calcular la variación compensada permite responder nuestra pregunta central: ¿cuánto ganaría o perdería en términos de consumo de largo plazo un individuo en un estado inicial (descrito por la calibración

98 Lo que sí se observó para los trabajadores por cuenta propia con educación superior.

**Cuadro 14**  
Variaciones compensadas (VC), agregada y por sector (porcentaje)

	Agregado	Formal	Informal
Variación compensada	-0,70	-0,59	-0,70
VC por cambios en el consumo	-0,37	-0,10	-0,39
VC por cambios en la incertidumbre	-0,33	-0,49	-0,31

Fuente: cálculos del Banco de la República.

base), si en la economía se aumentara el SM en 1 %?<sup>99</sup>. Por supuesto, esta medida de bienestar varía para cada individuo en la economía. En el modelo podemos calcularla para un grupo de individuos (*e.g.*, deciles en la distribución del ingreso de formales e informales) o para el agregado, resaltando que en estos dos últimos cálculos se tienen en cuenta los efectos distribucionales que pueda tener el incremento del SM.

Más importante aún, esta medida de bienestar se puede descomponer en dos elementos. Primero, el cambio en bienestar que se produce por una variación del consumo de largo plazo y, segundo, el cambio en bienestar producto de cambios en la incertidumbre que enfrentan los agentes. El Cuadro 14 presenta los resultados de estos cálculos con el modelo calibrado para la economía colombiana. Un aumento del 1 % del SM real tendría, en promedio, efectos de bienestar negativos (-0,70 %). Tanto los trabajadores formales como los informales se ven perjudicados por cuenta de este aumento, pues su bienestar se deterioraría en un -0,59 % y -0,70 %, respectivamente.

Estos resultados se explican principalmente porque, aunque el aumento en el SM incentiva a que más individuos quieran entrar a la formalidad, si su nivel de productividad es inferior al umbral de productividad bajo el cual las firmas formales están dispuestas a contratar a un trabajador, este trabajador terminará empleándose en el sector informal. La mayor oferta de trabajadores informales lleva a que el salario por unidad de eficiencia de la economía se reduzca en un -0,64 % (Cuadro 13) y esto deteriora su ingreso disponible y su consumo, lo cual representa una pérdida de bienestar agregada de un 0,37 % por cambios en el consumo.

Adicionalmente, cuando los trabajadores optan por la formalidad y no logran un empleo en este sector, toman también decisiones de acumulación de activos que impiden tener un retorno por ellos. Si bien los trabajadores en un primer momento reconocen que el SM los cubriría ante contingencias negativas, no lograr emplearse en la formalidad, de allí que tener que trabajar en la informalidad hace que este beneficio del SM se pierda y los conduzca a tener pérdidas de bienestar de un 0,33 % por cambios en incertidumbre.

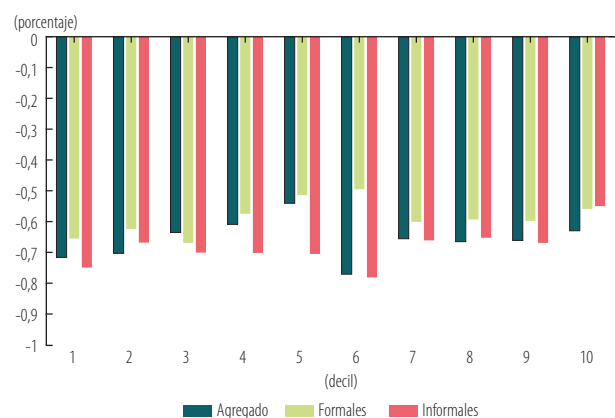
Estos mecanismos se hacen más evidentes cuando se analiza cada grupo poblacional. La pérdida de bienestar total es menor en los formales (0,59 %) que en los informales (0,70 %)<sup>100</sup>. Específicamente, en el caso de los trabajadores formales, un aumento del SM lleva a que la caída en bienestar por un menor consumo sea más baja (0,10 %) que por la mayor incertidumbre (0,49 %). Ellos son quienes podrían quedar tanto excluidos de la formalidad en el siguiente periodo (mayor incertidumbre y menor consumo), como los que podrían disfrutar del SM el siguiente periodo (menor incertidumbre y mayor consumo). Por su parte, en el caso de los trabajadores informales prima el efecto negativo sobre el salario por unidad de eficiencia, lo que lleva a una pérdida de bienestar del 0,39 % por cambios en el consumo, que el efecto sobre la mayor incertidumbre en la economía, la cual llevaría a una pérdida de bienestar del 0,31 %.

99 El concepto recibe este nombre debido a que se puede computar para un individuo en una combinación determinada de estados. Estos hacen referencia a realizaciones simultáneas de ocupaciones, habilidades y activos. Véase el Anexo 6 para una descripción formal.

100 Las pérdidas de bienestar implican que los números siempre van precedidos de un signo negativo.

### Gráfico 19 Efectos en bienestar (variación compensada total) por decil de la distribución del ingreso

Trabajadores formales e informales tienen pérdidas de bienestar en todos los deciles de la distribución. Sin embargo, son los informales quienes presentan las mayores pérdidas de bienestar en cada uno de ellos.



Fuente: cálculos del Banco de la República.

Podemos profundizar un poco más si los individuos son clasificados por deciles de ingreso. El Gráfico 19 muestra las variaciones compensadas totales en consumo por decil de ingreso. Los efectos sobre bienestar por decil de la distribución del ingreso entre los grupos ocupacionales son cualitativamente las mismas que en el agregado, es decir, hay una pérdida de bienestar en todos los deciles de la distribución para cada grupo poblacional. Los trabajadores informales son quienes presentan las mayores pérdidas de bienestar en todos los deciles de la distribución.

Quienes se encuentran en el decil 6 de la distribución informal tienen los peores resultados de bienestar; a su vez, quienes se encuentran en el decil 6 de la distribución formal son los que menores pérdidas tienen en esta economía. Esto se explica porque es alrededor de este decil en donde opera el umbral de productividad bajo el cual es posible contratar trabajadores formales. Así, un aumento del SM lleva a que el umbral aumente (tanto por el mayor SM como por el menor salario por unidad de eficiencia) y haya individuos que, optando por ser formales, tengan que desplazarse hacia la informalidad. Adicionalmente, a partir del decil 7 de la distribución de los formales, la pérdida de bienestar es mayor porque en estos deciles el ingreso laboral que reciben los trabajadores es ahora menor, dado su nivel de habilidad.

Recapitulando, en el análisis cuantitativo realizado en esta subsección encontramos que un aumento del 1 % del SM real tendría, en promedio, efectos de bienestar negativos (-0,70 %). Tanto quienes consiguen ocuparse en el sector formal como aquellos que se ocupan en la informalidad se ven perjudicados por cuenta de este aumento en el SM, pues su bienestar se deterioraría en un -0,59 % y -0,70 %, respectivamente. Este resultado es razonable, en la medida en que los trabajadores formales, quienes reciben el SM, tienen menores efectos negativos de bienestar que aquellos que operan en la informalidad. No obstante, una parte de los individuos que optan por la formalidad terminan no logrando emplearse en ella porque no es óptimo para las firmas contratar a un empleado que no cuente con las suficientes habilidades. Estos individuos terminan llegando a la informalidad y sin la posibilidad de recibir retornos por sus activos, lo cual, *ex post*, aumenta su incertidumbre.

Algo similar sucede al evaluar los deciles de la distribución del ingreso. Los efectos negativos de bienestar son mayores para los trabajadores informales en la medida en que la compensación salarial que lo retribuye exactamente por su nivel de habilidad (el salario por unidad de eficiencia) que perciben es menor. Además, son los trabajadores informales que se ubican en el decil 6 de la distribución quienes tienen las peores pérdidas de bienestar. Esto se explica porque es en el sexto decil donde opera el umbral de productividad bajo el cual es óptimo para las firmas contratar a un trabajador formal. En la medida en que el SM sube y el salario por unidad de eficiencia baja, este umbral es mayor, haciendo que menos personas logren emplearse en la formalidad, aun cuando estos lo desean. En el caso de los formales, las pérdidas de bienestar son mayores en los deciles más bajos de la distribución (para quienes puede aplicar el SM), y menores en los deciles superiores, debido a la reducción en su salario por unidad de eficiencia.

Estos resultados, aunque sugestivos, deben tomarse con cautela porque estamos dejando de lado aspectos que pueden ser importantes para nuestras conclusiones cuantitativas. Algunas características del modelo

que lo apartan de la realidad de la economía colombiana, y que pueden afectar los incentivos a escoger la formalidad o la informalidad son las siguientes: en primer lugar, el modelo supone que el recaudo tributario no se redistribuye en forma de transferencias (condicionadas o no condicionadas) a los individuos. Este supuesto afecta nuestras conclusiones porque las transferencias, en especial las dirigidas a aquellos con una menor dotación de capacidades, cambian los incentivos a escoger la formalidad o la informalidad. Una política de transferencias a aquellos individuos de menores habilidades actúa como un seguro y “podría sustituir” el efecto del SM. Esto es especialmente importante cuando dicha política de transferencias se realiza a los informales porque profundiza la informalidad. Las implicaciones cuantitativas de relajar este supuesto son tema de futuras investigaciones.

En segundo lugar, el modelo supone que no existen impuestos progresivos. Este supuesto también podría afectar nuestras conclusiones cuantitativas porque la progresividad reduce los estímulos a la formalidad, en especial de aquellos individuos dotados de altas habilidades o mejores oportunidades y los conduce hacia la informalidad. En ese sector, estos individuos quedan desprotegidos del beneficio de aseguramiento del SM, en caso de una contingencia adversa, pero disfrutan del no pago del impuesto de renta. Al igual que con el supuesto anterior, las implicaciones cuantitativas de relajarlo también serán objeto de estudios posteriores.

### 3.2. Efectos macroeconómicos del salario mínimo en una economía pequeña y abierta con política monetaria

Como se señaló en la introducción, en Colombia el incremento anual del SM puede determinarse en una de dos instancias. En la primera, los representantes de los sindicatos y los gremios de la producción presentan sus propuestas de ajuste y negocian el incremento para el año siguiente; si hay acuerdo, el Gobierno Nacional decreta el nuevo SM, pero si las conversaciones no resultan en un acuerdo, en la segunda instancia, el Gobierno determina el crecimiento del SM con base en una regla que tiene en cuenta principalmente la inflación anual observada y la productividad acordada por la Comisión Tripartita coordinada por el Ministerio del Trabajo. En los años en los que el aumento anual del SM, por acuerdo o por decisión del Gobierno, es superior al indicado por la regla, se genera un aumento sorpresivo o inesperado del SM. Sobre este último tipo de aumento es que centramos el análisis en esta subsección.

La información de ingresos laborales de la GEIH indica que en Colombia el 38,7 % de los ocupados se gana menos del 90 % del SM por hora; el 10,3 % tiene una remuneración entre el 90 % y el 110 % del SM, y el 51 % restante tiene ingresos superiores a este umbral<sup>101, 102</sup>. Estas categorías reflejan características importantes del mercado laboral colombiano, como las diferencias de productividad y la fragmentación de este mercado. Así, el SM afecta directamente a un grupo pequeño de los ocupados y corresponde al piso salarial de los empleados formales (40 % de los empleados)<sup>103</sup>. Con respecto a la remuneración de estos grupos, se observa que quienes devengan el SM por hora obtienen aproximadamente el doble que los ocupados con remuneración inferior al 90 % y un tercio de quienes ganan más de un SM por hora.

Esta subsección utiliza una herramienta cuantitativa para analizar dos aspectos fundamentales. En primera instancia, se evalúa cómo un incremento del SM superior al dictado por una regla, según la cual el SM debe aumentar para reflejar los aumentos de la productividad y la inflación, afecta a los distintos tipos de empleo y salarios, así como al consumo y la producción. Además, se describen las implicaciones de estos efectos macroeconómicos en la respuesta de política monetaria (PM) de un banco central que actúa frente a la inflación y a la brecha del producto.

101 Estos valores se calculan utilizando la información entre 2010 y 2019 de la GEIH para el total nacional. El SM por hora se construye dividiendo por ocho el SM diario publicado en <https://www.banrep.gov.co/es/estadisticas/salarios>.

102 La selección de estos valores se hace considerando que los encuestados pueden responder distintos montos de ingreso mensual, aunque devenguen un SM. Así, algunos reportarían como su ingreso el valor que reciben descontando su contribución a la seguridad social, otro grupo podría responder el valor del mínimo y otros podrían sumar en su respuesta el valor del subsidio de transporte al de su salario.

103 Este porcentaje se calcula considerando a los trabajadores formales vinculados tanto al sector público como al sector privado (en empresas particulares).



Para estos fines, el modelo se ajusta considerando los principales hechos estilizados de la economía colombiana. En concreto, se considera una economía pequeña, abierta a los mercados internacionales de bienes y capitales, los consumidores son heterogéneos y ofrecen una mano de obra que puede ser calificada y no calificada. Esta última puede emplearse en el sector formal en el que su ingreso laboral corresponde al SM o en el sector informal en el que el ingreso laboral se determina por la interacción de la oferta y la demanda de trabajo<sup>104</sup>; la mano de obra calificada se emplea en el sector formal caracterizado por salarios flexibles. Como se señaló, la regla de incremento del SM equivale a la suma de la inflación pasada y la variación de la productividad, lo cual implica que el SM aumenta en términos nominales por la inflación pasada y en términos reales por la productividad. Finalmente, se supone la existencia de rigideces nominales y reales en la fijación de precios y salarios.

Los resultados muestran que un incremento inesperado del SM genera una recomposición del empleo, dando mayor espacio a las horas informales, y a una reducción del PIB, de la inversión y del consumo, especialmente de los trabajadores no calificados. Con respecto a la inflación, se observa un aumento moderado de las presiones inflacionarias, por lo que la respuesta de la política monetaria es leve.

### 3.2.1 Características de la economía y del modelo cuantitativo

A continuación, se presentan las características del modelo de equilibrio general dinámico utilizado para analizar los efectos cuantitativos de un aumento sorpresivo del SM real sobre las principales variables macroeconómicas<sup>105</sup>. El modelo supone que la economía está compuesta por hogares, empresas, gobierno y el banco central. Los dos primeros deciden óptimamente sus niveles de trabajo, consumo, inversión, endeudamiento (interno y externo) y producción. Las decisiones de los dos últimos, que definen la política fiscal y monetaria, se describen mediante reglas de comportamiento conocidas por todos los agentes. La interacción entre las decisiones de los agentes y las políticas fiscal y monetaria determina el equilibrio de los mercados y, por tanto, el empleo, el consumo, la inversión, los precios y los salarios. Adicionalmente, se supone que existe un SM recibido solamente por los trabajadores no calificados empleados en el sector formal. Los hogares se dividen en dos tipos, dependiendo de la calificación de sus consumidores: calificados (H) y no calificados (L)<sup>106</sup>. Se supone que esta calificación es exógena e invariable, lo cual implica que el número de consumidores calificados y no calificados es constante a lo largo del ciclo económico. Los consumidores calificados toman decisiones de consumo, trabajo, ahorro y endeudamiento en los mercados financieros interno y externo. Los trabajadores formales también son dueños de las empresas y del capital. Por su parte, los consumidores no calificados ofrecen dos tipos de trabajo (formal, F, e informal, I) y toman decisiones de consumo estáticas, ya que no tienen acceso a los mercados de capitales, por lo que su consumo es igual a su ingreso laboral más las transferencias que reciben del gobierno. Vale la pena señalar que el sector formal en el modelo está asociado con dos características fundamentales: 1) el pago de impuestos por parte de las empresas, que refleja los aportes a seguridad social, y 2) la mayor productividad de la mano de obra.

La producción de bienes finales se realiza en dos etapas. En la primera, un conjunto de empresas heterogéneas con poder de mercado<sup>107</sup> producen bienes diferenciados usando dos tipos de capital (maquinaria, M, y edificios, E) y los tres tipos de trabajo (calificado, H, no calificado formal,

104 Se supone que existe heterogeneidad *ex ante*, es decir, no se permite la movilidad entre calificados y no calificados, supuesto que no es restrictivo, ya que nuestro foco es el análisis de corto plazo.

105 La exposición de los elementos, problemas de optimización y canales del modelo en forma matemática se presenta en el Anexo 7, mientras que en el Anexo 8 se presentan los valores de los parámetros utilizados en esta sección; algunos son tomados de la literatura nacional e internacional, mientras que otros se fijan para que los datos reflejen ciertas características de la economía colombiana.

106 La calificación de los consumidores refleja su productividad.

107 El poder de mercado implica que estas empresas están en competencia monopolística. Las empresas heterogéneas son necesarias en un entorno de rigidez de precios, pues son estas las que enfrentan una probabilidad exógena de cambiar precios en cada periodo.



LF, y no calificado informal, LI)<sup>108</sup>. Estos factores se combinan en el proceso productivo de la siguiente manera: inicialmente los dos tipos de trabajo no calificado (formal e informal) se combinan para generar un trabajo no calificado total (L); dicho agregado se combina con la maquinaria y da como resultado un factor no calificado<sup>109</sup>. Posteriormente, esta agregación se combina con el trabajo calificado y, finalmente, con los edificios, para producir el bien diferenciado. Los dos tipos de trabajo no calificado son sustitutos imperfectos, la maquinaria es sustituible por el trabajo no calificado, mientras que los edificios son complementarios a los demás factores de producción. En este enfoque se considera que la producción total de la economía usa los tres tipos de trabajo y los dos tipos de capital, sin considerar empresas formales e informales, lo cual permite centrarse en los efectos sobre los principales agregados macroeconómicos y no requiere información adicional difícil de observar en la economía colombiana<sup>110</sup>.

Las empresas heterogéneas pueden fijar precios gracias a su poder de mercado. En particular, en cada periodo solo pueden modificar su precio con una probabilidad exógena y, por tanto, no tienen la certeza de cuándo podrán volver a ajustarlo. De esta manera, al fijar su precio, estas empresas tienen en cuenta no solo las condiciones económicas actuales, sino también las esperadas. En consecuencia, los precios dependen del valor presente de los costos de producción esperados. Conviene aclarar que el supuesto de rigideces de precios no implica que los precios no cambien y que, por tanto, la inflación sea cero en todo momento. Dado el funcionamiento de la fijación de precios, en cada periodo una fracción de empresas ajusta sus precios óptimamente ante los choques de la economía y sus expectativas, mientras que el resto los ajusta con la inflación pasada. Estas rigideces de precios se incluyen en el modelo para garantizar que la política monetaria afecte a las variables reales en el corto plazo (no neutralidad), lo que es consistente con la evidencia empírica<sup>111</sup>. La literatura ofrece dos alternativas para describir cómo las empresas ajustan sus precios en un contexto de rigideces: suponer que lo hacen en función del tiempo (tiempo-dependiente) o en respuesta al estado de la economía (estado-dependiente). Cabe señalar que cuando la inflación se mantiene relativamente baja, los resultados de estas alternativas son similares (Woodford, 2009). Dada la conveniencia en términos de agregación macroeconómica, en esta sección se modelan las rigideces de precios bajo el enfoque tiempo-dependiente a la Calvo, ampliamente usado en la literatura de política monetaria.

La segunda etapa de producción consiste en la agregación de los bienes heterogéneos nacionales en un bien homogéneo. Este bien, producido por empresas tomadoras de precios, se destina al consumo, a la inversión y a las exportaciones netas. Respecto a la estructura productiva, es importante aclarar que, salvo el trabajo formal no calificado, los mercados de factores (trabajo y capital) actúan en competencia perfecta, por lo que sus precios se determinan por la interacción entre la oferta y la demanda.

El mercado laboral está segmentado según los tipos de trabajo, por lo que los salarios y el empleo son diferenciados. Por un lado, los trabajadores formales no calificados reciben el SM y su nivel de empleo se fija por la demanda laboral. La evolución del SM nominal está determinada por una regla salarial que depende de componentes endógenos y exógenos. En relación con los primeros, el

108 La maquinaria se refiere al capital que puede ser sustituto del trabajo en la producción, mientras que los edificios se refieren al capital que es complementario al trabajo en la producción.

109 En particular, se supone que la función de producción de una empresa  $j$  está descrita por:  $Y_{i,j} = A_i (K_{i,j}^E)^\alpha (L_{i,j})^{(1-\alpha)}$ ;  $L_{i,j} = \left[ \theta (L_{i,j}^I)^{\frac{\eta-1}{\eta}} + (1-\theta) (L_{i,j}^H)^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}}$ ;  $L_{i,j}^I = \left[ (1-\theta_x) (L_{i,j}^L)^{\frac{\eta_x-1}{\eta_x}} + \theta_x (K_{i,j}^M)^{\frac{\eta_x-1}{\eta_x}} \right]^{\frac{\eta_x}{\eta_x-1}}$ ;  $L_{i,j}^H = \left[ \theta_L (L_{i,j}^F)^{\frac{\eta_L-1}{\eta_L}} + (1-\theta_L) (L_{i,j}^F)^{\frac{\eta_L-1}{\eta_L}} \right]^{\frac{\eta_L}{\eta_L-1}}$ , donde  $K_i^E, K_i^M, L_i^I, L_i^H, L_i^F$  corresponden a los factores agregados de producción en el siguiente orden: capital en edificaciones, capital en maquinaria y equipo trabajo, trabajo informal, trabajo formal no calificado, y trabajo calificado.  $\eta, \eta_x, \eta_L$  hacen referencia a elasticidades de sustitución, y  $\theta, \theta_x, \theta_L$  corresponden a las productividades relativas de los factores de producción. Por otra parte, las horas totales trabajadas de cada grupo corresponden al número de personas multiplicado por las horas individuales individuales ( $L_i^I = N_i^I h_i^I$ ;  $L_i^H = N_i^H h_i^H$  y  $L_i^L = N_i^L h_i^L$ ).

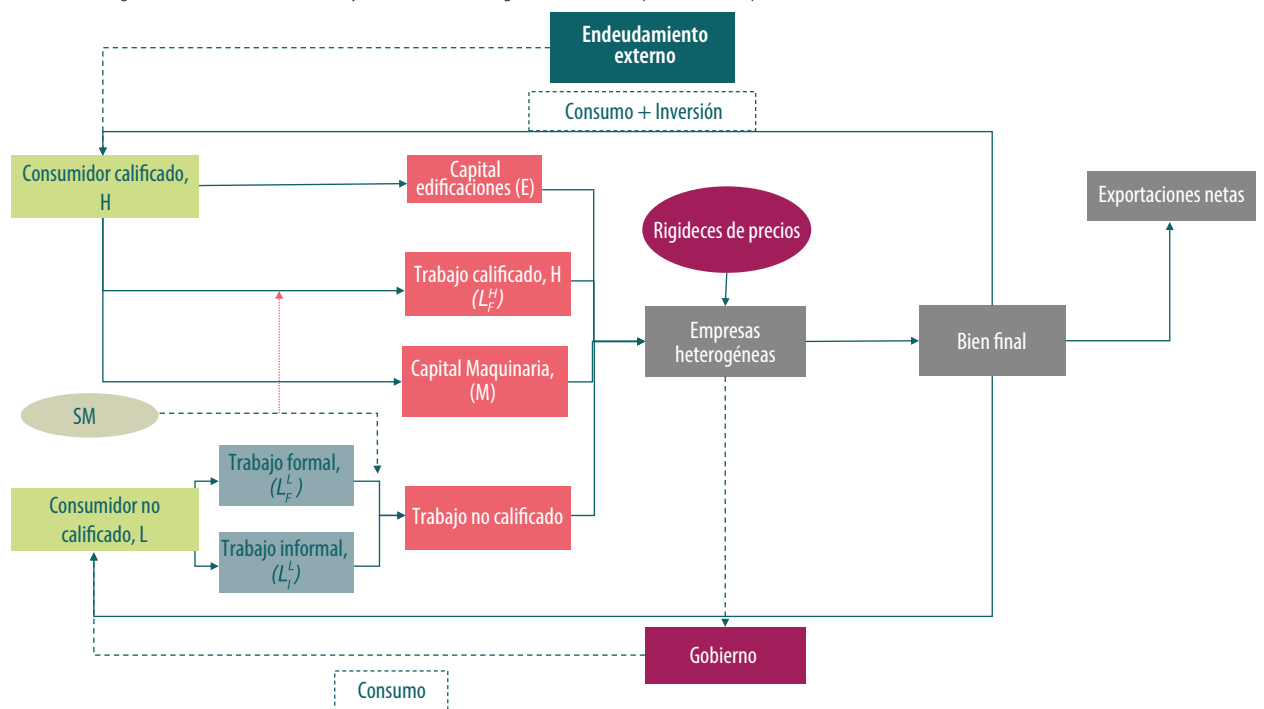
110 Una alternativa de modelación implicaría incluir dos sectores, uno formal y otro informal; sin embargo, debido a que no agrega mecanismos relevantes para el objetivo de la sección y a la limitación de la información de la producción informal, este enfoque no se utilizó.

111 En los modelos sin rigideces de precios, los cambios en la tasa nominal de política se reflejan uno a uno en cambios en las expectativas de inflación, dejando inalterada la tasa de política real y, por tanto, también las variables macroeconómicas reales.

SM se ajusta de acuerdo con la evolución pasada de la productividad laboral y de la inflación; mientras que el segundo componente se refiere a los ajustes inesperados que capturan la esencia del sistema de negociación del SM en Colombia. Cabe resaltar que la regla salarial es conocida por todos los agentes. Por otra parte, los salarios<sup>112</sup> y el empleo de los trabajadores informales no calificados y de los calificados formales son determinados por el mercado. Dada la evidencia empírica presentada en la sección 1.3, se supone que en el corto plazo existe un grado de transmisión del choque del SM a los salarios calificados. Según esto, en el muy corto plazo se rompe el supuesto de competencia perfecta para dicho factor y se considera que el salario de los calificados evoluciona de acuerdo con una regla que depende del salario de mercado, del salario del periodo anterior y del ajuste del SM. A mediano y largo plazos, este mercado sigue siendo competitivo. A diferencia del salario informal, el salario formal está gravado y los impuestos recaudados se transfieren a los hogares no calificados mediante un pago de suma fija. De este modo, el gobierno mantiene un presupuesto balanceado. Finalmente, el banco central fija la tasa de interés nominal siguiendo una regla de Taylor que responde a las desviaciones de las expectativas de inflación con respecto a su meta de largo plazo y a la brecha del producto con respecto al nivel que se alcanzaría con precios flexibles<sup>113</sup>. La producción de precios flexibles es el nivel que alcanza la economía en ausencia de rigideces de precios y con un mercado laboral calificado competitivo. El Diagrama 1 presenta el esquema general del modelo.

Diagrama 1  
Esquema del modelo

Familias, firmas, gobierno, autoridad monetaria y sector externo integran la economía que recibe choques de 1% al salario mínimo real.



Notas: el esquema presenta los agentes de la economía y la interacción entre ellos, así como la incidencia directa del SM. L corresponde a los hogares no calificados y H a los calificados, E es el capital de edificaciones y M el capital asociado con la maquinaria. Finalmente, F e I hacen referencia a los trabajos formal e informal. El trabajo en cada grupo se mide en horas y corresponde a la masa de personas multiplicada por las horas promedio trabajadas.

Fuente: diseño Banco de la República.

112 A pesar de que muchos trabajadores informales no obtienen un salario, en sentido estricto, sino más bien un ingreso laboral, acá se utiliza por facilidad de exposición el término salario para identificar la remuneración de todos los trabajadores.

113 Esta regla de política ha demostrado ser óptima en modelos con estructuras similares al nuestro (véase, por ejemplo, Faia y Monacelli, 2008).

Con respecto a la tecnología de producción se hacen los siguientes supuestos de acuerdo con la evidencia internacional y colombiana. En primer lugar, se supone que existe sustituibilidad imperfecta entre los trabajadores formales e informales no calificados ( $\eta_L=1,5$ )<sup>114</sup>. Igualmente, la maquinaria sustituye al trabajo no calificado ( $\eta_x=1,5$ ). Por otra parte, la combinación de los trabajos de alta y baja calificación supone que estos dos tipos de mano de obra tienen una relación de complementariedad, lo cual es consistente con la literatura (Klinger *et al.*, 2019) e implica que un incremento en el empleo de un tipo de trabajo genera un incremento en la productividad del otro y, por tanto, su salario también aumenta. Así, siguiendo a Krussel *et al.* (2000), se utiliza un parámetro de complementariedad,  $\eta$ , de 0,7. Finalmente, se supone que los edificios se agregan con una función de producción multiplicativa (Cobb-Douglas) con el resto de los factores de producción.

Con el fin de reflejar los tipos de trabajo incluidos en el modelo, se utilizan los datos de la GEIH entre enero de 2010 y diciembre de 2019 y se divide a los ocupados en tres categorías, dependiendo de su salario relativo al SM. La primera categoría está conformada por aquellos empleados que ganan menos del 90 % del SM por hora (no calificados informales); la segunda incluye a los cubiertos por el SM, es decir, los que ganan entre el 90 % y el 110 % del SM por hora (no calificados formales), y la última está conformada por los que devengan más del 110 % del SM por hora (calificados). Con esta división de los ocupados se eligen las productividades relativas del trabajo y otros parámetros del modelo para que este refleje los siguientes hechos estilizados para el total nacional.

- a. Existen diferencias salariales entre los tipos de trabajo. Así, la razón entre los salarios de los trabajadores calificados y los no calificados formales es de 2,24, mientras que la razón entre los salarios de los trabajadores de baja productividad formales y los informales es de 2,7.
- b. La fracción de trabajadores calificados en el empleo total es del 52 %.
- c. La masa salarial de los trabajadores calificados corresponde al 83,4 % del total.

Con respecto a los tipos de capital e inversión, se capturan los siguientes hechos estilizados:

- a. El capital corresponde al 32 % de la remuneración total a los factores.
- b. La inversión en edificaciones corresponde al 65 % de la inversión total.

Ajustando el modelo a estas regularidades, la productividad de los trabajadores informales no calificados respecto a la de los formales es de 0,34; la del factor no calificado respecto al trabajo calificado es de 0,45, y la de la maquinaria respecto al trabajo no calificado es de 0,55. De igual forma, la intensidad de uso del capital de las edificaciones es de 0,24.

Con el fin de ajustar el modelo a otras regularidades macroeconómicas, se utilizan la literatura económica y algunos estudios para el análisis de la política monetaria en Colombia (González *et al.*, 2011; Hamann-Salcedo *et al.*, 2021; Glover, 2019). Así, el modelo considera que el 25 % de las firmas ajustan sus precios óptimamente en cada periodo, mientras que el 75 % restante lo hace con base en la inflación pasada. Esto es consistente con que, en promedio, las empresas eligen óptimamente sus precios anualmente. Por último, es importante señalar que la periodicidad del modelo es trimestral.

### 3.2.2. Un aumento sorpresivo del salario mínimo

Esta subsección analiza la respuesta de la economía ante un aumento inesperado de 100 pb del SM nominal. Dicho incremento hace referencia al componente exógeno de la regla de fijación del SM, es decir, adicional a las dinámicas de la inflación y de la productividad laboral. Para este análisis las variables se dividen en tres grupos. El primero considera las variables del mercado laboral, que son las principales afectadas por el choque. El segundo grupo considera las principales variables

114 Para determinar la sensibilidad de los resultados al valor de este parámetro, se realizan distintos ejercicios de robustez en los que se consideran mayores elasticidades de sustitución entre el trabajo no calificado formal e informal. Los resultados cualitativos se mantienen.

macroeconómicas reales (PIB, inversión y consumo); mientras que el último grupo considera la respuesta de la inflación y de la autoridad monetaria (tasa de interés)<sup>115</sup>.

El aumento del SM implica un incremento de los costos de contratación de los trabajadores formales no calificados, lo que genera una reducción en su demanda e incentiva la contratación de trabajadores informales y el uso de maquinaria y equipo, dada la sustituibilidad del trabajo formal no calificado por este grupo de factores (Gráfico 20). Específicamente, el aumento inesperado del 1 % en el SM genera una caída de similar magnitud del empleo formal no calificado<sup>116</sup>. Cabe resaltar que en el corto plazo la sustitución es más débil dada la presencia de costos de ajuste en la inversión y la menor respuesta del trabajo informal, por lo que la caída del empleo formal no calificado es menor que en el largo plazo. Por su parte, en el corto plazo, el aumento de la demanda de trabajadores informales conlleva un mayor empleo informal (0,2 %), acompañado de mayores salarios. En el largo plazo, los hogares no calificados aumentan la oferta de trabajo informal, de suerte que los salarios de este grupo de trabajadores caen levemente. Por su parte, la inversión en maquinaria y equipo aumenta un 1,2 % en el corto plazo.

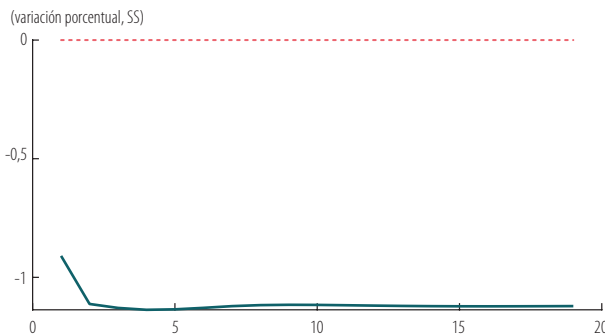
115 Los resultados presentados en esta sección incluyen la respuesta endógena de la economía ante el choque. Es decir, la interacción de todas las variables macroeconómicas que se generan del modelo, entre estas las resultantes al cambio en la tasa de política monetaria.

116 La reducción en el empleo formal no calificado es similar en magnitud a hallazgos previos para la industria en Colombia (por ejemplo, Arango, Castellani y Obando, 2019; Cárdenas y Bernal, 2003, Arango y Rivera, 2022). Sin embargo, debemos tener en cuenta que el enfoque de estos artículos es diferente del de esta subsección. En primer lugar, las estimaciones econométricas reflejan equilibrio parcial y no tienen en cuenta todos los efectos dinámicos e interacciones de un modelo de equilibrio general. En segundo lugar, en esta sección analizamos el efecto de un cambio inesperado, mientras que en los estudios referenciados se analiza el efecto de cambios del SM.

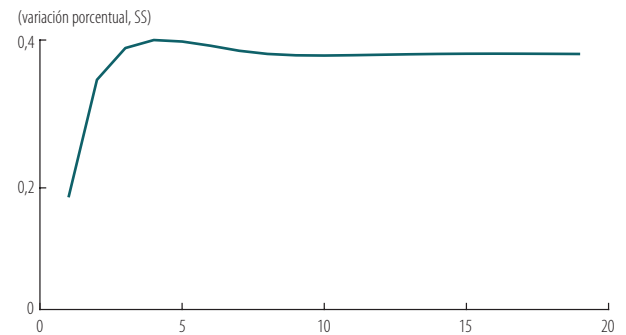
**Gráfico 20**  
**Respuestas de variables del mercado laboral ante un aumento inesperado del salario mínimo en 1 %**

Las horas de ocupación de los trabajadores formales de alta y baja calificación, así como las horas de trabajo informal de baja calificación, se ven impactadas por el aumento del salario mínimo. El aumento porcentual de estas últimas es considerable.

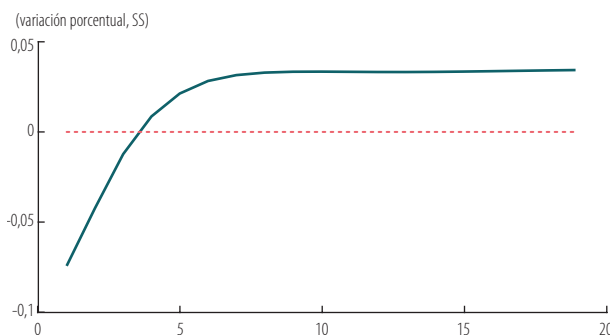
**A. Horas formales**



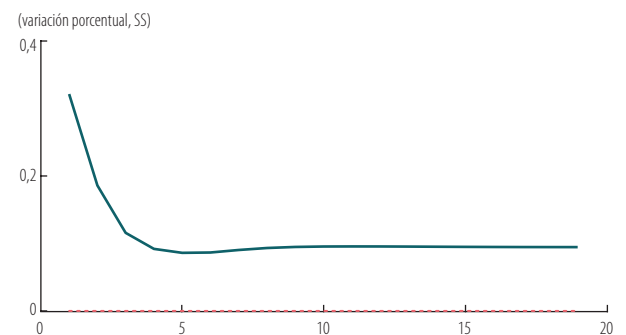
**B. Horas informales**



**C. Horas H**



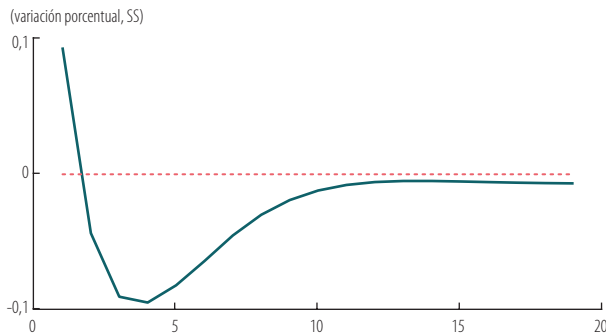
**D. Costo laboral unitario**



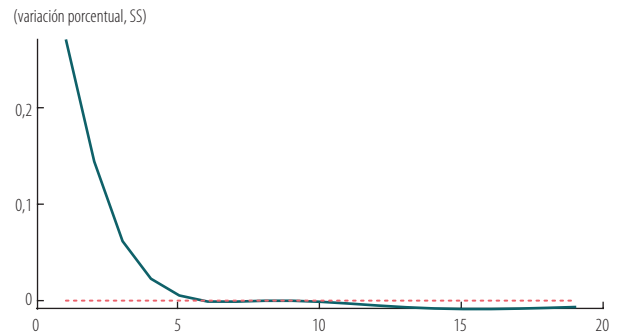
Continúa >>

**Gráfico 20**  
**Respuestas de variables del mercado laboral ante un aumento inesperado del salario mínimo en 1 %**  
 (Continúa)

**E. Precio del capital (E)**



**F. Precio del capital (M)**



Notas: los gráficos presentan los impulsos-respuesta del modelo ante un choque inesperado de 1 % en el SM que se da en el primer trimestre. La economía descrita en el modelo es pequeña y abierta, y en el trimestre 0 está en su nivel de equilibrio inicial. En el eje vertical se presenta el cambio porcentual con respecto al equilibrio inicial de la economía. L corresponde a los hogares no calificados, H a los calificados y E a edificaciones. El costo laboral unitario hace referencia al valor total de la mano de obra dividido entre las horas totales trabajadas en la economía.

Fuente: cálculos del Banco de la República.

La recomposición de los factores de producción reduce la productividad de otros factores, incluyendo el trabajo calificado y las edificaciones, cuyas demandas se reducen. A su vez, la demanda de trabajo calificado se ve afectada por la transmisión del ajuste en el SM. Así, mientras que los salarios de los trabajadores calificados aumentan cerca de un 0,1 % en el momento del choque, su empleo cae un 0,07 %. A largo plazo, los factores de oferta prevalecen en este mercado y se produce un ligero aumento del empleo formal con una caída en sus salarios. En términos relativos, se observa que la respuesta de las horas no calificadas, tanto formales como informales, es mayor que la respuesta de las horas formales. Esto se debe a que el choque del SM afecta directamente al trabajo no calificado.

En relación con el consumo de los hogares no calificados, se observa que, en el periodo del aumento inesperado del SM, se ven favorecidos por este; sin embargo, la variación de su consumo es menor que el incremento del 1 % de los salarios debido a la caída del empleo formal. Durante la transición el consumo de este grupo se ve afectado negativamente por la reducción de sus ingresos laborales, en especial el ingreso formal (Gráfico 21)<sup>117</sup>. Con el fin de compensar la caída de su consumo, este grupo de hogares aumenta su oferta de trabajo informal, lo cual es consistente con el efecto del trabajador adicional. Con respecto a los hogares calificados, su consumo se reduce debido a la caída de sus fuentes de ingresos y a la necesidad de financiar la inversión en maquinaria y equipo. Si bien la inversión en edificaciones se reduce, no es suficiente para aumentar el consumo de estos hogares.

El aumento de los costos laborales, junto con la dinámica de los factores de producción, lleva a las empresas a producir menos, lo que genera una brecha del producto negativa en relación con su nivel de precios flexibles. En términos cuantitativos, la producción cae aproximadamente un 0,12 % en el periodo del choque al SM y un 0,08 % en el largo plazo. La mayor caída en el corto plazo es consecuencia de las rigideces que presenta la economía en este horizonte.

Dado que los precios se determinan por el valor presente de los costos de producción, el aumento del SM, al incrementar los costos marginales, se traduce en un aumento de la inflación total y de sus expectativas (véase Gráfico 22). En el periodo del aumento inesperado del SM, la inflación anualizada aumenta aproximadamente 8 pb. La respuesta de la política monetaria depende de la sensibilidad del banco central a las brechas de producto e inflación. En nuestra aplicación para Colombia, los

117 Estos resultados son sensibles a la sustituibilidad/complementariedad de los factores de producción (capital y trabajo) y a la sensibilidad de la oferta laboral de los hogares no calificados ante cambios en el ingreso. En el desarrollo de la investigación estudiaremos sus implicaciones cuantitativas sobre el equilibrio del modelo.

resultados muestran un ligero aumento de la tasa de política nominal (alrededor de 1 pb) como respuesta a la dinámica de la inflación y la brecha del producto, mientras que la tasa de interés real cae como consecuencia del comportamiento de la inflación.

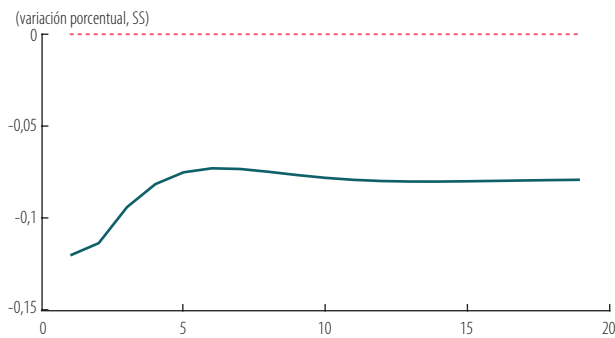
En conclusión, los resultados cuantitativos sugieren que un incremento inesperado de 100 pb del SM reduce la producción, la inversión y el consumo total. En cuanto a la inflación y la política monetaria, el modelo muestra un leve incremento de las presiones inflacionarias y una respuesta de política moderada. Estos resultados se magnifican con aumentos mayores del SM.

**Gráfico 21**

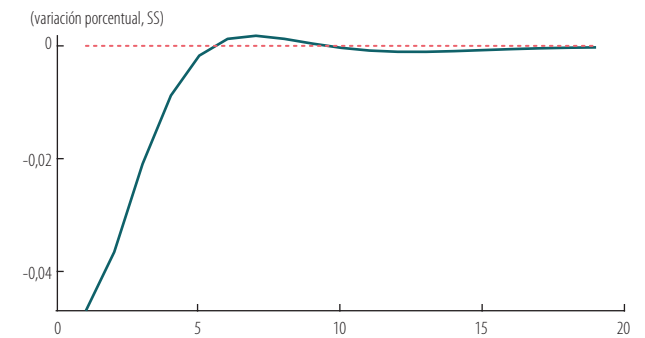
**Respuestas del PIB, la inversión y el consumo ante un aumento inesperado del salario mínimo en 1 %**

El choque al salario mínimo genera una caída permanente en la producción (el PIB cae un 0,12 % en el periodo del choque y un 0,08 % en el largo plazo), una brecha negativa durante seis trimestres, la recomposición de la inversión en maquinaria y edificaciones, y una caída del consumo.

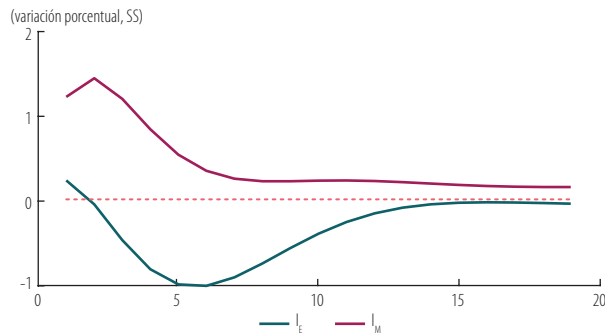
**A. PIB**



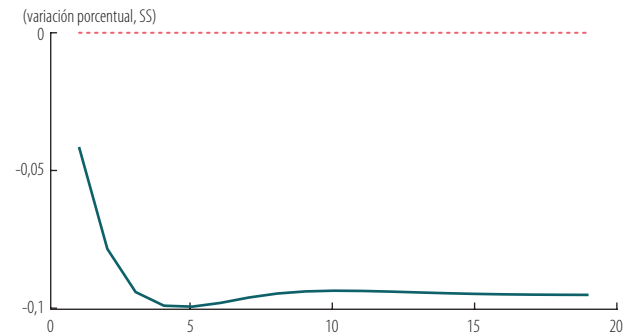
**B. Brecha**



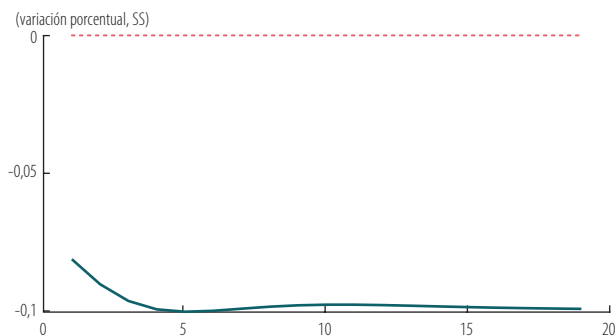
**C. Inversión**



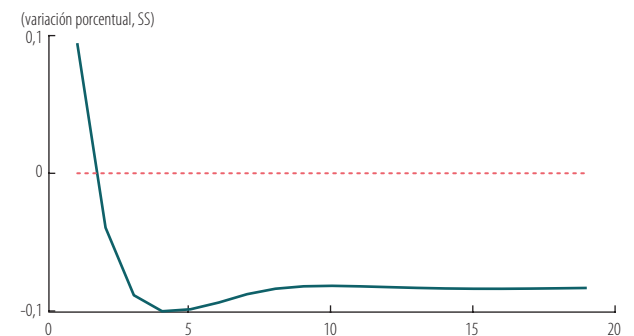
**D. Consumo**



**E. Consumo H**



**F. Consumo L**



Notas: los gráficos presentan los impulsos-respuesta del modelo ante un choque inesperado del 1 % en el SM que se da en el primer trimestre. La economía descrita en el modelo es pequeña y abierta, y en el trimestre 0 está en su nivel de equilibrio inicial. En el eje vertical se presenta el cambio porcentual con respecto al equilibrio inicial de la economía. L corresponde a los hogares no calificados y H a los calificados.  $I_E$  corresponde a la inversión en edificaciones e  $I_M$  es la inversión en maquinaria. Las variables producción, consumo e inversión se encuentran en términos reales.

Fuente: cálculos del Banco de la República.

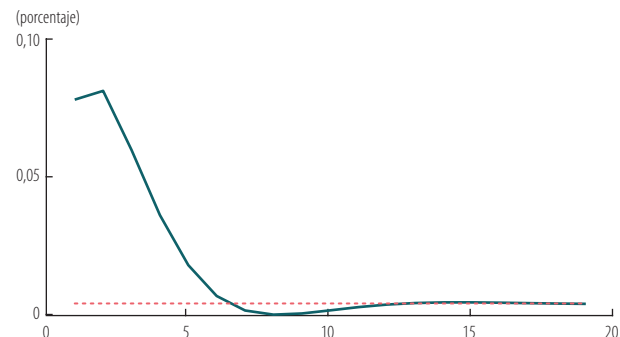


## Gráfico 22

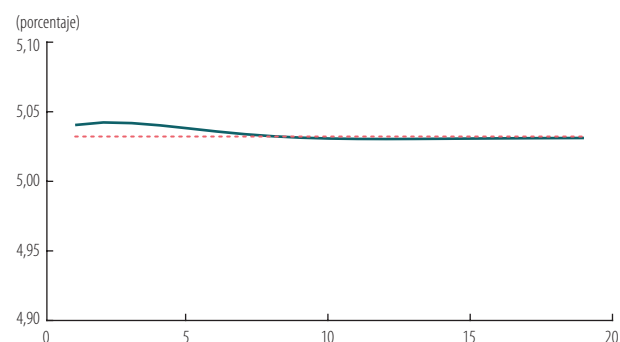
### Respuestas de la inflación y las tasas de interés ante un aumento inesperado del salario mínimo en 1 %

Se observan presiones inflacionarias y aumentos moderados en la tasa de interés de intervención.

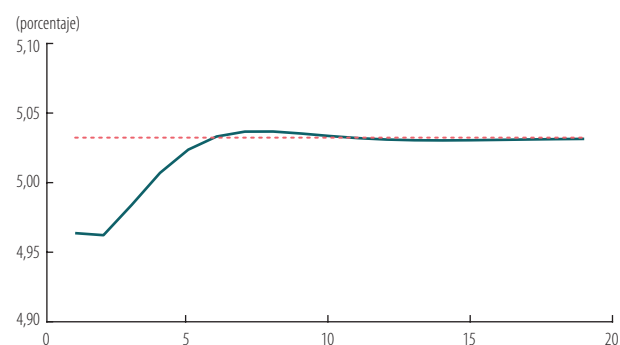
#### A. Inflación consumo (Y)



#### B. Tasa de interés nominal (Y)



#### C. Tasa de interés real (Y)



Notas: los gráficos presentan los impulsos-respuesta del modelo ante un choque inesperado del 1 % en el SM que se da en el primer trimestre. La economía descrita en el modelo es pequeña y abierta, y en el trimestre 0 está en su nivel de equilibrio inicial. En el eje vertical se presentan los valores en porcentaje anualizados.  $R-\pi$  corresponde a la tasa de interés real *ex post* y  $R$  es la tasa de interés nominal o de intervención;  $Y$  hace referencia a la tasa anual.

Fuente: cálculos del Banco de la República.

### 3.2.3. Ejercicios de sensibilidad

A continuación, se presentan los resultados de cuatro escenarios alternativos, con el fin de examinar bajo qué supuestos la economía muestra mayores o menores presiones inflacionarias tras un choque del salario mínimo. El Gráfico 23 muestra los resultados cuantitativos más importantes. Se destaca que la respuesta de la inflación y de la política monetaria en cada escenario depende de la intensidad del cambio con respecto al modelo base.

El primer escenario considera un banco central que le da una mayor importancia a las desviaciones de las expectativas de inflación al momento de fijar la tasa de interés; todos los agentes conocen este comportamiento. En este escenario, como respuesta a las presiones inflacionarias causadas por el aumento inesperado del salario mínimo, el banco central responde con una política más contractiva, incrementando sus tasas en mayor magnitud que en el escenario base. Esta mayor tasa atenúa el crecimiento de las expectativas y genera una menor inflación; sin embargo, esta mayor tasa de interés tiene un mayor impacto en la producción, lo que se traduce en una reducción mayor en la producción de corto plazo, comparada con la observada en el escenario base.

En el segundo escenario se supone que el aumento del SM genera un mayor incremento en los salarios calificados con respecto al escenario base. Dado que en este caso tanto los salarios formales calificados como los no calificados son más elevados, los costos laborales aumentan en mayor proporción, lo que provoca mayores presiones inflacionarias que en el escenario base. Asimismo, al enfrentar mayores salarios, las empresas reducen en mayor medida la contratación de estos trabajadores, por lo que la producción cae más en el corto plazo. La respuesta de la política monetaria es mayor para frenar el mayor aumento de precios. Estos dos escenarios no modifican la estructura de largo plazo de la economía; por tanto, las diferencias en las respuestas se observan en el corto plazo y durante la transición.

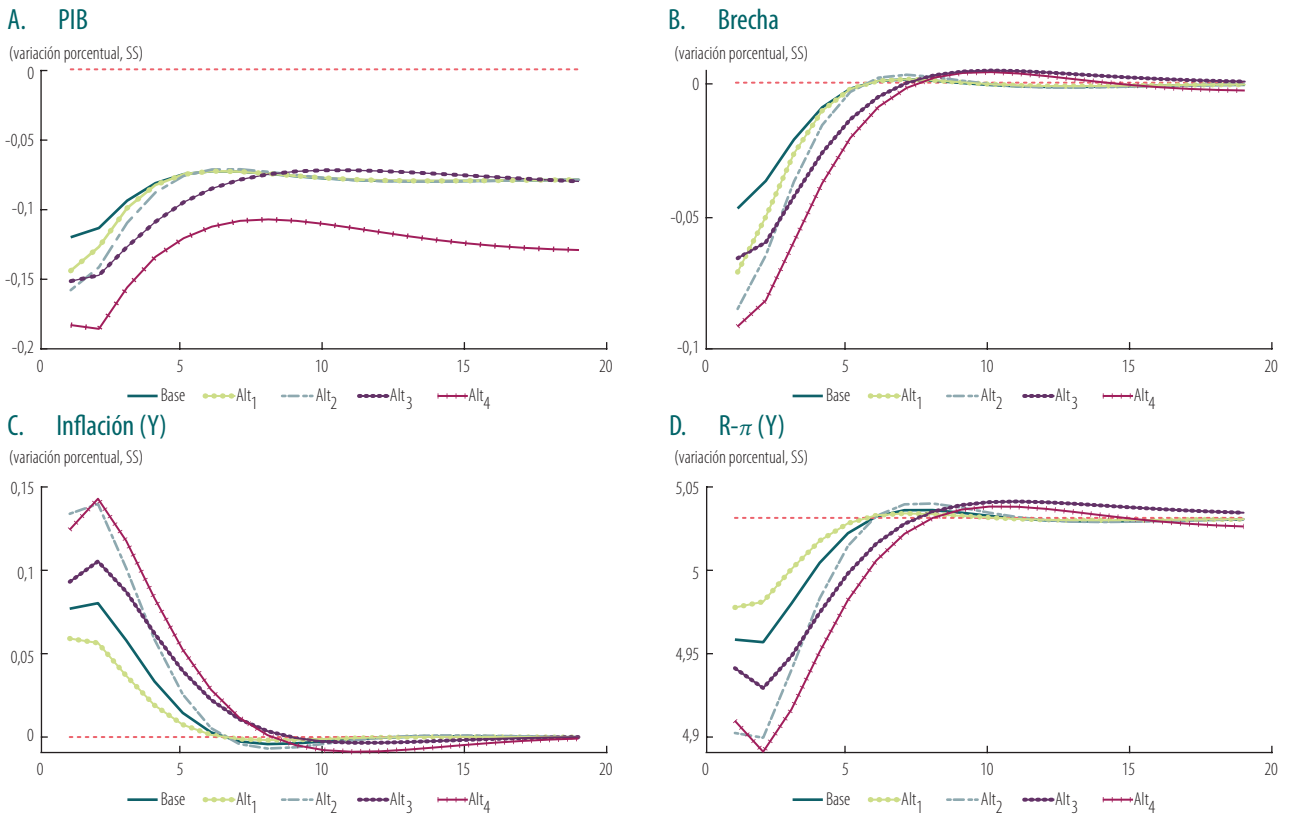
El tercer escenario supone que la producción es más intensiva en el uso de mano de obra. Así, el aumento del SM afecta a un mayor componente de los costos de producción, lo que amplifica los efectos inflacionarios, así como la caída en la producción debida a la reducción de la demanda de factores. Ante esto la autoridad monetaria responde en mayor medida con respecto al escenario base.

Finalmente, en el cuarto escenario, las fuentes de sustitución de la mano de obra no calificada se reducen al eliminar el trabajo informal y la maquinaria y equipo en la función de producción, mientras que los costos de ajuste de la inversión en edificaciones se incrementan. En este escenario, las empresas se ven más perjudicadas por el choque en el salario mínimo porque tienen menos opciones para sustituir a los trabajadores formales no calificados. En consecuencia, los costos de las empresas aumentan más en el corto plazo, lo que genera una inflación más alta que en el escenario base, una menor demanda de trabajo y, por ende, una mayor caída en la producción.

Los ejercicios presentados en esta subsección nos muestran que, en un modelo de equilibrio general que replica algunos hechos de la economía colombiana, los incrementos sorpresivos del SM no parecen ser convenientes, sobre todo al analizar el comportamiento de las variables del mercado laboral, el PIB y el consumo.

### Gráfico 23 Respuestas del PIB, la brecha del producto, la inflación, y la tasa de interés real ante un aumento inesperado del SM: escenario base y alternativos

Las presiones inflacionarias son mayores cuando hay menores fuentes de sustitución del trabajo formal no calificado y hay mayor transmisión del salario mínimo a otros salarios; esto se debe a que los costos de las empresas aumentan más en el corto plazo. También se observa una menor demanda de trabajo y, por ende, una mayor caída en la producción.



Notas: los gráficos presentan los impulsos-respuesta del modelo ante un choque inesperado de 1% en el SM que se da en el primer trimestre. La economía descrita en el modelo es pequeña y abierta, y en el trimestre 0 está en su nivel de equilibrio inicial. El escenario Alt<sub>1</sub> hace referencia a un modelo en el que la regla de Taylor del banco central responde dos veces más fuerte a la inflación que en el base. Por su parte, en el escenario Alt<sub>2</sub> la transmisión del cambio en el SM a los salarios calificados es el doble que en el base. El escenario Alt<sub>3</sub> corresponde a una economía que usa la mano de obra 20% más intensivamente que en el base. Finalmente, en el escenario Alt<sub>4</sub> la economía no usa el capital de maquinaria y equipo, ni el trabajo informal, y los costos de ajuste del capital son diez veces más altos.  $R-\pi$  corresponde a la tasa de interés real *ex post* y  $R$  es la tasa de interés nominal o de intervención;  $Y$  hace referencia a la tasa anual.

Fuente: cálculos del Banco de la República.

### 3.3 Efectos fiscales del salario mínimo

Otra dimensión (mucho menos analizada) en la que el SM puede afectar la economía, es la esfera fiscal. Los efectos del SM en las finanzas públicas de Colombia se pueden clasificar en directos e indirectos, ambos de la mayor importancia y con capacidad de afectar tanto los ingresos como los gastos del Gobierno General<sup>118</sup>. El primer efecto directo del SM en las finanzas del Gobierno General surge al constituirse como base de cotización mínima de la seguridad social: el SM es la base de cotización tanto en el régimen de reparto, o régimen de prima media (RPM), del sistema de pensiones como en el componente contributivo del Sistema General de Seguridad Social en Salud (SGSSS). Así, cuanto más alto es el SM mayores son los ingresos por estos conceptos que van a Colpensiones y a la Administradora de Recursos del Sistema de Salud (Adres). El segundo efecto directo del SM sobre las finanzas públicas se materializa por el lado de los gastos, al constituirse en piso de las pensiones del RPM. Por tanto, en la medida en que aumente el SM aumentarán los ingresos, pero también lo harán los gastos, como se observa en las columnas (1) y (2) del Cuadro 15.

118 Según el Sistema de Cuentas Nacionales (SCN) 2008, el Gobierno General incluye, además del Gobierno Nacional Central, el sector de seguridad social y las entidades territoriales.

Cuadro 15  
Efectos del SM en las finanzas públicas

Efectos directos			Efectos indirectos: aumento de la informalidad laboral	
Afiliación de los trabajadores a los regímenes de pensiones (RPM) y contributivo de salud		Nómina oficial	Ingresos	Gastos
Ingresos	Gastos	Gastos		
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mayores ingresos por una base de cotización más alta al efectuar contribuciones al Régimen de Prima Media y al régimen contributivo de salud.	Mayores gastos por concepto de pensión mínima en el Régimen de Prima Media.	Mayores gastos por concepto de nómina de fuerzas militares (soldados e infantes de marina).	Menores ingresos por concepto de IVA e impuesto a la renta.  Menor recaudo por concepto de contribuciones al Régimen de Prima Media y al subsistema contributivo de salud.	<b>Corto plazo:</b> mayores gastos en el régimen subsidiado de salud.  <b>Largo plazo:</b> mayores gastos por Colombia Mayor y BEPS.

Fuente: Arango *et al.* (2022).

Para tener una idea de los órdenes de magnitud en el caso de pensiones, en diciembre de 2019 el número de cotizantes activos de 1 SMMLV a Colpensiones fue de 975.152, lo cual significa que con un SMMLV de COP 828.116, los ingresos por concepto de aportes de estos trabajadores fueron de COP 1.550,5 mm, equivalentes al 14,6% de los ingresos de esta entidad por concepto de cotizaciones<sup>119</sup>. Por otro lado, en 2019 los pensionados de 1 SMMLV por invalidez, sobrevivencia y vejez fueron 714.021, en promedio, de forma que los gastos anuales en pensiones fueron COP 7.095,5 mm. De esta manera, la diferencia entre ingresos y gastos asociados directamente con el SM (-COP 5.545,0 mm) sugiere, de entrada, un efecto importante en las finanzas del Gobierno General. Un tercer efecto directo del aumento del SM surge de considerar los pagos de nómina de las fuerzas militares, en particular de los soldados e infantes de marina, los cuales se encuentran atados al primero.

Pero el SM también tiene efectos indirectos, cuyos horizontes (corto o largo plazo) pueden ser algo difusos. Estos efectos se denominan indirectos, ya que afectan las finanzas públicas por la vía de la informalidad laboral. Como se señaló en la introducción, el SM real ha experimentado aumentos importantes tanto *ex ante* como *ex post*, los cuales eventualmente han contribuido a explicar la alta tasa de informalidad laboral de la economía colombiana, la cual ha sido una característica estructural del mercado laboral en las últimas décadas (Cárdenas y Mejía, 2007; Bernal, 2009; Arango y Flórez, 2020a; Arango, Flórez y Guerrero, 2020).

Aunque la informalidad laboral se puede medir de distintas maneras según vimos en la sección 1, con cualquiera de ellas se podría estimar el impacto que genera el SM en las cuentas fiscales de la nación, en especial, en el déficit fiscal del Gobierno General. La informalidad laboral tiene efectos importantes en las finanzas públicas, ya que su prevalencia, que afecta cerca de la mitad de la población ocupada, reduce los ingresos y aumenta los gastos del Gobierno General. En el primer caso, los ingresos fiscales se ven disminuidos, ya que muchas de las transacciones de bienes y servicios que realizan los trabajadores informales ocurren en el sector informal el cual, en muy buena medida, no paga el IVA, el impuesto al consumo ni el impuesto de renta. Finalmente, antes de la expedición del Decreto 1174 de 2020 (Piso de Protección Social) que entró en vigor en febrero de 2021 en desarrollo del artículo 193 de la Ley 1955 de 2019 (Plan Nacional del Desarrollo, “Pacto por Colombia, Pacto por la Equidad”), los ingresos se venían viendo afectados, ya que ni los trabajadores informales ni sus empleadores contribuían con la seguridad social en salud y pensión (Botero *et al.*, 2020; Clavijo, 2010)<sup>120</sup>.

119 Para hacer este cálculo, suponemos que el SM constituye el piso del ingreso base de cotización (IBC). Como decíamos en la introducción, el IBC consiste en el ingreso con base en el cual se hacen los aportes a la seguridad social. Para los asalariados del sector privado, el IBC se computa con base en el salario básico devengado, incluyendo las horas extras, pero excluyendo las primas legales, el auxilio de transporte, las bonificaciones y los viáticos ocasionales y otros beneficios extralegales no salariales. El IBC de los servidores públicos no incluye subsidios de transporte ni alimentación, las primas de servicio, vacaciones y navidad, ni los viáticos ocasionales y permanentes. Finalmente, el IBC de los trabajadores independientes debe guardar relación (según la ley) con los ingresos efectivamente devengados. Si la relación está mediada por un contrato de prestación de servicios, el IBC debe ser como mínimo igual al 40% del valor del contrato, pero en ninguna circunstancia el IBC podrá ser inferior a 1 SMMLV, ni superior a 25 veces el mismo.

120 Pese a que hay incertidumbre sobre el efecto en los ingresos y los gastos del Gobierno General, en esta subsección se hace una modelación de trayectorias factibles.

Por el lado del gasto, al ser una población, en general, más vulnerable frente a los distintos choques que recibe la economía, deben destinarse recursos para su atención en salud y otras formas de protección. En el mismo sentido, dado que los trabajadores informales no contribuyen al sistema de pensiones en buena parte de su vida laboral, para contar con algún ingreso al momento del retiro pueden acceder a los Beneficios Económicos Periódicos (BEPS) a los cuales el Estado aporta, en calidad de subsidio, un 20 % del capital acumulado por los ahorradores<sup>121</sup>. En 2019, había 639.704 cuentas de ahorro abiertas y 21.957 personas beneficiarias de los BEPS.

Cuando las personas no disponen de rentas o ingresos suficientes para subsistir (de acuerdo con Sisbén IV<sup>122</sup>, se incluyen todos los niveles de los grupos A y B y C, hasta el subgrupo C1), son colombianas, han residido durante los últimos diez años en el territorio nacional y tienen como mínimo 54 años si son mujeres o 59 si son hombres, existe la posibilidad de incorporados al Programa de Protección Social al Adulto Mayor, “Colombia Mayor”<sup>123</sup>. Este programa se financia mediante la cuenta especial de la Nación conocida como Fondo de Solidaridad Pensional, a la cual llegan aportes adicionales hechos por los afiliados al RPM y al RAIS, cuyo IBC supera los cuatro SMMLV. El Fondo de Solidaridad Pensional apoya, además, la financiación del Programa de Subsidio al Aporte en Pensión (PSAP).

El Gobierno Nacional ha buscado reducir los costos laborales y generar incentivos a la formalización<sup>124</sup>, al permitir mejorar no solo las finanzas estatales, sino también las deficientes condiciones laborales de los trabajadores informales (Batini, Levine, y Lotti, 2010). Si bien buena parte de la literatura se ha concentrado en el análisis del efecto que cambios en las contribuciones parafiscales y otras reformas pudieron haber tenido en el empleo formal (Morales y Medina, 2016; Eslava *et al.*, 2017; Fernández y Villar, 2016; Kugler, Kugler y Herrera, 2017; y Osorio, 2016)<sup>125</sup>, existe

121 Los BEPS, diseñados con el propósito de fomentar el ahorro voluntario de largo plazo de la población colombiana de bajos ingresos, fueron creados mediante el Acto Legislativo 1 de 2005 y comenzaron a operar en 2015. Según la Comisión del Gasto y la Inversión Pública (Bernal *et al.*, 2017), quienes al momento del retiro no puedan optar por una pensión del sistema contributivo y sean acreedores a indemnizaciones sustitutivas de Colpensiones o a devoluciones de saldos del régimen de ahorro individual con solidaridad (RAIS), están en posibilidad de trasladar los recursos correspondientes al sistema de BEPS y recibir el aporte del 20 % siempre que estén afiliados al régimen subsidiado de salud. Los ahorradores suscritos a los BEPS no pueden cotizar simultáneamente ni al RPM ni al RAIS.

122 El Sistema de Beneficiarios Potenciales de Programas Sociales en Colombia (Sisbén), es una encuesta que caracteriza a más del 60 % de la población total del país, con foco principalmente en hogares de bajos ingresos. Este conjunto de datos contiene variables como los nombres de las personas y la identificación nacional, calidad de la vivienda (materiales utilizados para construir la casa), educación, número de miembros del hogar, situación laboral de los miembros del hogar, el acceso a los servicios de salud, etc. El Sisbén IV está diseñado para clasificar la población en cuatro grupos diferentes de acuerdo con su información socioeconómica. Dichos grupos son, A: pobreza extrema; B: pobreza moderada; C: vulnerable, y D: ni pobre, ni vulnerable. Estos grupos se encuentran, a su vez, divididos en 51 subgrupos.

123 El Programa de Protección Social al Adulto Mayor tiene como objetivo aumentar la protección a los adultos mayores que se encuentran desamparados, que no cuentan con una pensión o viven en la indigencia o en la extrema pobreza, con la entrega de un subsidio económico mensual. El programa, que se ejecuta en 1.107 municipios y tres inspecciones departamentales, cuenta con más de 1.698.000 beneficiarios y es apoyado por las alcaldías municipales, las cuales cumplen un papel fundamental en la ejecución y seguimiento del programa. Los subsidios del Programa Colombia Mayor se entregan bajo dos modalidades: 1) subsidio económico directo, que se gira directamente a los beneficiarios por medio de la red bancaria o de entidades contratadas para este fin, y 2) subsidio económico indirecto, que se otorga en Servicios Sociales Básicos, a través de Centros de Bienestar del Adulto Mayor y Centros Diurnos. Los Servicios Sociales Básicos comprenden alimentación, alojamiento y salubridad, medicamentos o ayudas técnicas, prótesis u órtesis no incluidos en el Plan de Beneficios en Salud (PBS) de acuerdo con el régimen aplicable al beneficiario, ni financiadas con otras fuentes. Podrá comprender medicamentos o ayudas técnicas incluidas en el PBS, cuando el beneficiario del programa no esté afiliado al Sistema General de Seguridad Social en Salud. Tanto el Gobierno Nacional como las entidades territoriales participan en el programa. El Gobierno Nacional unificó el valor del Subsidio mensual del Programa Colombia Mayor en la suma de COP 80.000 para todos los beneficiarios del mencionado Programa a nivel nacional. En algunos municipios o distritos, como es el caso del Distrito Capital, los beneficiarios del Programa Colombia Mayor reciben, además del valor de dicho subsidio, una suma adicional cofinanciada por el correspondiente municipio; adicionalmente, algunos grupos poblacionales, como las madres comunitarias y sustitutas incluidas en el Programa Colombia Mayor, también reciben un valor adicional cofinanciado por ICBF. Tomado de: <https://www.fondodesolidaridadpensional.gov.co/fondo-de-solidaridad-que-es-el-fondo-de-solidaridad-pensional/programas/programa-colombia-mayor.html>

124 Aún falta conocer los efectos en el mercado laboral de las leyes 2010 y 2114 de 2021. La primera reduce la jornada laboral semanal de manera gradual, a partir del segundo semestre de 2023, sin disminuir el salario de los trabajadores; la segunda amplía la licencia de paternidad, crea la licencia parental compartida, introduce la licencia parental flexible de tiempo parcial, entre otras modificaciones.

125 Estos artículos analizan, en particular, la reducción de 13,5 pp que introdujo la reforma tributaria de 2012. Con base en ellos se ha establecido que con la reforma se crearon entre 200.000 y 600.000 empleos formales.

poca evidencia sobre el impacto que la informalidad genera sobre las cuentas fiscales de forma agregada y en un contexto de equilibrio general. Esa es una de las principales contribuciones de esta subsección.

La subsección responde a la pregunta: ¿Cuál es la respuesta (semielasticidad) de las finanzas públicas del Gobierno Nacional Central a los incrementos del SM? Como en la subsección anterior, también se aborda la pregunta de si los incrementos del SM afectan el crecimiento del PIB y, si es así, en qué magnitud.

Para cumplir los objetivos se utiliza un modelo de equilibrio general computable (MEGC), calibrado para el año 2019, con un cierre guiado por el ahorro<sup>126</sup>. El modelo calcula el equilibrio en cada periodo (hasta el año 2030), actualiza los acervos de capital y la oferta de trabajo. Para abordar la informalidad, se caracterizan la demanda de trabajo, tanto formal como informal, así como ambos segmentos de la oferta. Se modelan quince ramas de actividad económica, de las cuales catorce de ellas cuentan con una empresa representativa formal; la rama número quince recoge toda la informalidad. La estructura productiva diferencial de las ramas dependerá de intensidades de capital diferentes, pero compartirán una estructura semejante de insumos intermedios. Para producir bienes y servicios, los empresarios informales que operan, a menudo, como trabajadores por cuenta propia, demandan su propio trabajo o el de algunos pocos trabajadores. Estos empresarios no cumplen con las obligaciones legales, como el pago de impuestos indirectos. El modelo permite actualizar los saldos de deuda pública que resultan de la trayectoria de ingresos y gastos, en los diferentes escenarios de evolución de la política pública asociada con el SM y sus efectos en el mercado laboral y la informalidad; el modelo también permite calcular los costos financieros asociados con dichos saldos de deuda.

La administración pública se divide en la correspondiente al Gobierno Nacional Central (GNC), administraciones locales (ET), Adres, RPM y regímenes especiales y de excepción en pensión<sup>127</sup> (en adelante “pensiones”), compatibilizando las cuentas fiscales del Ministerio de Hacienda con las Cuentas Nacionales. Con el modelo se obtienen cuadros de salida de las variables relevantes que permiten, a su vez, definir la matriz de contabilidad social en cada periodo, replicando las cuentas del Gobierno General y del sistema de seguridad social en salud y pensión. Ante choques del SM, el equilibrio del modelo se recalcula para un horizonte de varios años. En tal sentido, los ejercicios incorporan algunos elementos dinámicos conectados de un año al siguiente mediante el acervo de capital.

### 3.3.1. Información inicial

La promulgación de la Ley 100 de 1993 impulsó la operación simultánea de los sistemas contributivo y subsidiado como parte del diseño del SGSSS. Al primero se encuentran vinculados los trabajadores que contribuyen con sus aportes mensuales, al igual que sus beneficiarios. Al segundo, por su parte, se encuentran vinculadas las personas de menores ingresos (que no están en posibilidad de hacer aportes), al igual que sus familiares. En particular, las personas deben tener una clasificación correspondiente a los grupos A01 a C18 que, según el Sisbén IV, son consideradas pobres y vulnerables.

El Gráfico 24 muestra el número de cotizantes al régimen contributivo de salud, sin incluir los regímenes de excepción ni los especiales. Dichos cotizantes pasaron de 10.274.147 a 12.624.080, lo cual significó un aumento, promedio anual, del 3 % entre 2014 y 2019. A su vez, la relación entre cotizantes y ocupados pasó del 49,6 % al 55,6 %, creciendo a un ritmo promedio cercano a 1,2 pp por año.

En el Cuadro 16 se observa el cubrimiento del sistema de salud entre 2018 y 2020; en este último año el número de personas cubiertas por el régimen subsidiado es superior al del contributivo. Según información de la Adres, por cada trabajador afiliado al sistema contributivo hay cerca de 0,8 beneficiarios; es decir, aproximadamente 44 % de los afiliados al sistema contributivo son beneficiarios. Desde 2008, el Plan de Aseguramiento Obligatorio es el mismo para los afiliados a ambos regímenes del Sistema General de Seguridad Social en Salud. Las alcaldías son las encargadas de la afiliación de las personas al sistema subsidiado.

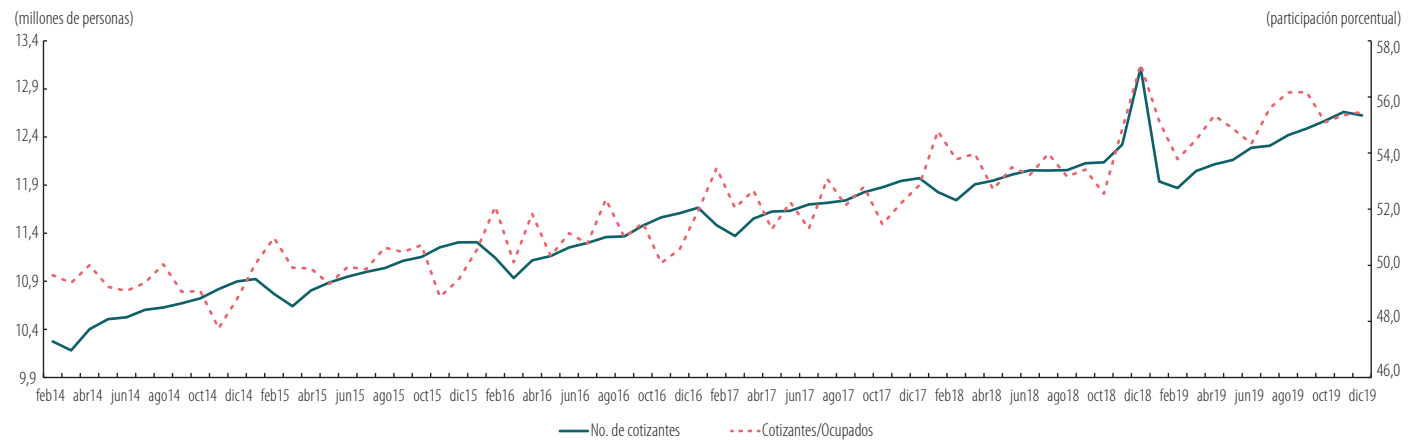
126 Es decir, la inversión se ajusta al ahorro generado por los distintos agentes en la economía.

127 Entre los primeros se destacan las universidades públicas (Ley 647 de 2001), etc. Entre los especiales están Ecopetrol, Fomag, Fuerzas Militares, Policía Nacional, etc.



### Gráfico 24 Cotizantes al régimen contributivo de salud

El número de cotizantes creció a una tasa promedio anual del 3 % entre 2014 y 2019, mientras que la relación de cotizantes a ocupados creció a un ritmo promedio cercano a 1,2 pp por año.



Nota: no incluye cotizantes a los regímenes de excepción y ni especiales.

Fuentes: ADRES; DANE-GEIH; Arango *et al.* (2022).

### Cuadro 16 Cobertura del sistema de salud

Régimen	2018	2019	2020
Contributivo	22.378.384	22.909.679	23.362.083
Subsidiado	22.658.108	22.808.930	24.026.912
Excepción y especiales	2.138.117	2.244.341	2.195.331
Afiliados	47.174.609	47.962.950	49.584.326
Cobertura	94,66%	95,21%	97,78%
Población total DANE	49.834.240	50.374.478	50.709.385

Fuente: <https://www.minsalud.gov.co/proteccionsocial/Paginas/cifras-aseguramiento-salud.aspx>; cálculos de Arango *et al.* (2022).

### Cuadro 17 Unidad de pago por capitación; grupos de referencia, 2019

Valores de referencia UPC	Régimen contributivo		Régimen subsidiado	
	COP 847.180,8		COP 787.327,2	
Grupos de edad	Estructura de costo	Valor año COP	Estructura de costo	Valor año COP
Menores de 1 año	2,9679	2.514.348,0	2,7654	2.177.276,4
1 – 4 años	0,9530	807.364,8	0,8179	643.953,6
5 – 14 años	0,3329	282.027,6	0,3267	257.220,0
15–18 hombres	0,3173	268.812,0	0,3847	302.886,0
15–18 mujeres	0,5014	424.774,8	0,6381	502.394,4
19–44 hombres	0,5646	478.317,6	0,6415	505.069,2
19–44 mujeres	1,0475	887.421,6	1,0154	799.452,0
45–49	1,0361	877.762,8	1,0376	816.930,0
50–54	1,3215	1.119.549,6	1,2973	1.021.399,2
55–59	1,6154	1.368.536,4	1,5738	1.239.094,8
60–64	2,079	1.761.289,2	1,9465	1.532.530,8
65–69	2,5861	2.190.895,2	2,4125	1.899.428,4
70–74	3,1033	2.629.054,8	2,9424	2.316.632,4
75 años y más	3,8997	3.303.752,4	3,6575	2.879.650,8

Fuente: Ministerio de Salud y Protección Social, resolución 5858 de 2018; cálculos Arango *et al.* (2022).

Una variable fundamental en nuestro proceso de modelación es la unidad de pago por capitación (UPC). Esta constituye el valor que se reconoce por cada uno de los afiliados al SGSSS (regímenes contributivo y subsidiado) para cubrir los servicios y las tecnologías del Plan de Beneficios en Salud. El Cuadro 17 muestra la UPC básica para la vigencia 2019. Las dos UPC son la base de definición de las demás UPC establecidas para zonas geográficas<sup>128</sup> y grupos demográficos especiales. La estructura de costos muestra el factor por el cual hay que multiplicar el valor de referencia para cubrir los servicios y las tecnologías del Plan de Beneficios en Salud de cada grupo etario particular; se observa que los factores más altos corresponden a las personas de más de 70 años.

La Adres, entidad creada mediante la Ley 1753 de 2015, constituye el eje del manejo de recursos del SGSSS. A esta entidad llegan los aportes del 4,0 % que realizan los trabajadores al sistema contributivo, recaudados por las EPS, así como la contribución que realizan los empleadores de una fracción del impuesto de renta, cuya destinación específica es el SGSSS<sup>129,130</sup>. Además de los recursos anteriores, el Gobierno Nacional Central (GNC), mediante aportes del PGN, y las entidades territoriales (ET) constituyen fuentes de financiación del sistema de salud. En el Cuadro 18 se observa que en 2019 cerca del 49 % de los ingresos fueron aportes del GNC y las ET.

128 Por ejemplo, la UPC del régimen contributivo de San Andrés, Providencia y Santa Catalina es igual a la UPC básica multiplicada por 1,379.

129 El impuesto sobre la renta para la equidad (CREE), introducido por la reforma tributaria de 2012, tenía como propósito canalizar recursos para el ICBF, el SENA y la porción correspondiente a salud si el trabajador devengaba menos de 10 SMMLV. Posteriormente, fue reemplazado por la autorretención de renta como resultado de uno de los cambios tributarios implementados por la Ley 1819 del 2016. El objetivo de este concepto sigue siendo el mismo que el del CREE. Las tarifas de la autorretención dependen de la actividad económica: a la base gravable del contribuyente le son aplicables las tarifas del 0,40 %, 0,80 % y 1,60 %.

130 Los recursos de los copagos y las cuotas moderadoras llegan a las EPS, no a la Adres. Los primeros son el aporte en dinero que hacen únicamente los afiliados beneficiarios y que corresponde a un porcentaje del valor del servicio. Las segundas son el pago que hacen afiliados-cotizantes y beneficiarios, cuando requieren unos servicios particulares. La finalidad de este cobro es racionalizar la prestación de los servicios de salud y estimular su buen uso. Tanto las cuotas moderadoras como los copagos varían según el régimen.



**Cuadro 18**  
Balance fiscal de la seguridad social, 2019

Concepto	Salud		Pensión		Seguridad social	
	miles de millones de pesos	(porcentaje del PIB)	miles de millones de pesos	(porcentaje del PIB)	miles de millones de pesos	(porcentaje del PIB)
<b>Ingresos totales</b>	54.935	5,2	66.991	6,3	121.926	11,5
<b>Aportes GNC y ET</b>	27.067	2,5	33.521	3,2	60.588	5,7
Funcionamiento	27.067	2,5	33.521	3,2	60.588	5,7
<b>Ingresos tributarios</b>	25.620	2,4	25.864	2,4	51.484	4,8
<b>Otros ingresos</b>	2.248	0,2	7.606	0,7	9.854	0,9
Rendimientos financieros	301	0,0	5.662	0,5	5.963	0,5
Otros	1.947	0,2	1.944	0,2	3.891	0,4
<b>Gastos totales</b>	54.609	5,1	63.284	6,0	117.896	11,1
<b>Pagos corrientes</b>	54.609	5,1	63.268	6,0	117.877	11,1
Funcionamiento	54.609	5,1	63.268	6,0	117.877	11,1
Servicios personales	35	0,0	247	0,0	282	0,0
Operación comercial	0	0,0	326	0,0	326	0,0
Transferencias	54.397	5,1	62.328	5,9	116.725	11,0
Gastos generales y otros	177	0,0	366	0,0	543	0,0
<b>Pagos de capital</b>	0	0,0	16	0,0	16	0,0
<b>Deuda flotante</b>	0	0,0	0	0,0	3	0,0
<b>Balance total</b>	326	0,0	3.707	0,3	4.030	0,3

Fuente: Ministerio de Hacienda (*Marco Fiscal de Mediano Plazo, 2020*); cálculos de Arango et al. (2022).

El Cuadro 18 presenta el balance fiscal del sector de seguridad social en 2019. Tanto por el lado de los ingresos como de los gastos, las pensiones superaron a la salud en cerca de 1 pp del PIB. En el primer caso, la salud es del 5,2% mientras que las pensiones son el 6,3%. Por el lado de los ingresos, se destacan los aportes del GNC, así como los de las ET, de los cuales en materia de salud corresponden en su mayoría al monto girado para cubrir el régimen subsidiado.

De acuerdo con lo anterior, si la tasa de informalidad fuera menor, así mismo sería el esfuerzo fiscal requerido para dar cubrimiento al régimen subsidiado de salud. Además, si los trabajadores hicieran aportes suficientes para cubrir su pensión, los recursos destinados por la Nación a cubrir el 20% de lo que ahorran los beneficiarios de los BEPS sería menor. De igual forma, en el largo plazo, el sostenimiento del programa Colombia Mayor sería menos oneroso.

### 3.3.2. Características del modelo

El modelo incluye siete instituciones: hogares, firmas, GNC, ET, Adres, pensiones y resto del mundo; desagrega, además, quince ramas de producción, e incorpora cuatro tipos de factores productivos: capital, trabajo calificado formal, trabajo no calificado formal y trabajo no calificado informal, en lo cual se asemeja al MEGD de la subsección anterior. Esta clasificación se realiza siguiendo a La Porta y Shleifer (2014). Se define al trabajo informal como aquel que no incorpora gran capital físico ni humano en el proceso productivo (en las Cuentas Nacionales hace referencia a los independientes no calificados); mientras que el trabajo formal es aquel que sí los incorpora; es decir, serán formales todos los calificados (asalariados e independientes), ya que generan valor agregado con su alto capital humano, y los asalariados no calificados, quienes complementan su trabajo con capital físico de las empresas.

En la rama productiva que denominamos informal hay un conjunto de “empresarios informales” (que operan, a menudo, como trabajadores por cuenta propia), que demandan trabajo (ya sea propio, o de algunos pocos trabajadores) para producir bienes y servicios, los que probablemente no cumplen con las obligaciones legales (pago del SM e impuestos indirectos). En cada una de las catorce ramas formales, se modela una empresa representativa formal y en la rama número quince una informal; la estructura productiva diferencial depende de las distintas intensidades de capital, pero con estructuras de insumos intermedios semejantes.

La agregación de los productos de ambos tipos de empresas se hace mediante funciones de elasticidad de sustitución constante (*constant elasticity of substitution*, CES). El agente, que demanda bienes y servicios, es quien decide qué tipo de bien o servicio consumir: formal o informal. Esta es una decisión basada en el sistema de precios, afectado por el cobro de impuestos indirectos.

La relación laboral, en el caso de las empresas informales, no cumple completamente con las obligaciones legales establecidas, pero podrá ser atractiva para algunos oferentes de trabajo, por la escasa demanda en el sector formal. En este último hay escasez de capital: muy pocas empresas establecidas, con capital físico instalado, pueden hacer *matching* con la oferta laboral total, a niveles sensatos de salario.

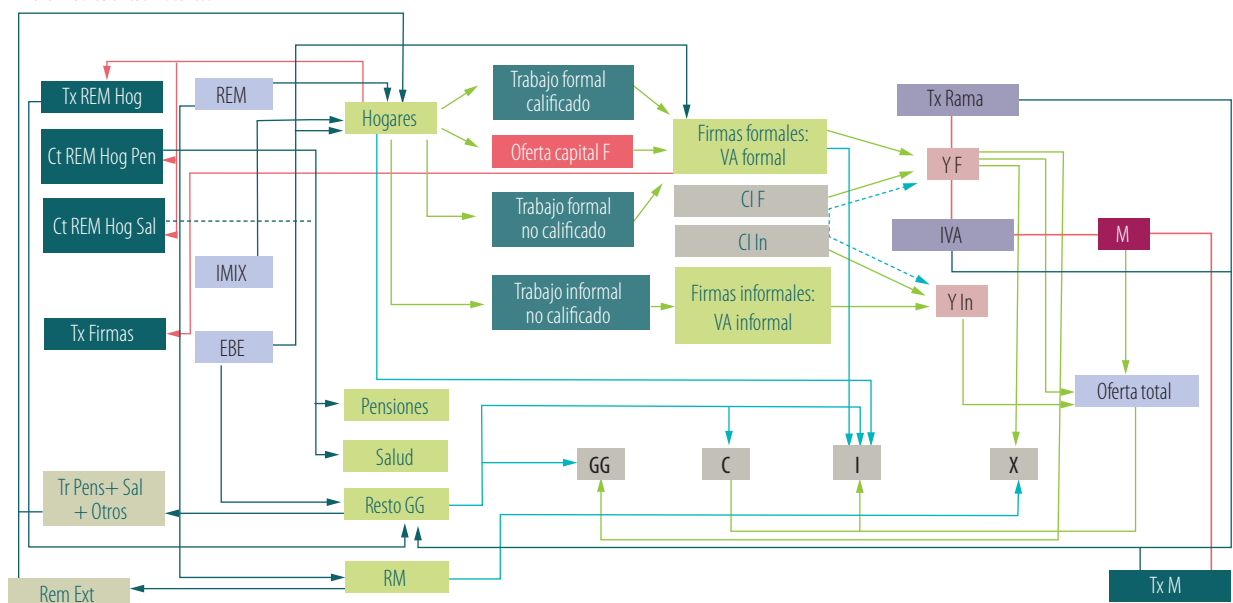
Un trabajador no calificado puede participar en procesos de reclutamiento en los que la probabilidad de resultar empleado es baja (del orden del 50 %) al nivel de salario establecido por la normatividad. De ser reclutado, tendría garantías salariales y prestaciones, así como afiliación a los sistemas de seguridad social. Pero de no lograrlo, debe tomar una decisión: mantenerse en la fila del proceso o vincularse a una empresa informal, en la que no aplicará la legislación laboral. La decisión de los no calificados se modela mediante una frontera de posibilidades de producción (*constant elasticity of transformation, CET*), en la que dada una elasticidad de sustitución igual a 1,5, el trabajador escoge si hacer fila en el mercado formal (con un salario esperado, que depende de la tasa de desempleo formal implícita en el mercado) u optar por un trabajo informal, con una remuneración no sujeta a la legislación laboral.

Cabe anotar que la caracterización de los dos tipos de empresas no tiene que ser de dualidad plena, en el sentido que es posible que un porcentaje de las empresas formales evadan, y un porcentaje de las que llamamos informales cumpla con obligaciones fiscales, tanto en la venta de sus productos, como en la contratación de los trabajadores (del empleador mismo, en el caso de los trabajadores por cuenta-propia, o de otros, en las empresas de cinco trabajadores o menos). El modelo endogeneiza la decisión de participación por medio de una función de utilidad consistente con el sistema lineal de gasto, cuyos detalles técnicos se discuten en Arango *et al.* (2022).

El Diagrama 2 presenta el flujo del modelo utilizado para simular los efectos de incrementos del 1 % en el SM por encima de la inflación pasada y el cambio en la productividad. En primer lugar, se explica el flujo de las flechas en color morado. Los hogares están en capacidad de ofrecer trabajo calificado y no calificado; ambos tipos de trabajo se combinan con el capital ofrecido por las familias en las empresas formales para generar un valor agregado (VA) formal. Por su parte, una fracción del trabajo no calificado es utilizado por empresas informales, las cuales (sin utilizar capital) generan un valor agregado informal. La suma del VA de las empresas formales con el consumo intermedio y de las empresas informales con el consumo intermedio (CIF y CIIn) permiten obtener los valores de la producción formal (YF) e informal (YIn). Solamente las empresas formales pagan el IVA y el ICA. La oferta total se obtiene al sumar las importaciones (M) —que pagan aranceles y también pagan IVA— a la producción total tanto formal como informal. La oferta total se utiliza en consumo de las familias (C) y del gobierno (GG), inversión (I) y exportaciones (X).

**Diagrama 2**  
**Esquema del MECCG**

Se observan las interacciones entre todos los agentes de esta economía artificial: hogares, firmas, gobierno, los sectores de salud y pensiones, y el sector externo. Se destaca la oferta de trabajo calificado y no calificado por parte de los hogares. Estos elementos y los detalles regulatorios permiten estimar los efectos de incrementos del salario mínimo en las cuentas fiscales.



Fuente: diseño de Arango *et al.* (2022).

Los hogares adquieren bienes de consumo e inversión, como se observa en el flujo de las flechas moradas, mientras que el resto del mundo (RM) demanda exportaciones. Las empresas formales adquieren bienes de inversión, en tanto que el Gobierno General distinto del sistema de pensiones y del SGSSS, que acá denominamos resto GG, adquieren bienes públicos y bienes de inversión.

El flujo que marcan las flechas rosadas identifica los impuestos, pagados por las empresas en el caso del ICA, el IVA y el impuesto sobre la renta (Tx Firmas); los hogares, además de pagar impuestos por la remuneración que reciben (Tx REM Hog), también pagan contribuciones de salud (Ct REM Hog Sal) y de pensiones (Ct REM Hog Pen).

Las flechas verdes identifican el flujo de ingresos. A los hogares llegan la remuneración (REM), los ingresos mixtos (IMIX) y una parte del excedente bruto de explotación (EBE); el remanente de este último llega a las firmas y al GG. Tanto las familias como las firmas pagan impuestos sobre la renta que van al resto del GG, el cual hace transferencias al sistema pensional, a la salud y de otros órdenes que finalmente llegan a los hogares al igual que las remesas del exterior (Rem Ext).

Como se dijo antes, la función de utilidad está dada por el sistema lineal de gasto, que amplía el sistema de demanda de Stone-Geary para incluir el ahorro en la determinación de la conducta del hogar representativo. La modelación sigue el planteamiento de Annabi, Cockburn, y Decaluwé (2006), pero considera también el ocio en la función de utilidad, representado por las personas en edad de trabajar que no participan del mercado laboral, tanto calificadas como no calificadas.

Los hogares maximizan la utilidad, sujetos a la restricción del gasto agregado, el ahorro y los ingresos de los hogares no laborales, más los ingresos de las personas económicamente activas calificadas y no calificadas. Por tanto, los hogares toman decisiones que les permiten optimizar su consumo, el ahorro y su participación en el mercado laboral en términos del ingreso disponible y los salarios. El modelo equilibra las demandas internas (consumo, demanda intermedia, formación bruta de capital fijo, inventarios, obras civiles y gasto público) con la producción destinada al mercado nacional, haciendo endógenos los precios.

La función de producción se desarrolla en tres niveles. En el primer nivel, mediante una función de coeficientes fijos, se combina el valor agregado formal con compras intermedias formales; como se señaló antes, esta empresa formal paga impuestos a la rama. En el segundo nivel, para cada rama se agregan el trabajo formal y el capital, así como mediante una función CES. Finalmente, en el tercero se combina para cada rama formal el trabajo calificado y el no calificado formal mediante una función CES.

Para el caso de la empresa en la rama informal, la función de producción únicamente cuenta con un nivel, en donde se combinan las compras intermedias informales con el valor agregado informal (es decir, trabajo no calificado informal). La demanda del producto de la empresa informal y del producto compuesto —importaciones que pagan aranceles más ventas internas de la empresa formal que paga IVA y otros impuestos, se determina mediante una función CES—.

### 3.3.3. Choques al salario mínimo

Al modelo calibrado con la matriz de contabilidad social correspondiente a las Cuentas Nacionales de 2019 se introducen los principales choques a la economía colombiana durante 2020 y 2021, se proyectan las principales variables para 2022<sup>131</sup> y se estiman, para estos años, tres nuevas matrices de contabilidad social con todos los mercados en equilibrio y con resultados de los balances fiscales del GNC, Adres y pensiones consistentes con los reportados por el Ministerio de Hacienda y Crédito Público. El modelo para 2022 se usa en dos tipos de ejercicios: el primero analiza el impacto que, sobre el equilibrio inicial, tiene un aumento del 1% en el SM real, manteniendo todos los demás factores constantes (estática comparativa) para aislar el efecto puro del cambio del salario en el corto

131 Estas proyecciones son de enero de 2022, es decir, no tienen en cuenta el conflicto bélico entre Rusia y Ucrania iniciado en febrero.

plazo. También se realiza un ejercicio con el incremento ocurrido en 2022; es decir, del 3,25 % por encima de la inflación pasada y el aumento en la productividad total de los factores.

El segundo ejercicio considera el análisis de tres escenarios alternativos, a la vez que evalúa el impacto de largo plazo (en horizontes de diez años) en tres escenarios, denominados “base”, “observado” y “redistributivo”, que se explican un poco más abajo, los cuales buscan capturar algunos de los efectos, directos e indirectos, tanto de corto como de largo plazo, que se mencionan en la parte inicial de esta subsección.

En los ejercicios de estática comparativa del Cuadro 19 se observa el efecto de los incrementos reales del 1 % y del 3,25 % en el SM. Estos aumentos significan destrucción de 72.173 y 229.773 empleos, respectivamente. Lo anterior, como resultado de un encarecimiento de la mano de obra formal de baja calificación, con respecto a su productividad laboral, que se ve desplazada tanto al desempleo como a la informalidad. El mercado de trabajo no calificado es un mercado de precio rígido, en el que el aumento del salario reduce la cantidad de empleo y encarece el trabajo agregado, lo que resulta de la combinación de trabajo no calificado y trabajado calificado. La reducción del empleo lleva a quienes pierdan la oportunidad en el mercado formal al mercado informal o a engrosar la población desempleada, mientras que el encarecimiento del trabajo agregado desplaza la función de oferta de las empresas, generando una reducción de la producción y del valor agregado<sup>132</sup>. Según el Cuadro 19, el incremento del SM real en un 1 %<sup>133</sup> conduce a una caída del 0,17 % (-COP 1.922,2mm) en la producción. Es decir, la elasticidad del PIB al SM es de 0,17, resultados que, cualitativamente, coinciden con lo que advertían Echavarría *et al.* (2013), y como se reseñaba en la subsección 1.1.

#### Cuadro 19

Estática comparativa: efectos de aumentos del 1 % y 3,25 % del SM real en variables del mercado laboral y PIB

Variables	2022	$\Delta 1\%$ SM real	Diferencia	$\Delta 3,25\%$ SM real	Diferencia
	(1)	(2)	(3) = (2) - (1)	(4)	(5) = (4) - (1)
Empleo total (miles)	22.522,0	22.449,8	-72,2	22.292,2	-229,8
Tasa de desempleo (porcentaje)	12,2	12,5	0,3	13,1	0,9
Tasa de informalidad (porcentaje)	42,4	42,6	0,1	42,8	0,3
PIB real (miles de millones de pesos)	1.139.205,3	1.137.283,1	-1.922,2	1.133.030,8	-6.174,5

Fuentes: DANE y Ministerio de Hacienda; cálculos de Arango *et al.* (2022).

En el Cuadro 20 se observa que un aumento del 1 % del SM real deteriora ligeramente las cuentas del Gobierno General<sup>134</sup>, pasando de un déficit del 7,0 % del PIB al 7,1 %, producto del efecto combinado de reducción de las contribuciones a la seguridad social, el aumento de las prestaciones en el sector pensional, la disminución de impuestos directos e indirectos y el aumento de gasto público por concepto de nómina. Por su parte, el incremento adicional del 3,25 % en el SM real efectuado en 2022 aumenta el déficit del 7,0 % al 7,2 % (COP 2,4 mm).

132 Las unidades productivas formales emplean trabajo asalariado calificado y no calificado (agregación CES, elasticidad de sustitución de 0,9) y lo combinan con capital (elasticidad de sustitución de 0,85) para producir bienes y servicios formales. Los establecimientos productivos informales emplean solo trabajo no calificado, y producen bienes y servicios informales, que se combinan con bienes y servicios formales, para atender la demanda de la economía (elasticidad de sustitución de 1,5).

133 El modelo supone que el salario formal no calificado está atado al SM, y que se incrementa en la misma proporción que este. Dado que el modelo actualiza los salarios para 2020 y 2021, el aumento que se analiza corresponde a un incremento del salario real no calificado del 1 %, inducido por el aumento del mínimo.

134 Cabe mencionar que este Gobierno General corresponde al de las Cuentas Nacionales publicadas por el DANE, cuyo momento de registro de las partidas de ingresos y gastos (causación) coincide con el momento de registro de los gastos del Gobierno General del Ministerio de Hacienda y Crédito Público. Esto porque en su proceso de convergencia a los estándares internacionales en las estadísticas de finanzas públicas adoptó la figura de caja modificada (MFMP, 2021, apéndice A.1.1), en donde los ingresos se contabilizan por el método de caja y los gastos por causación. Pero difieren en las definiciones de cuentas, como el gasto de consumo final e inversión en capital. Por ejemplo, el consumo para el Ministerio de Hacienda hace referencia al pago de la nómina y la adquisición de bienes y servicios individuales, mientras que en el modelo se considera el gasto de consumo final, tanto individual como colectivo, de la forma como se hace en las Cuentas Nacionales, en donde se contabiliza, por ejemplo, el pago de las prestaciones de seguridad social como consumo del Gobierno.

## Cuadro 20

Estática comparativa: efectos de aumentos del 1 % y 3,25 % adicionales del SM real en las cuentas fiscales del Gobierno General

Rubro	2022 base		Δ1% SM real		Diferencia = Δ1% SM real – 2022 base		Diferencia = Δ3,25% SM real – 2022 base	
	Miles de millones de pesos (1)	Porcentaje del PIB (2)	Miles de millones de pesos (3)	Porcentaje del PIB (4)	Miles de millones de pesos (5)	pp del PIB (6)	Miles de millones de pesos (7)	pp del PIB (8)
<b>Ingresos totales</b>	335.825	27,2	335.228	27,2	-597	-0,01	-1.919	-0,02
<b>Ingresos tributarios</b>	234.423,80	19,0	233.991,10	19,0	-432,7	-0,01	-1.389,5	-0,02
Impuestos Renta	86.086,50	7,0	85.929,40	7,0	-157,1	0,00	-504,5	-0,01
Impuestos Indirectos	143.060,60	11,6	142.793,50	11,6	-267,0	0,00	-857,5	-0,01
Aranceles	5.276,70	0,4	5.268,10	0,4	-8,5	0,00	-27,5	0,00
<b>Contribuciones</b>	43.505,60	3,5	43.470,60	3,5	-35,0	0,00	-112,8	0,01
<b>Rentas de capital</b>	57.895,60	4,7	57.765,90	4,7	-129,7	0,00	-416,4	-0,01
<b>Pagos totales</b>	422.210,10	34,2	422.374,30	34,3	164,2	0,07	521,3	0,22
<b>Intereses</b>	33.871,60	2,7	33.860,00	2,7	-11,6	0,00	-37,3	0,01
Gasto público	205.900,60	16,7	205.972,00	16,7	71,4	0,03	229,4	0,10
Prestaciones de seguridad social	136.166,60	11,0	136.261,90	11,1	95,3	0,03	309,7	0,08
<b>Transferencias netas</b>	3.144,40	0,3	3.195,70	0,3	51,3	0,00	156	0,01
Inversión	43.126,90	3,5	43.084,70	3,5	-42,2	0,00	-136,4	0,01
<b>Saldo</b>	-86.385,1	-7,0	-87.146,70	-7,1	-761,6	-0,07	-2.440,10	-0,23

Fuentes: DANE; Ministerio de Hacienda; cálculos de Arango *et al.* (2022).

En las columnas (3) a (6) del Cuadro 21 se destacan las caídas del impuesto de renta a las empresas y del IVA como consecuencia del aumento en un 1 % del SM. Esto se debe al aumento de la proporción del empleo informal, el cual realiza una mayor proporción de sus transacciones en firmas que evaden algunas de sus obligaciones fiscales. Según las estimaciones de la columna (6), la semielasticidad del déficit fiscal al SM es 0,04.

Impactos de mayor magnitud se observan en el Cuadro 21 cuando el ejercicio de estática comparativa se hace con base en un incremento del 3,25 % por encima de la inflación pasada y el cambio en la PTF. En este caso, según las columnas (7) y (8), los mayores efectos se presentan en los pagos totales, impulsados en lo fundamental por gastos de funcionamiento. El déficit total del GNC se incrementa en 0,14 pp, mientras que la deuda lo hace en 0,32 pp.

Se observa que, en general, el incremento del 1 % en el SM por encima de la inflación pasada y la variación de la PTF tienen efectos negativos sobre el PIB real (con una elasticidad de -0,17), el empleo (-0,32) y la posición competitiva, ya que las exportaciones caen en un 0,19 %. Estas son magnitudes moderadas si se dan cambios marginales, pero podrían ser muy significativas si se diesen cambios que representen una nueva política, como las que se evalúan a continuación.

### 3.3.4. Escenarios de largo plazo

Como señalamos, en el escenario que llamamos “base” suponemos aumentos del SM conforme a la ley (es decir, inflación del año pasado más la variación de la PTF), en el “observado” se aplica el aumento efectivo del 10,07 % del SM en 2022 y después se utiliza la regla de inflación pasada más el cambio de la PTF. El tercer escenario, denominado “redistributivo”, modela el aumento efectivo del 10,07 % en el SM, tal como ocurrió en 2022, pero a partir de 2023 este se incrementa con base en la inflación esperada, la variación de la PTF y un 1 % que pretende lograr efectos redistributivos. Estos ejercicios deben interpretarse con mucha cautela, dadas las características de los modelos de equilibrio general computables en los que las respuestas endógenas de los agentes son muy limitadas. Sin embargo, es importante desarrollarlos haciendo claros los supuestos utilizados.

Cuadro 21

Estática comparativa: efectos de aumentos del 1% y 3,25% del SM real en las cuentas fiscales del GNC

Rubro	2022 base		Δ1% SM real		Diferencia Δ1% SM real con 2022 base		Diferencia Δ3,25% SM real con 2022 base	
	Miles de millones de pesos	Porcentaje del PIB	Miles de millones de pesos	Porcentaje del PIB	Miles de millones de pesos	pp del PIB	Miles de millones de pesos	pp del PIB
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<b>Ingresos totales</b>	<b>197.443,0</b>	<b>16,0</b>	<b>197.061,9</b>	<b>16,0</b>	<b>-381,1</b>	<b>-0,01</b>	<b>-1.223,8</b>	<b>-0,02</b>
<b>Ingresos tributarios</b>	<b>168.724,5</b>	<b>13,7</b>	<b>168.407,8</b>	<b>13,7</b>	<b>-316,8</b>	<b>0,00</b>	<b>-1.017,2</b>	<b>-0,01</b>
Renta personas	26.925,2	2,2	26.897,9	2,2	-27,3	0,00	-87,7	0,00
Renta empresas	52.530,1	4,3	52.412,4	4,3	-117,7	0,00	-377,9	-0,01
IVA	84.767,7	6,9	84.603,2	6,9	-164,5	0,00	-528,2	-0,01
Aranceles	4.501,5	0,4	4.494,3	0,4	-7,3	0,00	-23,4	0,00
<b>Otros recursos de capital</b>	<b>28.718,4</b>	<b>2,3</b>	<b>28.654,1</b>	<b>2,3</b>	<b>-64,3</b>	<b>0,00</b>	<b>-206,6</b>	<b>0,00</b>
<b>Pagos totales</b>	<b>217.236,2</b>	<b>17,6</b>	<b>217.351,2</b>	<b>17,6</b>	<b>115,0</b>	<b>0,04</b>	<b>364,7</b>	<b>0,12</b>
<b>Intereses</b>	<b>36.209,3</b>	<b>2,9</b>	<b>36.194,7</b>	<b>2,9</b>	<b>-14,6</b>	<b>0,00</b>	<b>-46,8</b>	<b>0,01</b>
Intereses deuda externa	11.607,1	0,9	11.592,5	0,9	-14,6	0,00	-46,8	0,00
Intereses deuda interna	24.602,2	2,0	24.602,2	2,0	0,0	0,00	0,0	0,01
<b>Funcionamiento</b>	<b>181.026,9</b>	<b>14,7</b>	<b>181.156,5</b>	<b>14,7</b>	<b>129,6</b>	<b>0,03</b>	<b>411,4</b>	<b>0,11</b>
Servicios personales y gastos generales	36.063,1	2,9	36.126,9	2,9	63,8	0,01	196,2	0,03
Transferencias	144.963,8	11,7	145.029,6	11,8	65,8	0,02	215,3	0,08
SGP	47.465,5	3,8	47.370,4	3,8	-95,0	0,00	-305,2	-0,01
Pensiones	43.366,5	3,5	43.498,0	3,5	131,5	0,02	426,1	0,05
Salud	45.643,5	3,7	45.672,8	3,7	29,3	0,01	94,3	0,03
Otras	8.488,4	0,7	8.488,4	0,7	0,0	0,00	0,0	0,00
<b>Ahorro bruto</b>	<b>-19.793,2</b>	<b>-1,6</b>	<b>-20.289,3</b>	<b>-1,6</b>	<b>-496,1</b>	<b>-0,04</b>	<b>-1.588,5</b>	<b>-0,14</b>
<b>Inversión</b>	<b>26.926,5</b>	<b>2,2</b>	<b>26.900,1</b>	<b>2,2</b>	<b>-26,3</b>	<b>0,00</b>	<b>-85,1</b>	<b>0,00</b>
<b>Déficit</b>	<b>-46.719,7</b>	<b>-3,8</b>	<b>-47.189,5</b>	<b>-3,8</b>	<b>-469,8</b>	<b>-0,04</b>	<b>-1.503,3</b>	<b>-0,14</b>
<b>Deuda final</b>	<b>727.681,9</b>	<b>58,9</b>	<b>727.751,0</b>	<b>59,0</b>	<b>69,0</b>	<b>0,10</b>	<b>215,2</b>	<b>0,32</b>

Fuentes: DANE y Ministerio de Hacienda; cálculos de Arango *et al.* (2022).

Estos escenarios se construyen suponiendo que los ingresos tributarios crecen por efecto de la reforma de 2021, pero también de las políticas de control a la evasión y modernización de la DIAN. Pasan del 13,5% en 2021 al 14,1% en 2030. Se supone, así mismo, que los gastos decrecen: a partir de 2022 no se destinan recursos para el Programa de Apoyo al Empleo Formal (PAEF), surgido como respuesta a la emergencia sanitaria en 2020, ni para el sistema de salud por la atención que demandó dicha emergencia, y decrece paulatinamente el ingreso solidario. En general, todos los gastos se ajustan. La reducción los lleva del 21,0% del PIB en 2021 al 18,8% en 2030 en el escenario observado. No se supone una nueva reforma tributaria, ni se aplica la regla fiscal, lo cual origina algunas diferencias entre nuestros escenarios y el del *Marco Fiscal de Mediano Plazo*.

Sobre el sector salud los supuestos relevantes son: 1) durante el periodo 2022-2030 el valor de la UPC del régimen contributivo (UPC-C) crece al ritmo promedio de la variación anual del valor de la UPC-C sobre el promedio de la inflación anual a fin de año de 2010 a 2021; 2) entre los años 2022 y 2024 el valor de la UPC del régimen subsidiado (UPC-S) es equivalente al 95% del valor de la UPC-C; a partir de 2025 los valores se igualan; 3) los afiliados por grupo etario a los regímenes contributivo y subsidiado tienen las mismas tasas de crecimiento que las proyecciones poblacionales por grupo etario del DANE; 4) a partir del año 2025 hay cobertura total en el sistema de salud; 5) se supone que el “presupuesto máximo” a partir de 2022 es el promedio de los años anteriores (2017-2021); 6) la proporción del resto de gastos de la Adres se mantendrá igual al año base; 8) el ahorro del sector salud se fija y se ajustan las transferencias que recibe del GNC para cubrir su déficit.



**Cuadro 22**  
Supuestos básicos para la proyección

Tasas de variación anual	2022–2030 (porcentaje)
PTF	2,00
Precio del petróleo	–0,4
Remesas en la balanza de pagos	2,00
Flujos externos netos de capital	–5,0
Volumen comercio exterior	2,20
EMBIG	2,60
PET calificada	2,30
PET no calificada	1,00
Gasto público real	3,50
Inflación anual	3,00

Fuentes: DANE; Ministerio de Hacienda; cálculos de Arango *et al.* (2022).

En relación con las pensiones, los supuestos más relevantes son: 1) los cotizantes en el RPM se van pensionando al promedio de la tasa de retiro (nuevos pensionados del RPM sobre cotizantes al RPM) de los años 2017 a 2019; 2) los trabajadores formales calificados del modelo cotizan por encima de 1 SMMLV, mientras que los trabajadores formales no calificados lo hacen con un IBC de 1 SMMLV; 3) la composición de pensionados por rango salarial en Colpensiones durante 2019 es la misma que en 2020 y 2021. El total de pensionados en 2019 incluyen pensionados por vejez, invalidez y sobrevivencia, a estos se les aplica el promedio de los últimos cinco años de la tasa de defunción (2015-2020); 4) el valor de los fondos de pensiones especiales crece a una tasa promedio de 0,0587%, a excepción del Fopep, cuyo valor nominal crece como la inflación proyectada; 5) en 2019 el 7,89% de los trabajadores informales no calificados son ahorradores en BEPS y se adiciona un punto porcentual hasta 2030, en atención al piso de protección social. Cada año el 1,5% de los ahorradores BEPS cumple la edad de pensión y obtiene rentas vitalicias, además mueren pensionados a la tasa promedio de defunción de los años 2015 a 2020; 6) el ahorro del sector pensiones se fija y se ajustan las transferencias que recibe del GNC para cubrir su déficit; 7) finalmente, se supone que los beneficiarios de Colombia Mayor son el 0,278% de los trabajadores informales no calificados que no cotizan ni a salud ni a pensión y el 0,491% de la población económicamente inactiva (PEI) mayor de 55 años, utilizando hechos estilizados recientes. El auxilio mensual entregado en este programa crece con la inflación.

En relación con la emergencia sanitaria del Covid-19, los supuestos utilizados son: 1) la deuda se actualiza sumando el déficit del GNC al saldo de deuda del año anterior. El porcentaje de deuda que se financia con deuda interna se toma de los datos de Ministerio de Hacienda, y a partir de 2022 se fijan las proporciones de 2021; 2) a partir de ese mismo año el ingreso solidario aprobado en la Ley de Inversión Social entra como un gasto adicional del GNC<sup>135</sup>; 3) no se suponen aumentos de la tasa de interés interna ni externa después de 2021; 4) se asignan porcentajes de restricciones diferenciales en las ramas productivas debido a la limitación del contacto físico por cuarentenas: las ramas con fuertes restricciones son comercio y servicio; las ramas con restricciones medias son industria, inmobiliario, construcción y administración pública; 5) las ramas con pocas restricciones son agricultura, minería, tecnologías de información y comunicaciones, financiero y energético; finalmente, 6) solo para 2020 se fija un índice de destrucción de capital en la economía en un 2,5%.

Los escenarios requieren de supuestos adicionales que aparecen en el Cuadro 22. Los más importantes tienen que ver con la evolución del comercio mundial (sin incluir los efectos del reciente conflicto entre Rusia y Ucrania), el aumento de la PEA, la evolución de los precios del petróleo, el ritmo de cambio en la productividad y de los flujos de capital externo, y la evolución de la política tributaria.

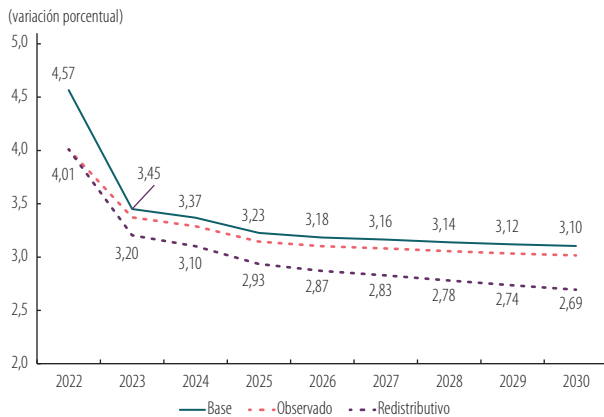
En cada uno de los escenarios se analiza la evolución del PIB y las finanzas públicas (déficit total como proporción del PIB, al igual que la deuda, los gastos en pensiones y salud), para observar el impacto que los cambios en el SM pueden tener sobre las variables en el mediano plazo. Los tres ejercicios realizados muestran efectos adversos crecientes en la medida en que la política se hace más generosa (Gráfico 25).

135 Se utilizan las proyecciones del Proyecto de Inversión Social como porcentaje del PIB (MFMP, 2021).

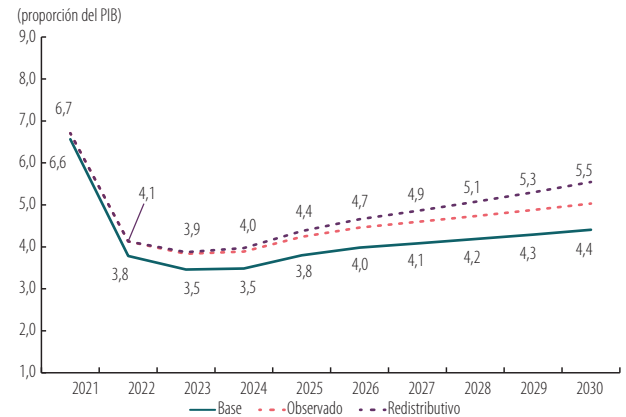
**Gráfico 25**  
Efectos de distintas políticas de SM sobre el crecimiento del PIB y las finanzas públicas

Se presentan los efectos de tres escenarios. En el “base” el mínimo aumenta conforme a la ley; el “observado” aplica el aumento efectivo del 10,07 % del salario mínimo en 2022 y después aumenta conforme a la ley. El “redistributivo” aumenta el mínimo en 10,07 % para 2022, pero a partir de 2023 se aumenta lo de ley más un 1 % que busca efectos redistributivos.

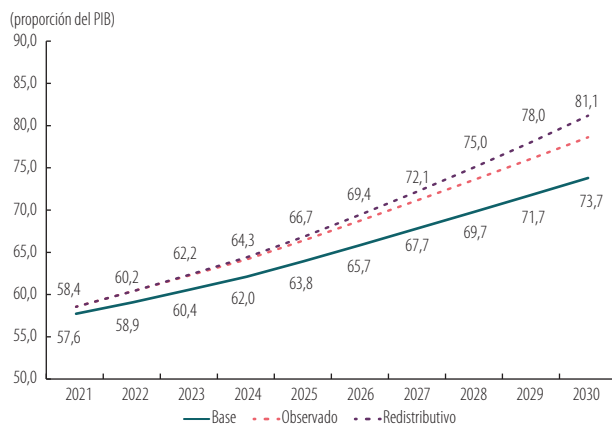
**A. Tasa de crecimiento del PIB**



**B. Déficit del GNC como proporción del PIB**



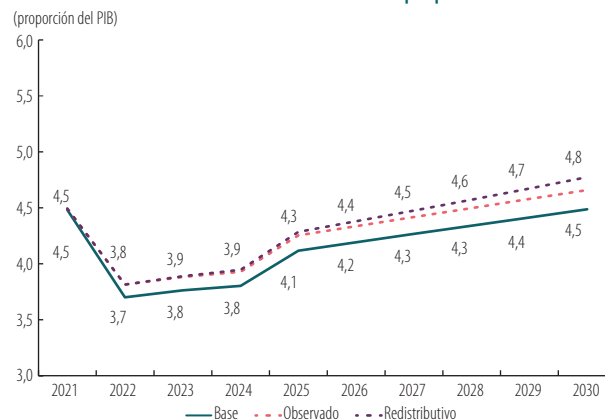
**C. Deuda del GNC como proporción del PIB**



**D. Gasto en pensiones (RPM) del GNC como proporción del PIB**



**E. Gasto en salud del GNC como proporción del PIB**



Fuentes: DANE y Ministerio de Hacienda; cálculos de Arango *et al.* (2022).

Se observa, por ejemplo, cómo el crecimiento del PIB se ve afectado como producto, en esencia, de un menor trabajo formal, en la función de producción, afectado directamente por el incremento del SM por encima de la inflación pasada y el cambio en el PTF (Gráfico 25, panel A). En el año 2030 la diferencia en la tasa de crecimiento del PIB se sitúa alrededor de 41 pb entre el escenario base y el redistributivo. De igual forma, se observan deterioros importantes en el

déficit total y la deuda del GNC (paneles B y C del Gráfico 25) y en las trayectorias de gasto tanto en pensiones como en salud (paneles D y E).

Implementar políticas como las incorporadas en la simulación “observada” (aumento efectivo del 10,07% del SM en 2022 y, después, un aumento con base en la regla de inflación pasada más PTF) o “redistributiva” (modela el aumento efectivo del 10,07% en el SM, tal como ocurrió en 2022, pero a partir de 2023 este se incrementa con base en la inflación esperada, la variación de la PTF y un 1% que pretende lograr efectos redistributivos) reducen la tasa de crecimiento del PIB, afectan de manera negativa las finanzas públicas y, además, entorpecen el funcionamiento del mercado laboral. En efecto, al final de la proyección se perderían cerca de 332.000 empleos bajo la primera política y 923.000 bajo la segunda, llevando la tasa de desempleo al 12,6% y 14,6% respectivamente; esto es, 0,9 pp y 2,9 pp por encima de la alcanzada en la proyección del escenario “base”.

### 3.4. Conclusiones

Los modelos presentados en esta sección cubren distintos efectos de equilibrio general generados por cambios de distinta índole al SM; esto es: un choque permanente sorpresivo, un choque transitorio sorpresivo, y distintas políticas relacionadas con su variación anual, en el caso del modelo de la subsección 3.3, el cual inclusive alcanza a analizar los efectos del aumento del 10,07% del año 2022.

Los efectos no son beneficiosos, en materia de informalidad, empleo formal, bienestar, consumo de las familias, crecimiento del PIB, productividad de los factores, cuentas fiscales, etc. Estos resultados, generados con modelos que utilizan funciones y parametrizaciones convencionales, refuerzan el mensaje de examinar a fondo la forma como se ha venido implementando la figura del SM en Colombia.

## 4. Reflexiones finales

Los acuerdos institucionales son mecanismos mediante los cuales se gobiernan las relaciones entre los agentes de una sociedad. El SM es uno de esos acuerdos, que, como hemos visto a lo largo de este documento, penetra el tejido económico y social del país y genera profundos impactos sobre diversos ámbitos del funcionamiento de la sociedad.

En su esquema básico, el SM pretende cumplir varias funciones importantes, como veíamos al comienzo; de ellas destacamos dos. En primer lugar, busca equilibrar condiciones en la relación de contratación entre empresarios y trabajadores, eliminando asimetrías de poder a favor de los primeros y protegiendo, en consecuencia, a los empleados en condiciones de negociación que podrían ser desfavorables. De esta forma, se cubre a los trabajadores contra el pago de salarios indebidamente bajos. En segundo término, busca contribuir con la reducción de la pobreza y las desigualdades. En cumplimiento de este segundo propósito es que el SM está indexado a la evolución general de precios.

En Colombia el protocolo de fijación del SM buscar acotar las disparidades que pudieran presentarse entre dichos agentes, y aunque tiene el objetivo de reducir costos de transacción cuando las diferencias entre firmas y trabajadores son considerables, también genera costos de eficiencia por la inflexibilidad (rigidez) que significa.

Pero los costos asociados con la ineficiencia no son los únicos. El SM genera también otro conjunto de costos, igualmente complejo. En primer lugar, se refleja en la indexación de otros precios, debido al papel protagónico que se le otorga como referente para otras decisiones sociales, relativas, por ejemplo, al aseguramiento social. En segundo término, porque se le confunde con un mecanismo redistributivo que, aparentemente, no existe, o que, si existe, opera más bien de manera regresiva, agravando los problemas de equidad en la sociedad; y, tercero, porque en lugar de operar como un mecanismo de solución fácil de disputas, se convierte en referente periódico de tensiones más profundas, asociadas con la supuesta función distributiva que podría cumplir.

A lo largo de este documento se han estudiado los efectos de diversas modalidades de aumento del SM en términos nominales y reales: incrementos del 1 % anual, choques sorpresivos y aumentos previstos de la misma magnitud, aumentos permanentes, incrementos en puntos porcentuales del IK y experimentos naturales, como el aumento al apoyo de sostenimiento (otra modalidad de SM) de los aprendices en etapa práctica ocurrido en 2014. En general, los hallazgos sobre los efectos del SM son adversos, entre muchas variables, en la formación de aprendices (véase Recuadro 2), informalidad laboral, empleo formal, desempleo observado, desempleo estructural, desigualdad, pobreza monetaria de las familias, crecimiento del PIB, finanzas públicas, consumo, bienestar y, en alguna medida, sobre inflación. Los resultados en materia de distribución no parecen beneficiar a las familias ubicadas en la parte más baja de la distribución ni a otros grupos vulnerables, como los trabajadores por cuenta propia sin educación superior y cuenta propia que no cotizan a seguridad social. En materia de pobreza monetaria de las familias y reducción de la desigualdad, el SM tampoco produce los resultados esperados, ya que aumenta la probabilidad de estar por debajo de la línea de pobreza monetaria y aumenta la desigualdad de los hogares.

Aunque probablemente el SM no es la única causa de los problemas de desempleo e informalidad que agobian al país, sí puede estar contribuyendo a hacerlos más graves. La evidencia sugiere que la aplicación del SM presenta problemas en Colombia. Prueba de ello es el Gráfico 4 que mostramos en la introducción, donde Colombia muestra la mayor proporción entre el SM y el salario mediano (cerca del 90 %) entre los países de la OCDE. Haber llevado el SM a este nivel lo ha vuelto una institución que lo aleja de sus propósitos y dificulta el funcionamiento del mercado laboral. En otros países, donde la relación entre el SM y el salario mediano es cercana al 50 %, como en el promedio de la OCDE, su papel es mucho más positivo. A este respecto, Ahlfeldt, Roth y Seidel (2022) presentan una discusión amplia sobre el SM óptimo para Alemania con base en criterios de empleo, equidad y bienestar, y sugieren un valor cercano al 50 % (véase también Dube, 2014).

Una posible lectura es que en Colombia se ha perdido el referente fundamental del SM que es la productividad laboral de la mano de obra menos calificada. Mientras exista un desbalance entre esas dos variables, se insista en el formato de incremento actual del SM y no se actúe de manera decidida en el aumento de la productividad laboral, no va a ser fácil tener un mercado de trabajo más fluido, máxime si tenemos en cuenta los procesos de robotización, automatización e inteligencia artificial que ya han penetrado las funciones de producción de muchas economías con las cuales debemos competir.

El mercado laboral requiere un rediseño de la implementación del SM y de la forma como estamos capacitando nuestra mano de obra de cara al futuro. El nuevo esquema requerirá de la participación del SENA y demás centros de formación para el trabajo, las instituciones de educación superior, los gremios de la producción, los gobiernos locales y regionales, los trabajadores, el Ministerio del Trabajo y del acompañamiento del Consejo Privado de Competitividad. La normatividad que gobierna la política del SM debe cambiar, y eso requiere del apoyo de todas las ramas del poder público y de la ciudadanía.

Mucho se lograría con una política que construya un entorno propicio a la innovación y la inversión productiva, elimine las barreras a la formalización de las empresas e impulse de manera vigorosa el empleo formal, bien sea asalariado o independiente calificado. Los elementos de dicha política deberían estar asociados con una estructura tributaria que redistribuya cargas entre personas naturales y jurídicas, promuevan la competencia industrial y la investigación en ciencia y tecnología, que impulsen la flexibilización del mercado de trabajo, pero, fundamentalmente, la inversión en capital humano y la formación para el trabajo de alta pertinencia, sobre todo de cara al sector externo, de forma que los resultados en materia de productividad laboral sean tangibles y duraderos y se reflejen en mayores salarios para todos. Si el mercado laboral funciona adecuadamente y la demanda de trabajo resulta vigorosa, toda la carga de política pública que se pone en hombros del SM sería menos pesada.

## Recuadro 1

### Aumentos del salario mínimo como política para aumentar el ingreso

En 1963 el Gobierno y el Congreso de Colombia intentaron solucionar el problema de bajos ingresos del país mediante un aumento de los salarios (véase Gómez-Pineda, 2016 y 2017). Según la Ley 1 del 1 de febrero de 1963, el SM aumentó un 40 %, de COP 300 a COP 420 mensuales. Todos los demás salarios, hasta de COP 3.000 mensuales, fueron aumentados en el mismo incremento absoluto del SM, es decir, en COP 120. El aumento promedio de los salarios fue del 25 %. Esta fue la historia del fallido aumento salarial del 1 de febrero de 1963. Aunque el Gobierno quiso solucionar el problema de bajos ingresos en el país por medio de un aumento de los salarios, antes de la entrada en vigor de la ley de salarios los comerciantes e industriales anunciaron aumentos de precios de un 40 %, sin que el Gobierno actuara al respecto. Como resultado, la inflación aumentó en igual porcentaje que los salarios, con un traspaso obvio del 100 %.

Edwards (2019) subraya que este tipo de políticas de salarios de la macroeconomía del populismo típicamente vienen acompañadas de controles de precios, los cuales solo pueden mantenerse transitoriamente porque los subsidios llevan a fuertes déficits fiscales que terminan siendo financiados con emisión. Esta es la historia de las espirales de precios y salarios de Argentina, Chile y Brasil en 1959, 1954-1956 y 1962-1965, respectivamente.

Volviendo a Colombia, en 1963 las centrales obreras aprendieron que el problema de bajos ingresos no se soluciona por medio de aumentos en el SM y decidieron en adelante negociar los aumentos del SM con los empresarios, en vez de dirigirse al gobierno para pedirle solucionar el problema de bajos ingresos del país (FMI, 1964: 14). Por su parte, las autoridades adoptaron el sano principio de procurar que los aumentos de salarios estén ligados a aumentos en la productividad (FMI, 1964: 15).

Aunque a principios de 1963 el Gobierno adoptó como suya la iniciativa de aumentar los salarios, ya a mediados de 1963 había cambiado de punto de vista: “el presidente Valencia comisionó [a los ministros del Trabajo, Hacienda, Fomento y Comunicaciones] para redactar una declaración que refleje el pensamiento del gabinete sobre la Ley 1 de 1963. [...] La mayor objeción sobre la Ley 1 es que precipitaría un espiral inflacionario pues en la medida en que se eleven los salarios cada seis meses, aumentará el costo de la vida [...] con el consiguiente perjuicio para los consumidores de pocos ingresos” (*La República*, 26 de junio de 1963).

Las centrales obreras tampoco se mostraron favorables a la ley de salarios y se opusieron a la cláusula de indexación, llamada prima móvil. “Dirigentes sindicales, que pidieron se guardara reserva sobre sus nombres, se expresaron adversamente contra la aplicación de la prima móvil, toda vez que ella aumentaría la especulación y obligaría al país a afrontar una nueva inflación de origen salarial” (*La República*, 26 de junio de 1963).

Esta fue la lección de la ley de salarios de 1963: el Gobierno y las centrales obreras aprendieron que un aumento de los salarios nominales no soluciona el problema de bajos ingresos. Por el contrario, lleva a un espiral de precios y salarios. El desmonte de la prima móvil permitió que la inflación se mantuviera flexible, de forma que regresó a un dígito a finales de 1964.

El FMI resumió las lecciones de la ley de salarios así: “aunque el aumento del nivel de precios en la segunda mitad de 1963 ameritaba la puesta en efecto de la cláusula de indexación de la ley de salarios de enero de 1963, no se hará ningún aumento de salarios porque tanto las centrales obreras como el Gobierno se oponen a la implementación de esta cláusula” (FMI 1964: 3). “Las centrales obreras han expresado públicamente su preferencia por negociar los aumentos salariales futuros por medio de la negociación con los empresarios [...] las autoridades colombianas se han suscrito al principio que los aumentos salariales deben relacionarse con los aumentos en la productividad” (FMI, 1964: 14 y 15).

## Recuadro 2

### Apoyo de sostenimiento de los aprendices y formación para el trabajo

El SM no es la única rigidez en la remuneración del trabajo que tiene efectos sobre la economía colombiana. Ejemplo de ello es el apoyo de sostenimiento (AS) de los aprendices, cuyo valor no solo está atado al SM, sino que también está regulado por la ley. En este recuadro se estudia el efecto del aumento exógeno en el AS que tuvo lugar en 2014 (dada su regulación) sobre la demanda de aprendices por parte de las empresas y, con ella, en la formación de capital humano<sup>136</sup>.

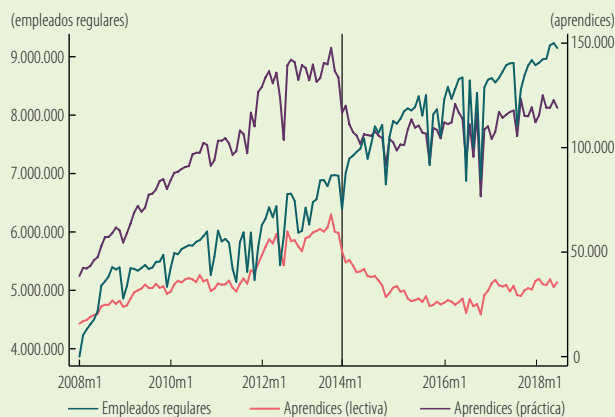
La Ley 789 de 2002, marco regulatorio de la formación para el trabajo, estipula que los aprendices reciban un AS mensual cuyo valor mínimo depende de la fase de aprendizaje, el nivel del SM y la holgura del mercado laboral. En la fase lectiva, el AS equivale al 50 % de un SMMLV. En la fase práctica, el AS equivale al 75 % de un SMMLV, cuando la tasa de desempleo sea mayor que el 10 %, y al 100 % de 1 SMMLV cuando la tasa de desempleo sea menor que 10 %<sup>137</sup>. La misma ley establece, además, que los establecimientos deben cumplir con unas cuotas de aprendices que varían con el número de empleados. De acuerdo con la norma, las empresas con menos de quince empleados no están obligadas a tener aprendices, mientras que aquellas con quince o más trabajadores sí. Las empresas que tengan entre quince y veinte tendrán un aprendiz y deberán sumar uno por cada veinte trabajadores; pero a partir de este umbral, se agregará un aprendiz por fracción de diez empleados o más que no exceda de veinte<sup>138</sup>.

En 2014 se hizo efectivo un ajuste al alza del AS de los aprendices en etapa práctica, dado que la tasa de desempleo nacional promedio pasó del 10,4 % en 2012 al 9,6 % en 2013. Este cambio coincidió con una caída importante en el número de aprendices registrados en la PILA, que pasó de 192.839 en diciembre de 2013 a 142.582 en junio de 2014 (Gráfico R2.1). No sucedió lo mismo con el número de trabajadores regulares de las empresas, el cual siguió creciendo durante este periodo. Si bien la caída fue más pronunciada entre los aprendices en fase práctica, también cayeron de forma importante aquellos en etapa lectiva. Lo anterior indica que el incremento en el AS en la fase práctica también afectó de manera indirecta la demanda de aprendices en la fase lectiva.

Dado que no existía certeza sobre el momento en el cual se iba a dar el incremento en el AS de los aprendices, esta situación se puede asimilar

**Gráfico R2.1.**  
Número total de aprendices y empleados regulares (2008-2019)

El aumento del apoyo de sostenimiento en 2014 coincidió con una caída importante en el número de aprendices registrados en la PILA, que pasó de 192.839 en diciembre de 2013 a 142.582, en junio de 2014.



Nota: la línea vertical corresponde a enero de 2014, mes en el cual sube la remuneración de los aprendices en etapa práctica al 100 % de 1 SMMLV.

Fuente: PILA; cálculos de Arango, Bonilla y Flórez (2022).

136 Este recuadro resume algunos de los resultados presentados por Arango, Bonilla y Flórez (2022).

137 Si el aprendiz es estudiante universitario, el AS mensual no podrá ser inferior a 1 SMMLV. El Decreto 541 del 2008, que reglamenta la Ley 789 de 2002, establece que la tasa de desempleo, para determinar el cambio en el AS, es el promedio de la tasa nacional entre el 1 de enero y el 31 de diciembre del año inmediatamente anterior.

138 El SENA es el organismo encargado de determinar el número mínimo obligatorio de aprendices en cada empresa. Para determinar el número de empleados de cada empresa, con el cual se calcula la cuota de contratación de aprendices, se excluyen algunos oficios y ocupaciones (véase el anexo del artículo 1 del Acuerdo 0009 de 2005). El cálculo se hace a partir del promedio de trabajadores no excluidos registrados en el semestre inmediatamente anterior. Las empresas que no puedan o no quieran cumplir con la cuota mínima de aprendices, deben pagar al SENA una cuota mensual equivalente al 5 % de un SMMLV por el número total de trabajadores no excluidos. Tanto las entidades públicas como algunos sectores, como la construcción, están excluidos de la obligación de tener aprendices.



a un experimento natural que permite estimar el efecto causal del aumento en el AS en la demanda de aprendices por parte de los establecimientos. Para ello, se hace una estimación de diferencia-en-diferencias, la cual compara el número de aprendices contratados con el número mínimo requerido por la ley, antes y después del cambio del AS ocurrido en 2014. Con este propósito, se toma información de la PILA sobre el número de aprendices y empleados regulares agregados por sector económico a dos dígitos CIIU y semestre<sup>139</sup>. El número mínimo de aprendices requeridos se calcula a partir del promedio de trabajadores regulares registrados en el semestre inmediatamente anterior dividido por 20<sup>140</sup>. La base de datos se organiza de tal forma que en cada semestre haya dos observaciones por cada sector económico, que corresponden al número de aprendices contratados y al número de aprendices requeridos por la ley. El modelo estimado es<sup>141</sup>:

$$y_{ijt} = \alpha A_{ij} + \gamma Post_t + \beta A_{ij} \times Post_t + \eta_i + \delta_t + \varepsilon_{ijt} \quad (R.1)$$

siendo  $y_{ijt}$  el número de aprendices contratados ( $j=1$ ) y requeridos ( $j=0$ ) en el sector económico  $i$  en el semestre  $t$ . La variable  $A_{ij}$  toma el valor de 1 para aprendices contratados y 0 para los requeridos, y la variable  $Post_t$  toma el valor de 1 entre el primer semestre de 2014 y el segundo semestre de 2018.  $\beta$ , el parámetro de interés, refleja la brecha entre los aprendices contratados y requeridos por sector económico. Las regresiones incluyen efectos fijos de sector ( $\eta_i$ ) y de tiempo ( $\delta_t$ ), que dan cuenta de las características observadas y no observadas de cada sector, así como de choques comunes<sup>142</sup>; finalmente,  $\varepsilon_{ijt}$  es el término de error.

El Cuadro R2.1 presenta los resultados de las estimaciones. En la columna (1) se incluyen todas las firmas para el agregado por sectores económicos, mientras que en las columnas (2) y (3) se presentan los resultados para establecimientos con quince empleados o más (grandes) y establecimientos con menos de quince empleados (pequeños). De manera similar, las columnas (4) y (5) presentan los coeficientes estimados según los salarios promedio pagados por los establecimientos a sus trabajadores. El coeficiente de la variable  $A_{ij} \times Post_t$  refleja el efecto causal del cambio en el AS sobre el número de aprendices contratados frente a los requeridos. Como puede verse, el cambio en el AS produjo una reducción aproximada de 4.459 aprendices, lo cual equivale a una caída del 35 % en la demanda observada de aprendices, en relación con la esperada.

**Cuadro R2.1**  
Modelo de diferencia en diferencias

Variables	Todos los establecimientos	Tamaño de los establecimientos		Establecimientos según salarios pagados	
	(1)	Grandes (2)	Pequeñas (3)	Altos (4)	Bajos (5)
<i>Post</i>	-1,094*** (285,7)	-1,141*** (296,6)	46,27 (69,08)	-81,25 (666,4)	-998,3 (717,4)
<i>A<sub>ij</sub></i>	-1,685** (659,5)	-1,619** (713,5)	-65,98 (127,8)	-452,3*** (120,4)	-1,235** (578,9)
<i>A<sub>ij</sub> × Post</i>	-1,557** (623,8)	-957,8** (402,1)	-598,8** (231,1)	-1,416** (556,7)	-140,1 (112,7)
R <sup>2</sup>	0,125	0,113	0,123	0,242	0,116
Observaciones	2.440	2.440	2.440	2.440	2.440

Nota: \*\*\* corresponde al nivel de significancia del 1 %, \*\* del 5 %, y \* del 10 %. Los valores en paréntesis representan los errores estándar (clusterizados por sector económico).

Fuente: PILA; cálculos de Arango, Bonilla y Flórez (2022).

139 Dado que no están sujetos a la obligación, se excluyen del análisis las entidades públicas y las empresas del sector construcción.

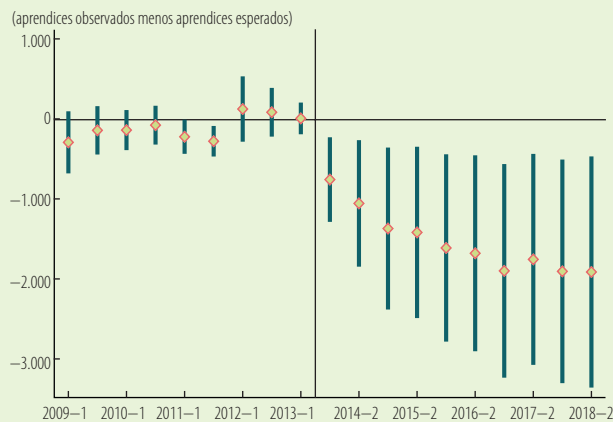
140 Esta medida es aproximada, dado que los datos no permiten identificar cuántos de los trabajadores regulares pertenecen a oficios y ocupaciones excluidas.

141 Arango, Bonilla y Flórez (2022) presentan una discusión más detallada sobre la metodología y los supuestos utilizados en la estimación.

142 Adicionalmente, estas regresiones incluyen tendencias específicas de sector a un dígito, las cuales permiten modelar diferentes tendencias de largo plazo en el empleo y la demanda de aprendices en los distintos sectores (véase Arango, Bonilla y Flórez, 2022).

### Gráfico R2.2 Efecto del aumento en el valor del apoyo de sostenimiento sobre la demanda de aprendices

Antes del aumento del apoyo de sostenimiento de los aprendices, la relación entre los contratados y requeridos era ligeramente negativa o no significativa. Después del primer semestre de 2014, la brecha entre los aprendices contratados y requeridos creció de manera continua.



Notas: la línea vertical representa el mes de referencia: segundo semestre de 2013, periodo anterior al cambio del AS. Los intervalos de confianza son del 95 %.

Fuente: PILA; cálculos de Arango, Bonilla y Flórez (2022).

Las columnas (2) y (3) del Cuadro R2.1 muestran que el efecto del cambio en el AS en la demanda de aprendices es mayor en las empresas grandes, donde la demanda de aprendices es obligatoria, con una reducción promedio de 957,8 aprendices. Aunque en menor magnitud, este efecto también es negativo en las empresas pequeñas (-598,8). Lo anterior indica que el efecto de la rigidez en la remuneración de los aprendices es considerablemente menor cuando la contratación de aprendices es opcional. Las columnas (4) y (5), por su parte, muestran que la mayor parte de la reducción se dio en empresas que pagan salarios relativamente altos, con efectos de 1.416 aprendices para el primer grupo, y de 140,1 en el segundo, resultado similar al de Caicedo *et al.* (2020).

Como un análisis complementario, se estima un modelo de estudio de eventos (ES), que permite capturar la magnitud del efecto en cada momento del tiempo. Los resultados se presentan en el Gráfico R2.2. Como puede verse, previo al cambio en el AS, la relación entre los aprendices contratados y requeridos es ligeramente negativa y estadísticamente no significativa durante los tres semestres que preceden a la reforma. Sin embargo, a partir del primer semestre de 2014 la brecha entre los aprendices contratados y requeridos crece de manera importante y persistente, en comparación con el segundo semestre de 2013, situándose -1.000 y -2.000.

En conclusión, los resultados presentados en este recuadro indican que aumentos desproporcionados del AS de los aprendices, como el que se presentó en 2014 (33 % en el AS), afectaron negativamente la demanda de aprendices por parte de los establecimientos. A dicho incremento se sumó el propio aumento que tuvo el SM en 2014, el cual fue del 4,5 % según se acordó en la Comisión Permanente de Concertación de Políticas Salariales y Laborales. Los resultados indican que este cambio generó una disminución persistente y significativa de entre 1.500 a 2.000 aprendices por semestre. Lo anterior tiene un efecto adverso importante en la formación de capital humano, que tiene repercusiones no solo en los ingresos futuros de dichos trabajadores, sino también en la productividad laboral y el crecimiento de largo plazo de la economía.

## Referencias

- Aaronson, Daniel. 2001. "Price Pass Through and the Minimum Wage", *The Review of Economics and Statistics*, 83: 158-169.
- Aguirre, Yenny. 2011. "Efectos del SM sobre el estatus laboral de los jóvenes en Colombia", Universidad de Antioquia, Borradores Departamento de Economía (40).
- Ahlfeldt Gabriel, Duncan y Tobias Seidel. 2022. "Optimal Minimum Wage", CEPR Discussion Paper (16913).
- Aiyagari, S. Rao. 1994. "Uninsured Idiosyncratic Risk and Aggregate Saving", *The Quarterly Journal of Economics*, 109(3): 659-684 [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.2307/2118417>
- Amodio, Francesco, y Nicolás de Roux. 2021. "Labor Market Power in Developing Countries: Evidence from Colombian Plants", IZA Discussion Paper (14390).
- Annabi, Nabil, John Cockburn y Bernard Decaluwe. 2006. "Functional Forms and Parametrization of CGE Models", Cuadernos de Investigación MPIA (2006-04), PEP-MPIA.
- Arango, Carlos y Angélica Pachón. 2007. "Minimum Wages in Colombia: Favoring the Middle Class with a Bite on the Poor", *Ensayos sobre Política Económica* 25(55): 148-193.
- Arango, Luis E., Luz K. Ardila, y Miguel Gómez. 2011. "Efecto del cambio del salario mínimo en el precio de las comidas fuera del hogar en Colombia". En *El mercado de trabajo en Colombia: hechos, tendencias e instituciones*, editado por Enrique López-Enciso y Franz Hamman. Cap. 21, 872, Bogotá: Banco de la República. [en línea], disponible en: <http://babel.banrepultural.org/digital/collection/p17054coll18/id/314/rec/2>
- Arango, Luis E. y Luz Adriana Flórez. 2020a. "Regional Labour Informality in Colombia: a Proposal for a Differential Minimum Wage", *Journal of Developing Studies* 57(6): 1016-1037, disponible en: <https://doi.org/10.1080/00220388.2020.1841170>
- Arango, Luis E. y Luz Adriana Flórez. 2020b. "Determinants of Structural Unemployment in Colombia: a Search Approach", *Empirical Economics* 58: 2431-2464, <https://doi.org/10.1007/s00181-018-1572-y>
- Arango, Luis E., Luz Adriana Flórez y Laura D. Guerrero. 2020. "Minimum Wage Effects on Informality across Demographic Groups in Colombia", Borradores de Economía (1104), Banco de la República [en línea], disponible en: <https://repositorio.banrep.gov.co/handle/20.500.12134/9810>
- Arango, Luis E., Andrés F. García y Carlos E. Posada. 2013. "Inflación y desempleo en Colombia: Nairu y tasa de desempleo compatible con la meta de inflación. 1984-2010". En *El mercado de trabajo en Colombia: Hechos, tendencias e instituciones*, editado por Luis Eduardo Arango y Franz Hamann. Bogotá: Banco de la República, 333-356.
- Arango, Luis E., Paula Herrera y Carlos E. Posada. 2008. "El salario mínimo: aspectos generales sobre los casos de Colombia y otros países", *Ensayos sobre Política Económica* 26 (56): 15-71 [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.32468/Espe.5606>
- Arango, Luis E., Jesús A. Botero, Eleonora Dávalos, Daniela Gallo y Estefany Hernández. 2022. "Efectos fiscales y distributivos del salario mínimo en Colombia", Borradores de Economía (por publicarse), Banco de la República.
- Arango, Luis E., Francesca Castellani y Nataly Obando. 2019. "Heterogeneous Labour Demand in the Colombian Manufacturing Sector", *Journal of Labour Market Research*, 53, <https://doi.org/10.1186/s12651-018-0252-x>
- Arango, Luis E. y Carlos E. Posada. 2009. "The Time-Varying Long-Run Rate of Unemployment in Colombia", *Investigación Económica* 68(269): 143-166.
- Arango, Luis E. y Sergio Rivera. 2022. "Moderate Wage Increases and Flexible Labour Contracts to Protect Employment in Colombian Manufacturing", *Journal of Policy Modeling*, <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2022.07.002>
- Arrow, Kenneth J. 1964. "The Economic Implications of Learning-By-Doing", *Review of Economic Studies* 29(3): 155-173, Oxford University Press.
- Autor, David H., Alan Manning, y Christopher L. Smith. 2016. "The Contribution of the Minimum Wage to US Wage Inequality over Three Decades: A Reassessment." *American Economic Journal: Applied Economics* 8(1): 58-99 [en línea], disponible en: <http://dx.doi.org/10.1257/app.20140073>
- Ball, Laurence y Gregory Mankiw. 2002. "The Nairu in Theory and Practice", *Journal of Economic Perspectives* 16(4): 115-136 [en línea], disponible en: <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/089533002320951000>

- Banco de la República. 2018. “Evolución de la inflación y decisiones de política monetaria”, en <https://www.banrep.gov.co/es/noticias/jjechavarria-presenta-informe-inflacion-febrero-2018>
- Banco de la República. 2019. Minutas de la reunión de la Junta Directiva del Banco de la República, Bogotá, en: <https://www.banrep.gov.co/es/minutas-03-2019>
- Banco de la República. 2017. “Situación actual y perspectivas de la economía colombiana”, en <https://www.banrep.gov.co/es/presentacion-inflacion-2017-2>
- Batini, Nicoletta, Paul Levine y Emanuela Lotti. 2011. “The Costs and Benefits of Informality”, Discussion Papers (0211), School of Economics, University of Surrey.
- Becker, Gary S. 1967. *Human Capital and the Personal Distribution of Income: An Analytical Approach*. New York: Inst. Publ. Admin., University of Michigan.
- Bell, Linda A. 1997. “The Impact of Minimum Wages in Mexico and Colombia”, *Journal of Labour Economics*, 15(3): 102-135.
- Belman, Dale, y Paul J. Wolfson. 2014. *What Does the Minimum Wage Do?* Kalamazoo, MI: W. E. Upjohn Institute for Employment Research. [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.17848/9780880994583>
- Bernal, Raquel. 2009. “The Informal Labor Market in Colombia: Identification and Characterization”, *Desarrollo y Sociedad* (63): 145-208 [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.13043/dys.63.4>
- Bernal, Raquel, Marcela Eslava, Marcela Meléndez y Álvaro Pinzón. 2017. “Switching from Payroll Taxes to Corporate Income Taxes: Firms’ Employment and Wages after the Colombian 2012 Tax Reform. Inter-American Development Bank”, Technical Note, IDB-TN-1268.
- Bernal, Raquel, Jorge González, Juan Carlos Henao, Roberto Junguito, Marcela Meléndez, Armando Montenegro, Juan Carlos Ramírez, José Darío Uribe y Leonardo Villar. 2017. *Comisión del Gasto y la Inversión Pública*. Fedesarrollo.
- Blanchard, Oliver. 1991. “Wage Bargaining and Unemployment Persistence”, *Journal of Money Credit and Banking* (23): 277-292.
- Blanchard, Olivier y Lawrence Katz. 1997. “What We Know and Do Not Know about the Natural Rate of Unemployment”, *Journal of Economic Perspectives* 11(1): 51-72.
- Bossier, Mario y Thorsten Schank. 2020. “Wage Inequality in Germany after the Minimum Wage Introduction”, IZA Discussion Paper Series (13003).
- Botero, Jesús. 2013. “Desempleo e informalidad en Colombia: un análisis de equilibrio general computable.” Capítulos, en: Arango T., Luis E., y Franz A. Hamann. Ed, *El mercado de trabajo en Colombia: hechos, tendencias e instituciones*, capítulo 19): 795-839, Banco de la República de Colombia.
- Botero, Jesús, Cristian Castrillón, Humberto Franco, Álvaro Hurtado y Cristian Vargas. 2020. “Formality and Informality in an Emerging Economy: The Colombian Case” (mimeo), Eafit.
- Brochu, Pierre, y David A. Green. 2013. “The Impact of Minimum Wages on Labour Market Transitions”, *Economic Journal* 123(573): 1203-1235 [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.1111/eoj.12032>
- Broecke, Stijn, Alessia Forti y Marieke Forti. 2017. “The Effect of Minimum Wages on Employment in Emerging Economies: A Survey and Meta-analysis”, *Oxford Development Studies* 45(3): 366-339 [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.1080/13600818.2017.1279134>
- Brown, Charles. 1999. “Minimum wages, employment, and the distribution of income.” in Ashenfelter, Orley, y David Card. eds. *Handbook of Labor Economics* 3, capítulo 32): 2101-2163. Elsevier Science B. V.
- Brown, Charles, Curtis Gilroy y Andrew Kohen. 1982. “The Effect of the Minimum Wage on Employment and Unemployment”, *Journal of Economic Literature* XX(2): 487-528.
- Bureau of Labor Statistics. 1970. *Youth Unemployment and Minimum Wages*, U. S. Department of Labor, *Bulletin* 1657.
- Burkhauser, Richard, Kenneth Couch y David Wittenburg. 2000a. “Who Minimum Wage Increases Bite: An Analysis Using Monthly Data from the SIPP and the CPS”, *Southern Economic Journal* (67): 16-40, [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.1002/j.2325-8012.2000.tb00319.x>
- Burkhauser, Richard, Kenneth Couch y David Wittenburg. 2000b. “A Reassessment of the New Economics of the Minimum Wage Literature with Monthly data from the Current Population Survey”, *Journal of Labor Economics* 18(4): 653-680 [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.1086/209972>
- Caicedo, Santiago, Miguel Espinosa y Arthur Seibold. 2020. “Unwilling to Train? Firm Responses to the Colombian Apprenticeship Regulation”, Working Paper Series (8598), CESifo.

- Campolieti, Michele, Tony Fang y Morley Gunderson. 2005a. "Minimum Wage Impacts on Youth Employment Transitions, 1993-1999", *Canadian Journal of Economics* (38): 81-104 [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.1111/j.0008-4085.2005.00270.x>
- Campolieti, Michele, Tony Fang y Morley Gunderson. 2005b. "How Minimum Wages Affect Schooling-Employment Outcomes in Canada, 1993-1999", *Journal of Labor Research* (26): 533-545 [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.1007/s12122-005-1019-z>
- Canelas, Carla. 2014. "Minimum Wage and Informality in Ecuador", Working Paper (2014/006), World Institute for Development Economics Research [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.35188/UNU-WIDER/2014/727-1>
- Card, David. 1992a. "Do Minimum Wages Reduce Employment? A Case Study of California, 1987-89", *Industrial Labour Relations Review* 46(1): 38-54 [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.1177/001979399204600104>
- Card, David. 1992b. "Using Regional Variation in Wages to Measure the Effects of the Federal Minimum Wage", *Industrial Labour Relations Review* 46(1): 22-37 [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.2307/2524736>
- Card, David y Alan Krueger. 1994a. "A Living Wage? The Effects of the Minimum Wage on the Distribution of Wages, the Distribution of Family Earnings, and Poverty", Working Paper (712), Princeton University.
- Card, David y Alan Krueger. 1994b. "Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania", *American Economic Review* 84(4): 772-793. <https://www.jstor.org/stable/2118030>
- Card, David y Alan Krueger. 1995a. *Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wage*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Card, David y Alan Krueger. 1995b. "Time-Series Minimum-Wage Studies: A Meta-Analysis", *The American Economic Review* 85(2): 238-243 [en línea], disponible en: <http://www.jstor.org/stable/2117925>
- Card, David y Alan Krueger. 2000. "Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania", *American Economic Review* 90(5): 1397-1420 [en línea], disponible en: <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.90.5.1397>
- Cárdenas, Mauricio y Carolina Mejía. 2007. "Informalidad en Colombia: nueva evidencia" Documentos de Trabajo (35), Fedesarrollo [en línea], disponible en: <https://www.repository.fedesarrollo.org.co/handle/11445/805>
- Clavijo, Sergio. 2009. "Social Security Reforms in Colombia: Striking Demographic and Fiscal Balances", en *Pension Reform, Fiscal Policy and Economic Performance* [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.5089/9781451872057.001>
- Davis, Steven J., Jhon C. Haltiwanger y Scott Schuh. 1996. *Job Creation and Destruction in US Manufacturing*. Cambridge: Cambridge/Mass.
- De Linde, Leonard, Megan Stanley y Hristos Doucouliagos. 2014. "Does the UK Minimum Wage Reduce Employment? A Meta-Regression Analysis", *British Journal of Industrial Relations* 52(3): 499-520 [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.1111/bjir.12031>
- De Roux, Nicolás, Marcela Eslava, Santiago Franco y Eric Verhoogen. 2021. "Estimating Production Functions in Differentiated-Product Industries with Quantity Information and External Instruments", NBER Working Paper (28323) [en línea], disponible en: <http://www.nber.org/papers/w28323>
- DANE. 2022. Comunicado de prensa: pobreza monetaria, año 2021, 26 de abril de 2022 [en línea], disponible en: [https://www.dane.gov.co/files/investigaciones/condiciones\\_vida/pobreza/2021/Comunicado-pobreza-monetaria\\_2021.pdf](https://www.dane.gov.co/files/investigaciones/condiciones_vida/pobreza/2021/Comunicado-pobreza-monetaria_2021.pdf)
- Dinkelman, Taryn y Vimal Ranchhod. 2012. "Evidence on the Impact of Minimum Wage Laws in an Informal Sector: Domestic Workers in South Africa", *Journal of Development Economics* (99): 27-45 [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2011.12.006>
- Domeij, David y Jonathan Heathcote. 2003. "On the Distributional Effects of Reducing Capital Taxes", *International Economic Review*, 45(2): 523-554, [en línea] disponible en: <http://www.jstor.org/stable/3663530>
- Dornbusch, Rudiger y Sebastian Edwards. 1990. "Macroeconomic Populism", *Journal of Development Economics* 32(2): 247-277.
- Dornbusch, Rudiger y Sebastian Edwards. 1991. *The Macroeconomics of Populism in Latin America*, Chicago: University of Chicago Press.



- Doucouliaqos, Hristos y Tom Stanley. 2009. "Publication Selection Bias in Minimum-Wage Research? A Meta-Regression Analysis", *British Journal of Industrial Relations* 47(2): 406-428 [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.1111/j.1467-8543.2009.00723.x>
- Dube, Arandrajit. 2014. "Designing Thoughtful Minimum Wage Policy at the State and Local Levels". En *Policies to Address Poverty in America*, 137-146, Melissa S. Kearney y Benjamin H. Harris editores. Washington, D. C.: The Hamilton Project [en línea], disponible en: [https://www.hamiltonproject.org/assets/files/policies\\_address\\_poverty\\_in\\_america\\_full\\_book.pdf#page=139](https://www.hamiltonproject.org/assets/files/policies_address_poverty_in_america_full_book.pdf#page=139)
- Dube, Arindrajit. 2019. "Minimum Wages and the Distribution of Family Incomes", *American Economic Journal: Applied Economics* 11(4): 268-304 [en línea], disponible en: <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/app.20170085>
- Dube, Arindrajit, William Lester, y Michael Reich. 2010. "Minimum Wage Effects across State Borders: Estimates Using Contiguous counties", *Review of Economics and Statistics* 92(4): 945-964 [en línea], disponible en: <https://www.jstor.org/stable/40985804>
- Dube, Arindrajit, William Lester y Michael Reich. 2016. "Minimum Wage Shocks, Employment Flows, and Labor Market Frictions", *Journal of Labor Economics* 34(3): 663-704 [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.1086/685449>
- Duran L., Jose, y Santacruz Banacloche. 2021. *Análisis económicos a partir de matrices de insumo producto. Definiciones y aplicaciones para América Latina, Naciones Unidas y Cepal*. Santiago de Chile [en línea], disponible en: [chrome-extension://efaidnbmnnnibpcajpcgclefindmkaj/https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/47537/1/S2100733\\_es.pdf](chrome-extension://efaidnbmnnnibpcajpcgclefindmkaj/https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/47537/1/S2100733_es.pdf)
- Echavarría, Juan José, Enrique López, Sergio Ocampo y Norberto Rodríguez. 2013. "Choques, instituciones laborales y desempleo en Colombia". En: *El mercado de trabajo en Colombia: hechos, tendencias e instituciones*, 753-791, Luis Eduardo Arango y Franz Hamann editores. Bogotá: Banco de la República.
- Edward, Sebastián. 1990. "On Latin American Populism, and Its Echoes around the World", *Journal of Economic Perspectives*, 33(4): 76-99.
- Engbom, Niklas y Christian Moser. 2021. "Earnings Inequality and the Minimum Wage: Evidence from Brazil", NBER Working Paper Series (28831) [en línea], disponible en: <http://www.nber.org/papers/w28831>
- Essama N., Boniface y Peter J. Lambert. 2012. "Chapter 6: Influence Functions for Policy Impact Analysis". En: *Inequality, Mobility and Segregation: Essays in Honor of Jacques Silber. Research on Economic Inequality* 20, 135-159 John Bishop y Robert Salas editores. Bingley: Ed. Emerald Group Publishing Limited [en línea], disponible en: [https://www.emerald.com/insight/content/doi/10.1108/S1049-2585\(2012\)0000020009/full/html](https://www.emerald.com/insight/content/doi/10.1108/S1049-2585(2012)0000020009/full/html)
- Estupiñán, Karl y Claudio René. 2004. "How Can Tax Policies and Macroeconomic Shocks Affect the Poor? A Quantitative Assessment Using a Computable General Equilibrium Framework for Colombia", *Ensayos sobre Política Económica* 46, Edición Especial: 450-519, en: <http://hdl.handle.net/1992/21636>
- Faia, Ester y Tommaso Monacelli. 2008. "Optimal Monetary Policy in a Small Open Economy with Home Bias", *Journal of Money, Credit and Banking* 40(4): 721-750 [en línea], disponible en: <http://www.jstor.org/stable/25096275>
- Fairris, David y Roberto Pedace. 2004. "The Impact of Minimum Wages on Job Training: An Empirical Exploration with Establishment Data", *Southern Economic Journal* 70(3): 566-583 [en línea], disponible en: [https://www.jstor.org/stable/4135331?origin=crossref#metadata\\_info\\_tab\\_contents](https://www.jstor.org/stable/4135331?origin=crossref#metadata_info_tab_contents)
- Fernández, Cristina, Kezia Lilenstein, Morné Oosthuizen y Leonardo Villar. 2017. "Reconciling Opposing Views towards Labour Informality. The Case of Colombia and South Africa", *Fedesarrollo* [en línea], disponible en: <http://hdl.handle.net/11445/3621>
- Fernández, Cristina y Leonardo Villar. 2016a. "A Taxonomy of Colombia's Informal Labor Market", *Coyuntura Económica* 73(1): 15-50 [en línea], disponible en: <http://hdl.handle.net/11445/3304>
- Fernández, Cristina y Leonardo Villar. 2016b. "The Impact of Lowering the Payroll Tax on Informality in Colombia", Working Paper (72), Fedesarrollo [en línea], disponible en: <http://hdl.handle.net/11445/3300>
- Fernández, Cristina y Leonardo Villar. 2017. "The Impact of Lowering the Payroll Tax on Informality in Colombia", *Economía Journal*, 18(1): 125-155.



- Firpo, Sergio, Nicole Fortin y Thomas Lemieux. 2009. "Unconditional Quantile Regressions", *Econometrica* 77(3): 953-973.
- Flinn, Christopher J. 2010. *The Minimum Wage and Labor Market Outcomes*. Cambridge: The MIT Press.
- Flórez, Luz A., Didier Hermina y Leonardo F. Morales. 2022. "The Heterogeneous Effect of Minimum Wage on Labor Market Flows in Colombia", Borradores de Economía (por publicarse), Banco de la República.
- Flórez, Luz A., Leonardo F. Morales, Daniel Medina y José Lobo. 2021. "Labor Flows across Firm Size, Age, and Economic Sector in Colombia vs. the United States", *Small Bus. Econ.* (57): 1569-1600 [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.1007/s11187-020-00362-8>
- Galiani, Sebastian y Federico Weinschelbaum. 2012. "Modelling Informality Formally: Households y Firms", *Economic Inquiry* 50(3): 821-838 [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.2011.00413.x>
- Gálrao, Francisco. 2004. "Are Minimum Wages to Blame for Informality in the Labour Market?", *Empirica* (31): 295-306 [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.1007/s10663-004-2639-x>
- Garita, Jonathan. 2020. "Minimum Wages and Firm Dynamics: Evidence from Costa Rica's Occupation-Based System". En: <https://ssrn.com/abstract=3727791>
- Gindling, Thomas y Katherine Terrell. 2004. "Legal Minimum Wages and the Wages of Formal and Informal Sector Workers in Costa Rica", Working Papers Series (2004-647), William Davidson Institute at the University of Michigan.
- Glover, Andrew. 2019. "Aggregate Effects of Minimum Wage Regulation at the Zero Lower Bound", *Journal of Monetary Economics* (107): 114-128 [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2018.11.001>
- Gómez, Javier. 2016. "Inflación de costos: las devaluaciones de los años cincuenta y el brote populista de 1963", Borradores de Economía (924), Banco de la República.
- Gómez, Javier. 2017. Proceedings of the 4th Annual Conference of the Bilateral Assistance y Capacity Building for Central Banks. Policy Responses to Commodity Price Fluctuations. 4.
- Gómez, Javier y Juan M. Julio-Román. 2016. "Riesgo sistémico, demanda agregada y precios de los productos básicos: aplicación a Colombia", *Monetaria*, 0(1): 1-43, Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos.
- González, Andrés, Lavan Mahadeva, Juan D. Prada y Diego Rodríguez. 2011. "Policy Analysis Tool Applied to Colombian Needs: Patacon Model Description", *Ensayos sobre Política Económica* 29(66): 222-245.
- González, Eliana R., Ramón Hernández, Édgar Caicedo, Nicolás Martínez, José Romero y Anderson Grajales. 2020. "Nueva clasificación del Banrep de la canasta del IPC y revisión de las medidas de inflación básica en Colombia", Borradores de Economía (1122), Banco de la República.
- Gramlich, Edward. 1976. "Impact of Minimum Wages on Other Wages, Employment and Family Incomes", *Brookings Papers on Economic Activity* (7): 409-451.
- Granda, Catalina y Franz Hamann. 2020. "On the Aggregate Implications of Removing Barriers of Formality", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 102(2): 203-20 [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.20955/r.102.203-20>
- Granda, Catalina, Franz Hamann y César E. Tamayo. 2019. "Credit and Saving Constraints in General Equilibrium: A Quantitative Exploration", *Journal of Development Economics* (140): 302-319 [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2019.06.007>
- Ham, Andrés. 2018. "The Consequences of Legal Minimum Wages in Honduras", *World Development* (102): 135-157, Elsevier.
- Hamann, Franz, César Anzola, Óscar Ávila, Juan C. Ávila, Anderson Grajales, Alexander Guarín, Juan C. Méndez, Juan J. Ospina y Mario A. Ramos. 2021. "Monetary Policy Response to a Migration Shock: An Analysis for a Small Open Economy", Borradores de Economía (1153) [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.32468/be.1153>
- Harasztosi, Peter y Attila Lindner. 2019. "Who Pays for the Minimum Wage?", *American Economic Review* 109(8): 2693-2727, en: <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.20171445>
- Hernández, Gustavo y Francisco Lasso. 2003. "Estimación de la relación entre SM y empleo en Colombia: 1984-2000", *Revista de Economía del Rosario* 6(2): 11-17, en: <https://revistas.urosario.edu.co/index.php/economia/article/view/1018>
- Hernández, Gustavo y Enrique Pinzón. 2006. "El efecto del SM sobre el empleo y los salarios", Archivos de Economía (316), Departamento Nacional de Planeación.

- Hirsch, Barry T., Bruce E. Kaufman y Tetyana Zelenska. 2015. "Minimum Wage Channels of Adjustment", *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society* 54(2): 199-239 [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.1111/irel.12091>
- Huber, Peter J. y Elvezio M. Ronchetti. 2009. *Robust statistics*. segunda edición, New York: John Wiley and Sons.
- International Labour Organization, ILO. 1970. Convención de Fijación del Salario Mínimo. Consultado, en: [https://www.ilo.org/dyn/normlex/es/f?p=NORMLEXPUB:12100:0::NO::P12100\\_INSTRUMENT\\_ID:312276](https://www.ilo.org/dyn/normlex/es/f?p=NORMLEXPUB:12100:0::NO::P12100_INSTRUMENT_ID:312276)
- International Monetary Fund. 1964. Colombia-Request for Stand-By Arrangement, EBS/64/24.
- Julio R., Juan M., Héctor M. Zárate y Manuel D. Hernández. 2010. "The Stickiness of Colombian Consumer Prices", *Ensayos sobre Política Económica* 28 (63): 100-153, Banco de la República, disponible en: <https://ideas.repec.org/a/bdr/ensayo/v28y2010i63p100-153.html>
- Katz, Lawrence F. y Alan B. Krueger. 1992. "The Effect of the Minimum Wage on the Fast-Food Industry", *ILR Review* 46(1): 6-21 [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.1177/001979399204600102>
- Katzkowicz, Sharon, Gabriela Pedetti, Martina Querejeta y Marcelo Bergolo. 2021. "Low-Skilled Workers and the Effects of Minimum Wage in a Developing Country: Evidence Based on a Density-Discontinuity Approach", *World Development* 139 [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2020.105279>
- Khamis, Melanie. 2008. "Does the Minimum Wage Have a Higher Impact on the Informal than on the Formal Labour Market? Evidence from Quasi-Experiments", *Applied Economics* 45(5): 477-495.
- King, Thomas y James Morley. 2007. "In Search of the Natural Rate of Unemployment", *Journal of Monetary Economics* 54(2): 550-564, Elsevier.
- Klinger, Sabine, Anvar Musayev, Jean-Marc Natal y Enzo Weber. 2019. "Immigration and Wave Dynamics in Germany", IMF Working Papers (WP/19/301), Fondo Monetario Internacional.
- Krusell, Per, Lee E. Ohanian, José V. Ríos y Giovanni L. Violante. 2000. "Capital-Skill Complementarity and Inequality: A Macroeconomic Analysis", *Econometrica* 68(5): 1029-1053, en: [https://www.jstor.org/stable/2999442#metadata\\_info\\_tab\\_contents](https://www.jstor.org/stable/2999442#metadata_info_tab_contents)
- Kugler, Adriana, Maurice Kugler y Luis O. Herrera. 2017. "Do Payroll Tax Breaks Stimulate Formality? Evidence from Colombia's Reform", Working Paper (23308), National Bureau of Economic Research, disponible en: <http://www.nber.org/papers/w23308>
- La Porta, Rafael y Andrei Shleifer. 2014. "Informality and Development", *Journal of Economic Perspectives*, 28(3): 109-126.
- Lasso V., Francisco. 2010. "Incrementos del SM legal: ¿cuál es el impacto redistributivo del cambio en los precios relativos al consumidor?", Borradores de Economía (598), Banco de la República [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.32468/be.598>
- Lasso V., Francisco y Carmiña Vargas R. 2022. "Distribution, Inequality and Poverty in Colombia: an Assessment of the Contribution of the Minimum Wage", Borradores de Economía (por publicarse), Banco de la República.
- Lechthaler, Wolfgang y Dennis J. Snower. 2008. "Minimum Wages and Training", *Labour Economics* 15(6): 1223-1237, Elsevier.
- Lee, David S. 1999. "Wage Inequality in the United States during the 1980s: Rising Dispersion or Falling Minimum Wage?", *Quarterly Journal of Economics* 114(3): 977-1023 [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.1162/003355399556197>
- Lemos, Sara. 2008. "A Survey of the Effects of the Minimum Wage and Prices", University of Leicester (22): 187-212 [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2007.00532.x>
- Lemos, Sara. 2009. "Minimum Wage Effects in a Developing Country", *Labour Economics* 16(2): 24-237.
- Leonard, Thomas. 2000. "The Very Idea of Applying Economics: The Modern Minimum-Wage Controversy and Its Antecedents", *History of Political Economy*, 32 (suplemento): 117-144.
- Leung, Justin. 2021. "Minimum Wage and Real Wage Inequality: Evidence from Pass-Through to Retail Prices", *The Review of Economics and Statistics* 103(4): 754-769 [en línea], disponible en: [https://doi.org/10.1162/rest\\_a\\_00915](https://doi.org/10.1162/rest_a_00915)
- Lora, Eduardo y Ana M. Herrera. 1993. "Macroeconomía del salario mínimo. Debates de coyuntura económica: política salarial", Fedesarrollo (30): 21-35.
- Lucas, Robert. 1987. *Models of Business Cycles*. Oxford: Basil Blackwell.

- MacDonald, James y Daniel Aaronson. 2006. "How Firms Construct Price Changes: Evidence from Restaurant Responses to Increased Minimum Wages", *American Journal of Agricultural Economics* 88(2): 292-307 [en línea], disponible en: <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-8276.2006.00859.x>
- Maloney, William y Jairo Núñez. 2004. "Measuring the Impact of Minimum Wages. Evidence from Latin America". En *Law and Employment: Lessons from Latin American and the Caribbean*, James Heckman y Carmen Pagés editores, 109-130. Chicago: University of Chicago Press.
- Manning, Alan. 2021. "The Elusive Employment Effect of the Minimum Wage", *Journal of Economic Perspectives* 35(1): 3-26, en: <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jep.35.1.3>
- Medina, Carlos y Jairo Núñez. 2005. "The Impact of Public and Private Job Training in Colombia", Working Papers (R-484), IDB Research Network.
- Mercer. 2022. Impacto del salario mínimo en las estructuras salariales y organizacionales.
- Millea, Meghan J., Jon P. Rezek, Brian Shoup y Joshua Pitts. 2017. "Minimum Wages in a Segmented Labor Market: Evidence from South Africa", *Journal of Labor Research* (38): 335-359 [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.1007/s12122-017-9241-z>
- Mincer, Jacob. 1976. "Unemployment Effects of Minimum Wages", *Journal of Political Economy* 84(4): 87-104, en: <http://www.jstor.org/stable/1831104>
- Ministerio de Hacienda y Crédito Público. 2021. *Marco Fiscal de Mediano Plazo, 2021*, en: [https://www.minhacienda.gov.co/webcenter/ShowProperty?nodeId=%2FConexionContent%2FWCC\\_CLUSTER-165808%2F%2FidcPrimaryFile&revision=latestreleased](https://www.minhacienda.gov.co/webcenter/ShowProperty?nodeId=%2FConexionContent%2FWCC_CLUSTER-165808%2F%2FidcPrimaryFile&revision=latestreleased)
- Mondragón, Camilo, Ximena Peña y Daniel Wills. 2010. "Labor Market Rigidities and Informality in Colombia", CEDE (7), Universidad de los Andes, en: <http://hdl.handle.net/1992/8153>
- Mondragón, Camilo, Ximena Peña y Daniel Wills. 2013. "Rigideces laborales y salarios en los sectores formal e informal en Colombia", En *El mercado de trabajo en Colombia: hechos, tendencias e instituciones*, 167-202, Luis E. Arango y Franz Hamann editores. Bogotá: Banco de la República.
- Mondragón, Camilo, Ximena Peña y Daniel Wills. 2011. "Rigideces laborales y salarios en los sectores formal e informal en Colombia". En *El mercado de trabajo en Colombia: hechos, tendencias e instituciones*, Luis Eduardo Arango y Franz Hamann editores, Bogotá: Banco de la República de Colombia.
- Morales, Leonardo y Carlos Medina. 2016. "Assessing the Effect of Payroll Taxes on Formal Employment: The Case of 2012 Tax Reform in Colombia", Borradores de Economía (971), Banco de la República.
- Mosteller, Frederick y John Tukey. 1977. *Data Analysis and Regression*. Reading: Addison-Wesley.
- Neumark David, Wendy Cunningham y Lucas Siga. 2006. "The effects of the Minimum Wage in Brazil on the Distribution of Family Incomes: 1996-2001", *Journal of Development Economics* 80(1): 136-159 [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2005.02.001>
- Neumark, David. 2018. "Employment Effects of Minimum Wages", *IZA World of Labor* 6.
- Neumark, David y William Wascher. 2001. "Minimum Wages and Training Revisited", *Journal of Labor Economics* 19(3): 563-595 [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.1086/322073>
- Neumark, David y William Wascher. 2002. "Do Minimum Wages Fight Poverty?", *Economic Inquiry* 40(3): 315-333.
- Neumark, David y William Wascher. 2004a. "Minimum Wages, Labor Market Institutions, and Youth Employment: A Cross-National Analysis", *Industrial and Labor Relations Review* 57(2): 223-248 [en línea], disponible en: [https://www.jstor.org/stable/4126618#metadata\\_info\\_tab\\_contents](https://www.jstor.org/stable/4126618#metadata_info_tab_contents)
- Neumark, David y William Wascher. 2004b. "The Influence of Labour Market Institutions on the Disemployment Effects of the Minimum Wage", *CESifo DICE Report*, 2(2): 40-47.
- Neumark, David y William Wascher. 2008. *Minimum wages*. Massachusetts: MIT Press.
- Neumark, David y Peter Shirley. 2021. "Myth or Measurement: What Does the New Minimum Wage Research Say About Minimum Wages and Job Loss in the United States?", Working Paper (28388), National Bureau of Economic Research, en: <http://www.nber.org/papers/w28388>.
- Neumark, David y William Wascher. 2000. "Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania: Comment", *American Economic Review* 90(5): 1362-1396, en: <http://www.jstor.org/stable/2677855>
- Neumark, David y Olena Nizalova. 2007. "Minimum Wage Effects in the Longer Run", *Journal of Human Resources* 42(2): 435-452.
- Neumark, David, Mark Schweitzer y William Wascher. 2005. "The Effects of Minimum Wages on the Distribution of Family Incomes: A Nonparametric Analysis", *Journal of Human Resources*, 40(4): 867-894.

- Neumark, David, Mark Schweitzer y William Wascher. 2004. “Minimum Wage Effects throughout the Wage Distribution”, *The Journal of Human Resources* 39(2): 425-450, en: <https://doi.org/10.2307/3559021>
- Núñez, Jairo, y Juan D. Bonilla. 2001. “¿Quiénes se perjudican con el SM en Colombia?”, *Coyuntura Social* (24): 87-110, en: <http://hdl.handle.net/11445/1758>
- Organización para la Cooperación y Desarrollo Económicos. 2022. “The Minimum Wage is the Highest in the OECD: As a Percentage of Median Wages of Full-Time Workers in 2019”, en *OECD Economic Surveys: Colombia 2022*, Paris: OECD Publishing [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.1787/6b004cc4-en>
- Organización Internacional del Trabajo. 2014. Instrumentos relativos a la fijación de los salarios mínimos, Conferencia Internacional del Trabajo, 103.
- Organización Internacional del Trabajo. 1970. Convenio sobre la fijación de salarios mínimos. en: [https://www.ilo.org/dyn/normlex/es/f?p=NORMLEXPUB:12100:0::NO::P12100\\_INSTRUMENT\\_ID:312276](https://www.ilo.org/dyn/normlex/es/f?p=NORMLEXPUB:12100:0::NO::P12100_INSTRUMENT_ID:312276)
- Organización Internacional del Trabajo. 2016. *Guía sobre políticas en materia de sistemas de salarios mínimos*, en: <https://www.ilo.org/global/topics/wages/minimum-wages/setting-adjusting/lang-es/index.htm>
- Osorio, Lina Marcela. 2016. “Reforma tributaria e informalidad laboral en Colombia: un análisis de equilibrio general dinámico y estocástico”, *Ensayos sobre Política Económica* 34(80): 26-145 [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.1016/j.espe.2016.03.005>.
- Ospino, Carlos. 2018. “The Effects of Being Subject to the Colombian Apprenticeship Contract on Manufacturing Firm Performance”, Documentos de Trabajo del Cedlas 230.
- Pérez, Jorge. 2020. “The Minimum Wage in Formal and Informal Sectors: Evidence from an Inflation Shock.” *World Development* 133 [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2020.104999>
- Perry, George L. 1970. “Changing Labor Markets and Inflation”, *Brooking Papers of Economic Activity* (3): 411-448.
- Pissarides, C. 1994. “Search Unemployment with On-The-Job Search”, *The Review of Economic Studies* 61(3): 457-475 [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.2307/2297899>
- Pissarides, Christopher A. 2000. *Equilibrium Unemployment Theory*. Massachusetts: MIT press
- Portugal, Pedro y Ana Cardoso. 2006. “Disentangling the Minimum Wage Puzzle: an Analysis of Worker Accessions and Separations”, *Journal of the European Economic Association* 4(5): 988-1013, en: <http://www.jstor.org/stable/40004962>
- Posso, Christian. 2010. “Calidad del empleo y segmentación laboral: un análisis para el mercado laboral colombiano 2001-2006”, *Desarrollo y Sociedad*, (65): 191-234.
- Rauch, James E. 1991. “Modelling the Informal Sector Formally”, *Journal of Development Economics* 35(1): 33-47 [en línea], disponible en: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0304387891900654>
- Renkin, Tobias, Claire Montialoux y Michael Siegenthaler. 2020. “The Pass-Through of Minimum Wages into US Retail Prices: Evidence from Supermarket Scanner Data”, *The Review of Economics and Statistics* [en línea], disponible en: [https://doi.org/10.1162/rest\\_a\\_00981](https://doi.org/10.1162/rest_a_00981)
- Rhenals, Remberto. 2009. “¿Es alto el salario mínimo en Colombia?: una comparación internacional”, *Perfil de Coyuntura Económica* 2009(13): 97-145.
- Rios Á., Fernando. 2020. “Recentered Influence Functions. RIFs. in Stata: RIF Regression and RIF Decomposition”, *The Stata Journal* 20(1): 51-94 [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.1177/1536867X20909690>
- Rios Á., Fernando y Michelle Maroto. 2022. “Moving beyond Linear Regression: Implementing and Interpreting Quantile Regression Models with Fixed Effects”, *Sociological Methods and Research*, SAGE publications.
- Romero, Camilo. 2015. “Salario mínimo e informalidad en Colombia: un análisis para el caso particular de la mano de obra poco calificada”, trabajo de grado, Universidad de los Andes.
- Sabia, Joseph. 2009. “The Effects of Minimum Wage Increases on Retail Employment and Hours: New Evidence from Monthly CPS Data”, *Journal of Labor Research* 30(1): 75-97.
- Sánchez, Fabio, Valentina Duque y Mauricio Ruiz. 2009. “Costos laborales y no laborales y su impacto sobre el desempleo, la duración del desempleo y la informalidad en Colombia, 1980-2007”, Documentos CEDE (11), Universidad de los Andes, en: <http://hdl.handle.net/1992/8101>



- Saraçoğlu, Dürdane Şirin. 2020. "Do Labour Market Policies Reduce the Informal Economy More Effectively than Enforcement and Deterrence?", *Journal of Policy Modeling*, vol 42(3): 679-698 [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2020.01.010>
- Šauer, Radek. 2018. "The Macroeconomics of the Minimum Wage", *Journal of Macroeconomics* (56): 89-112 [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2018.01.003>
- Schumann, Mathias. 2017. "The Effects of Minimum Wages on Firm-Financed Apprenticeship Training", *Labour Economics* (47): 163-181 [en línea], disponible en: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0927537116302238>
- Shimer, Robert. 2012. "Reassessing the Ins and Outs of Unemployment", *Review of Economic Dynamics* 15(2): 127-148 [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.1016/j.red.2012.02.001>
- Tamayo, Jorge Andrés. 2008. "La tasa natural de desempleo en Colombia y sus determinantes", Borradores de Economía (491), Banco de la República.
- Torres, José Luis. 2006. "Modelos para la inflación básica de bienes transables y no transables en Colombia", Borradores de Economía (365), Banco de la República de Colombia [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.32468/be.365>
- Tortarolo, Dario y Roman D. Zárate. 2018. "Imperfect Competition in Product and Labor Markets. A Quantitative Analysis", en: <https://ssrn.com/abstract=3098141>
- Uribe, José D. 2016. "Informalidad laboral: ¿qué hemos aprendido y qué falta?", *Revista del Banco de la República* 89(1060): 5-24.
- Welch, Finis. 1976. "Minimum Wage Legislation in the United States", en *Evaluating the Labor Market Effects of Social Programs*, Orley Ashenfelter y James Blum editores, 1-38, Princeton: Princeton University Press.
- Woodford, Michael. 2009. *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton: Princeton University Press.
- Wooldridge, Jeffrey M. 2010. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Massachusetts: The MIT Press, segunda edición, en: <http://www.jstor.org/stable/j.ctt5hhcfr>
- Yuen, Terence. 2003. "The Effect of Minimum Wages on Youth Employment in Canada: A Panel Study", *The Journal of Human Resources* 38(3): 647-672 [en línea], disponible en: <https://doi.org/10.2307/1558771>

# Anexo 1

## Definición de medidas de flujos

Las contrataciones de una firma vienen dadas por el número de empleados observados en un periodo y que no habían sido observados con anterioridad, mientras que las separaciones vienen dadas por aquellos empleados ( $i$ ) que fueron observados en un periodo previo, pero que ya no se observan en el periodo corriente. Siguiendo a Flórez *et al.* (2020), los flujos de contrataciones ( $h$ ) y separaciones ( $s$ ) de una empresa ( $j$ ) en un momento ( $t$ ) pueden expresarse de la siguiente forma.

$$h_{j,t} = i: i \in t \vee i \notin t-1$$
$$s_{j,t} = i: i \notin t \vee i \in t-1$$

Para el caso de los flujos de trabajo, la creación viene por cuenta de las firmas que presentan un cambio neto positivo en su nómina ( $e$ ), mientras que la destrucción se da en aquellas que presentan un cambio negativo en la misma.

$$c_{j,t} = I_{\{\Delta e_{j,t} > 0\}} * \Delta e_{j,t}$$
$$d_{j,t} = -I_{\{\Delta e_{j,t} < 0\}} * \Delta e_{j,t}$$

Los flujos de trabajadores y trabajo se relacionan mediante la identidad del cambio neto en el empleo que se muestra en la siguiente ecuación; en cada periodo el cambio neto del empleo dentro de una firma será igual a la diferencia entre las contrataciones y separaciones, que es igual a la diferencia entre la creación y destrucción de empleo.

$$\Delta e_{j,t} = h_{j,t} - s_{j,t} = c_{j,t} - d_{j,t}$$

Adicionalmente, los flujos a nivel de firma se pueden agregar por cualquier categoría de las firmas; así, por ejemplo, los flujos agregados por una categoría determinada ( $A$ ) están definidos como:

$$H_{A,t} = \sum_{j \in A} h_{jt}; S_{A,t} = \sum_{j \in A} s_{jt}; JC_{A,t} = \sum_{j \in A} c_{jt}; JD_{A,t} = \sum_{j \in A} d_{jt}$$

Los flujos pueden ser expresados como tasas del nivel de empleo, tal y como se acostumbra en la literatura (Davis *et al.*, 1996), de manera que cada flujo se divide entre el bimestre móvil del nivel de empleo observado para toda la categoría  $A$ .

Finalmente, el *churning* es un flujo que combina tanto los flujos de trabajadores como de trabajo. Este representa el exceso del flujo de trabajadores sobre el flujo de trabajo y se utiliza como una medida para identificar la cantidad de trabajadores que se contrataron o separaron debido a reemplazos o salidas voluntarias, más no por expansiones o contracciones de las firmas. Formalmente, para una categoría  $A$ , el *churning* ( $ch$ ) se define como:  $Ch_{A,t} = H_{A,t} - JC_{A,t} + S_{A,t} - JD_{A,t}$ .



## Anexo 2

### Incremento en pesos en el valor de los cuantiles de ingreso laboral por hora de cada grupo ocupacional

El Cuadro A2.1 reporta el incremento en el valor de los cuantiles de la distribución de ingresos laborales por hora cuando el IK se incrementa en 0,01, usando los resultados de las regresiones cuantílicas incondicionadas con los datos de todos los trimestres (véase Gráfico 7, panel A y Gráfico 8, panel A). Como referencia de los valores de los cuantiles de cada grupo, tomamos los reportados en el Cuadro 6.

En particular, un aumento de 0,01 en el IK incrementa en 77 centavos el valor del cuantil 10 de la distribución correspondiente a los trabajadores cuenta propia que no cotizan, o en 4,03 pesos el del total de ocupados que no cotizan a seguridad social.

Cuadro A2.1

Incremento en pesos del valor de los cuantiles de ingreso laboral por grupos ocupacionales ante un incremento de 0,01 en el IK

Grupo ocupacional	Cuantil de ingreso								
	10	20	30	40	50	60	70	80	90
Total ocupados	8,03	20,30	24,65	24,76	20,24	17,81	23,01	28,79	49,61
Asalariados	17,77	21,45	24,07	27,53	29,32	33,18	40,87	56,59	66,86
Trabajadores CP sin educación superior	0,77	3,08	3,89	5,75	6,32	8,55	7,73	9,78	10,58
Trabajadores CP con educación superior	7,97	3,31	3,42	3,79	7,17	0,00	0,00	0,00	0,00
Total que cotiza	12,84	18,79	19,59	20,59	21,86	24,38	24,93	34,83	34,04
Total que no cotiza	4,03	5,39	5,59	6,83	9,08	8,15	9,21	8,53	4,51
Asalariados que cotizan	14,11	17,36	18,52	17,34	19,33	19,45	22,01	32,57	23,50
Asalariados que no cotizan	5,79	4,29	5,85	7,20	7,85	10,48	8,34	10,08	17,97
CP que cotizan	-4,08	0,00	6,48	8,48	8,49	14,00	34,30	0,00	29,03
CP que no cotizan	1,18	3,49	4,38	6,28	6,93	8,89	8,46	11,03	9,12

Fuente: DANE (GEIH); cálculos de Lasso-Valderrama y Vargas-Riaño (2022).

## Anexo 3

### Expresiones utilizadas para estimar la probabilidad de cambio de precio (PCP) y probabilidad de incremento de precio (PIP)

Para estimar las variaciones de la PCP, o *frecuencia de cambio de precio*, del ítem  $i$ -ésimo se utiliza la expresión:

$$P[\pi_{ikt} \neq 0 | X_{ikt}] = \frac{e^{\alpha + \sum_{m=-h}^h \beta_{ikm} \Delta SM_{t-m} + \gamma^T X_{ikt}}}{1 + e^{\alpha + \sum_{m=-h}^h \beta_{ikm} \Delta SM_{t-m} + \gamma^T X_{ikt}}},$$

la cual es función de los mismos determinantes de la ecuación (3) del texto. Debido a que este modelo es no lineal, los parámetros de interés no son los coeficientes  $\beta_{im}$  sino los efectos marginales ocasionados por el incremento del SM en el periodo  $t-m$ , para  $m$  entre tres meses de adelanto y cuatro de rezago.

El efecto marginal que se obtiene de esta ecuación,  $M_{ikmt} = \partial P[\pi_{ikt} \neq 0 | X_{ikt}] / \partial \Delta SM_{t-m} |_{X_{ikt}}$ , es la tasa instantánea de cambio de la PCP del ítem específico en la ciudad particular debida al incremento del SM  $m$  periodos antes o después, calculado en los valores muestrales de los controles,  $X_{ikt}$ , y del incremento del SM,  $\Delta SM_{t-m}$ . Esta cantidad, no obstante, depende de los diferentes valores de  $\Delta SM_{t-m}$ , por lo cual calculamos los efectos marginales promedio,  $\bar{M}_{ikm} = \sum_{t=1}^T M_{ikmt} / T$ , para cada ítem y cada rezago.

La probabilidad de incrementos de precio se estima mediante la expresión:

$$P[\pi_{ikt} > 0 | X_{ikt}] = \frac{e^{\alpha + \sum_{m=-h}^h \beta_{ikm} \Delta SM_{t-m} + \gamma^T X_{ikt}}}{1 + e^{\alpha + \sum_{m=-h}^h \beta_{ikm} \Delta SM_{t-m} + \gamma^T X_{ikt}}},$$

donde los efectos marginales para cada ítem y cada rezago son:  $N_{ikmt} = \partial P[\pi_{ikt} > 0 | X_{ikt}] / \partial \Delta SM_{t-m} |_{X_{ikt}}$  y los valores de los efectos marginales promedio  $\bar{N}_{ikm} = \sum_{t=1}^T N_{ikmt} / T$ .

## Anexo 4

### Descripción formal del modelo de la subsección 3.1

El tiempo es discreto ( $t=0,1,2,\dots$ ) y medido en años. La economía tiene dos sectores, formal e informal, que se diferencian por el grado de cumplimiento de la regulación. El modelo supone que en el sector informal no hay cumplimiento de la regulación, mientras que en el formal su cumplimiento es pleno. Hay un salario en unidades de eficiencia,  $w$ , determinado en el mercado laboral, y un SM,  $\underline{w}$ , determinado por el gobierno. El gobierno también recauda impuestos y gasta en bienes y servicios improductivos.

Procedemos a describir los individuos, las firmas y el gobierno para posteriormente caracterizar el equilibrio. Nuestro análisis se enfoca en un equilibrio estacionario en el que los precios del trabajo y el capital son constantes.

#### Individuos

- Hay una masa de individuos que normalizamos igual a 1. Cada individuo descuenta su utilidad futura usando el factor de descuento,  $\beta \in (0,1)$ . Su problema es maximizar el valor esperado de su utilidad a lo largo del horizonte del modelo  $U = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t)$ , donde la utilidad periodo a periodo exhibe aversión constante al riesgo  $u(c_t) = \frac{c_t^{1-\sigma}}{1-\sigma}$ .
- Cada individuo es tomador de precios y está indexado por sus habilidades disponibles en el momento  $t$ ,  $z_t$ . Las habilidades son cambiantes en el tiempo y evolucionan de acuerdo con una cadena de Markov discreta  $(Z, \Pi)$  caracterizada por el conjunto  $Z = \{z_1 < z_2 < \dots < z_n\}$  y matriz de transición de probabilidad,  $\Pi$ , con probabilidades de transición  $p(z', z) = \Pr(z_{t+1} | z_t)$ . La habilidad  $z_t$  de un individuo cualquiera es independiente de las habilidades del resto de individuos. Tal y como en (Aiyagari, 1994) los individuos son homogéneos *ex ante*, pero heterogéneos *ex post*, dependiendo de la historia de las realizaciones idiosincrásicas de cada uno.
- Los individuos usan su tiempo solo para trabajar (el ocio no es valorado) en el sector formal o en el sector informal. Se pueden emplear por cuenta propia en el sector informal al salario por unidad de eficiencia  $w$  y evitar la regulación existente. Así, un individuo con una habilidad  $z$  en el sector informal, obtiene un ingreso  $wz$ . En el sector formal, un individuo con la misma habilidad  $z$ , debe contribuir con una tasa de impuesto  $\tau$ , pero gana al menos el SM,  $\underline{w}$ . Su ingreso laboral después de impuestos es  $(1-\tau) \max\{\underline{w}, wz\}$ .
- El aspecto central del modelo es que para los trabajadores formales el ingreso está acotado a la baja. Un trabajador de habilidad  $z$  que antes de impuestos debería obtener  $wz < \underline{w}$  termina recibiendo el SM neto de impuestos,  $(1-\tau)\underline{w}$ . Es decir, el SM es un seguro contra contingencias. Si, por el contrario, el mismo individuo opta por la informalidad, obtiene  $wz$  y no paga impuestos.
- Al comienzo del periodo  $t$ , los individuos se encuentran en el sector formal o en el informal,  $o \in O = \{\text{formal}, \text{informal}\}$ , y poseen un activo libre de riesgo, denotado  $a \in A = \{a_0 < a_1 < \dots < a_{na}\}$ , tal que  $a_0 \geq 0$ .
- El retorno del activo financiero difiere entre los sectores. En el formal, el activo libre de riesgo en  $t$  tiene un retorno neto  $r > 0$ . En el informal, el retorno neto es cero ( $r=0$ ); los individuos no disponen de suficientes activos financieros para asegurarse contra todas las posibles contingencias y se autoaseguran sobreacumulando activos.

#### Representación recursiva

- La representación recursiva del problema individual está descrita por la siguiente ecuación de Bellman. Si el individuo escoge la formalidad:

$$v(z, a, o) = \max_{c \geq 0, a' \in A, o' \in O} \left\{ u(c) + \beta \sum_{z'} p(z', z) v(z', a', o') \right\}$$

$$\begin{aligned} \text{Sujeto a} \quad & c + a' = (1 - \tau) \max\{\underline{w}, zw\} + Ra \\ & a \geq 0 \end{aligned}$$

b. Si escoge el sector informal:

$$v(z, a, o) = \max_{c \geq 0, a' \in A, o' \in O} \left\{ u(c) + \beta \sum_{z'} p(z', z) v(z', a', o') \right\}$$

$$\begin{aligned} \text{Sujeto a} \quad & c + a' = zw + a - \kappa \\ & a \geq 0 \end{aligned}$$

c. La función de valor,  $v$ , está definida sobre tres variables de estado: la habilidad,  $z \in Z$ , la riqueza neta,  $a \in A$ , y el sector escogido,  $o \in O$ . Las variables de decisión son el consumo,  $c$ , los activos netos y el sector para el siguiente periodo,  $a' \in A$  y  $o' \in O$ . Denotando como  $s$  el vector de variables de estado,  $s = (z, a, o)$ , la función de política óptima para las variables de decisión es  $x(s) = \{c(s), a'(s), o'(s)\}$ . Congruentemente, el proceso de las variables estado controladas del problema de programación dinámica puede describirse a través de una matriz de probabilidad de transición de Markov óptima  $P$  y su respectiva distribución ergódica,  $h$ .

## Firmas

- Las firmas producen un bien final homogéneo, que venden en un mercado competitivo al precio  $p=1$ , empleando capital,  $K$ , trabajadores de diferentes niveles de habilidad y talento empresarial ( $e$ ).
- Como es convencional en la literatura, el talento empresarial es exógeno (y en nuestro caso, diferente del talento para el trabajo). El talento empresarial se distribuye aleatoriamente con una función de densidad  $g(e): R_+ \rightarrow [0, 1]$ .
- Las firmas pueden escoger operar en el sector formal e informal, cuántos trabajadores de cada nivel de habilidad contratar y el nivel de capital a usar.
- Las firmas disponen de una tecnología dada por

$$Y = (eK)^\alpha L^{1-\alpha}$$

donde  $L = \sum_i z_i l_i$ , para los  $n$  niveles de habilidad de los individuos  $i=1, 2, \dots, n$ . La firma contrata capital en un mercado competitivo al precio de mercado  $r$ .

- El capital se deprecia a una tasa constante,  $\delta \in (0, 1)$ .
- La firma informal dispone de una unidad de capital  $K=1$  y contrata un número de trabajadores,  $l_i$ , de los  $n$  niveles de habilidad  $z_i$  disponibles. Sus utilidades son:

$$\Pi^i = (1-q) \left[ e^\alpha \left( \sum_i z_i l_i \right)^{1-\alpha} - \sum_i w z_i l_i \right]$$

donde  $q \in (0, 1)$  es la probabilidad de ser detectado en el sector informal. En caso de ser detectado, la firma cierra y pierde sus utilidades.

La condición de primer orden para la elección del trabajo en el sector informal es:

$$(1-\alpha) \left( \frac{e}{\sum_i z_i l_i} \right)^\alpha = w \quad \text{para todo } i.$$

Nótese que en este sector el producto marginal del trabajo iguala al salario por unidad de eficiencia.

Despejando la demanda de trabajo informal:

$$L^i = \left( \frac{1-\alpha}{w} \right)^{\frac{1}{\alpha}} e$$

la cual es lineal en el talento empresarial.

- El problema de maximización de la firma formal es escoger el capital  $k$ , y el número de trabajadores,  $l_i$ , de cada uno de los niveles de habilidad  $z_i$ :

$$\max (eK)^\alpha \left( \sum_i z_i l_i \right)^{1-\alpha} - (1 + \tau^w) \max\{\underline{w}, w z_i\} l_i - (r + \delta)K - \theta,$$

donde  $\theta$  es un costo fijo de operar en el sector formal.

La maximización de beneficios implica que no es óptimo para las firmas formales contratar trabajadores con niveles de habilidad inferiores a  $\bar{z} = \frac{w}{w}$  y, por tanto, no serán demandados. La condición de primer orden para la elección del trabajo es, entonces:

$$(1-\alpha) \left( \frac{eK}{\sum_i z_i l_i} \right)^\alpha = (1+\tau^w)w \quad \text{para todo } i \text{ tal que } z_i \geq \bar{z}.$$

Despejando la demanda de trabajo formal tenemos que:

$$L^F = \left( \frac{(1-\alpha)}{(1+\tau^w)w} \right)^{\frac{1}{\alpha}} eK \quad \text{para todo } i \text{ tal que } z_i \geq \bar{z},$$

la cual no solo es lineal en el talento empresarial sino en el acervo de capital disponible. Nótese que la demanda de trabajo formal está afectada por el SM a través de los siguientes canales:

**Efectos directos:** un aumento del SM incrementa el corte de la habilidad requerida para ocuparse en el sector formal,  $\bar{z}$ , reduciendo las oportunidades de empleo de los trabajadores con menos habilidades. El aumento del SM también reduce las utilidades de operar en el sector formal y, por ende, reduce el tamaño del sector formal (medido por el número de empresarios formales).

**Efectos indirectos:** en primer lugar, los trabajadores no empleados en el sector formal se emplean en el sector informal, presionando el salario por unidad de eficiencia  $w$  a la baja, lo que aumenta la cantidad demandada de trabajo formal (movimiento a lo largo de la curva de demanda de trabajo). En segundo lugar, los efectos que el SM tenga sobre el acervo de capital de equilibrio.

- h. En este modelo, como en (Rauch, 1991) y Galiani y Weinschelbaum (2012), debido al costo de operar en el sector formal  $\theta$ , el talento empresarial se segmenta: los empresarios menos talentosos se ubican en el sector informal y los más talentosos en el formal. Puede mostrarse que existe un nivel de talento empresarial umbral,  $\bar{e}$ , tal que:

$$\frac{d\Pi^F(e)}{de} > \frac{d\Pi^I(e)}{de} \quad \text{para todo } e.$$

En nuestro caso, esta condición es

$$\begin{aligned} \left( \frac{1}{(1+\tau^w)w} \right)^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} K^{1+\alpha} &> (1-q) \left( \frac{1}{w} \right)^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} \\ \left( \frac{1}{(1+\tau^w)} \right)^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} K^{1+\alpha} &> (1-q) \\ K &> \left( (1+\tau^w) \right)^{\frac{1-\alpha}{\alpha(1+\alpha)}} (1-q)^{\frac{1}{1+\alpha}} \end{aligned}$$

- i. Sea  $k^F \equiv \frac{K}{L^F}$  el acervo de capital por trabajador formal. La condición de primer orden de la firma representativa para la elección del capital es:

$$r = \alpha e^\alpha (k)^{\alpha-1} - \delta.$$

- j. El acervo de capital por trabajador formal es:  $k = \left( \frac{\alpha e^\alpha}{r+\delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}}$

- k. La demanda de capital agregado es:  $K = L^F \left( \frac{\alpha e^\alpha}{r_i + \delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}}$

- i. Nótese que, a diferencia del modelo de Aiyagari (1994),  $k$  depende del empleo en el sector formal, el cual se determina en equilibrio y que, a su turno, depende del nivel del SM y del resto de la regulación vigente para el sector formal. También, entre más alto sea el talento empresarial, menor es el capital.

## Equilibrio

- Todo el recaudo que recoge el gobierno a partir de los impuestos es usado para gasto improductivo.
- Los individuos toman  $\underline{w}$  como predeterminado por el gobierno. A nivel individual  $w$  también se toma como dado, pero su valor se determina endógenamente para equilibrar el mercado de trabajo.

**Definición.** Un equilibrio estacionario para esta economía consiste en unos precios constantes,  $w$  y  $r$ ; acervo de capital agregado  $K$  y trabajo agregado  $L$ ; una distribución invariante  $h$  de las variables de estado del modelo,  $s$ ; unas funciones de política óptimas  $x(s)$ , tales que, dados el SM,  $\underline{w}$ , y las tasas de tributación  $(\tau^w, \tau)$ :

- Los individuos resuelven su problema de optimización, escogiendo su consumo, activos financieros y si emplearse en el sector formal o informal;
- Las firmas maximizan sus beneficios escogiendo si operar en la formalidad o en la informalidad, el número de trabajadores a emplear y, en el caso de escoger la formalidad, el acervo de capital.
- La distribución  $h$  es estacionaria:  $h = P' h$ ;
- El mercado de trabajo se equilibra al salario  $w$ :

$$\sum_{z \in Z} \sum_{j \in \{formal\}} h_j o(s) = L^F \text{ para todo } i \text{ tal que } z_i \geq \bar{z}$$

donde EOF denota el exceso de oferta de trabajadores en el sector formal

$$EOF = \sum_{z \in Z: z_i < \bar{z}} \sum_{j \in \{formal\}} h_j o(s) - L^F$$

- El mercado de capital se equilibra a la tasa  $r$

$$\sum_{z \in Z} \sum_{j \in \{formal\}} h_j a(s) = K.$$



## Anexo 5

### Descripción de los datos y la calibración del modelo de la subsección 3.1

Para propósitos de establecer algunas regularidades empíricas en la calibración del modelo, se utiliza información de la *Gran encuesta integrada de hogares* (GEIH) para el año 2019. De esta encuesta se caracteriza los módulos de ocupados y otros ingresos con cobertura de las trece grandes ciudades junto con sus áreas metropolitanas como aproximación al mercado laboral colombiano. En esta caracterización se asegura, mediante un mapeo, que los encuestados que responden al módulo de otros ingresos son los mismos que responden al módulo de ocupados. Además, dada la periodicidad mensual de la encuesta, para obtener un indicador de la dinámica del año completo, se concatenan las respuestas de los encuestados a lo largo de todo el año.

Particularmente, del módulo de ocupados se identifican algunas regularidades asociadas con ingresos por cuenta de su ocupación y la situación de formalidad o informalidad mediante la identificación de la cotización a un régimen contributivo de salud y/o a un fondo de pensiones. Para clasificar los individuos entre formales e informales se plantean cinco criterios, cuatro de los cuales están relacionados solo con las contribuciones a seguridad social de los individuos, como es común en la literatura, mientras que un quinto criterio más restrictivo incorpora al SM en la caracterización:

- Pensiones (P): se clasifican como formales a aquellos trabajadores que contribuyen al sistema de pensiones al momento de realizar la encuesta.
- Salud (S): se clasifican como formales a aquellos trabajadores que se encuentren afiliados al régimen contributivo de salud (EPS).
- Pensiones o salud (PoS): se clasifican como formales a aquellos trabajadores que cumplan con el criterio a o con el criterio b.
- Pensiones y salud (PyS): este es similar al criterio c; no obstante, es más restrictivo en la medida en que clasifica como formales solo a aquellos trabajadores que cumplan simultáneamente con el criterio a y con el criterio b.
- Pensiones y salud y SM (PySySM): complementa al criterio d, en la medida en que clasifica como trabajadores formales no solo a aquellos trabajadores que contribuyan a la seguridad social (pensiones y salud), sino que además reciban como ingresos al menos el SM<sup>143</sup>.

En el Cuadro A4.1 se reporta el porcentaje de ocupados formales bajo cada uno de los criterios. Bajo los criterios a-d, la formalidad estaría entre el 44 % y 53 %, siendo más restrictivos los criterios que incluyen como condición necesaria la afiliación a un fondo de pensiones (criterios a y d). Cuando se incluye el SM como criterio para la formalidad, el porcentaje de individuos formales cae sustancialmente (21 %), lo que indica que, aun cuando un 44 % del total de ocupados aportan a la seguridad social, sus ingresos son inferiores al SM. Estas son cifras no despreciables, que

143 El criterio con SM contempla el SM mensual vigente del año 2019 sin incluir subsidios ( $SM = COP828.116$  de 2019) y en casos en los que las horas trabajadas reportadas por los encuestados sean menores a 48 horas semanales (estipuladas en el código laboral colombiano como jornada laboral promedio), son ajustadas como SM promedio por hora,  $smh = \frac{SM}{192}$ .

Cuadro A4.1  
Porcentaje de ocupados formales por criterio

Criterio	Porcentaje de trabajadores formales
a. Pensión	45
b. Salud	51
c. Pensión o Salud	53
d. Pensión y Salud	44
e. Pensión, Salud y SM	21

Fuente: DANE (GEIH); cálculos propios.

confirman la alta informalidad en Colombia y que motivan la elección de la estructura del modelo con base en los individuos. Para la calibración del modelo, se escoge el literal d) como criterio de formalidad, es decir, se asume que un 44 % de los ocupados son formales y un 56 % informales.

Una vez elegido el criterio de formalidad, con el fin de identificar algunas regularidades relacionadas con los ingresos, se caracteriza la distribución de los ingresos laborales del total de los ocupados, así como de los clasificados como formales e informales. Esto no solo permite calcular medidas descriptivas de tendencia central o de dispersión, sino también estadísticas distribucionales y de concentración del ingreso, tal como se señala en el texto principal (Cuadro 12).

Una primera aproximación para entender el supuesto de fragmentación del mercado financiero del modelo se puede obtener con la información del módulo de otros ingresos, en el cual se caracteriza la situación de los individuos con respecto a los ingresos por cuenta de retornos de activos y, particularmente, quienes reciben ingresos por intereses. Si bien, a la luz del modelo, esta medida no es del todo comparable debido a que el tipo de activo al que se refiere en los datos (e.g., intereses por depósitos de ahorros, CDT o préstamos) es más restrictivo que el que puede operar en el modelo (puede incluir también activos de más largo plazo, como inmobiliarios o de inversión), sumado a las limitaciones que puede tener el autorreporte en este tipo de variables, sí arroja señales que apuntan a una dinámica diferente entre los ocupados formales y los ocupados informales. Específicamente, cerca del 94 % de quienes reciben ingresos por intereses son individuos formales, lo cual indica en los datos la posible fragmentación del mercado financiero. Esta medida, aunque indicativa, no deja de ser consistente con la información recogida por la *Encuesta longitudinal colombiana* (ELCA) y documentada en Granda, Hamann y Tamayo (2017), y puede ser complementada con otras de bancarización e inclusión financiera que puedan dar un mayor soporte a este supuesto.

El modelo se calibra para reproducir algunas características propias de los datos colombianos. Se dividen los parámetros en tres grupos. El primero se refiere a aquellos parámetros estándar en la literatura de modelos de equilibrio general para economías emergentes. En este grupo, teniendo en cuenta la periodicidad anual del modelo, se incluye el factor de descuento,  $\beta$ , igual a 0,97, y el coeficiente de aversión al riesgo,  $\sigma$ , igual a 2. Se incluyen, también, los parámetros relacionados con la producción de las firmas, a saber, la participación del capital en la producción,  $\alpha$ , y la depreciación del capital,  $\delta$ , cuyos valores 0,32 y 0,10, respectivamente, son tomados de Hamann *et al.* (2021). Con respecto al parámetro de la media de la distribución de talento empresarial,  $\Phi$ , y el valor esperado de la distribución de habilidades,  $E[z]$ , son normalizados a 1, mientras que la volatilidad de la distribución de talento empresarial,  $\sigma^{\theta}$ , el costo fijo de operar en la formalidad,  $\theta$ , y el costo de monitoreo de operar en la informalidad,  $q$ , son normalizados a 0.

El segundo grupo de parámetros corresponde a aquellos tomados de otras bases de datos para Colombia. Particularmente, en este grupo se incluyen parámetros de política, como son las tasas tributarias que enfrentan los individuos y las firmas. Específicamente se calibra el impuesto a los individuos,  $\tau$ , en un 8 %, como las contribuciones obligatorias a seguridad social (4 % por salud y 4 % por pensiones) por parte de los trabajadores, tomadas del código tributario colombiano de 2019. Por su parte, el impuesto a las firmas,  $\tau^w$ , se fija en el 19 %, y hace referencia a los pagos de impuestos laborales por parte de las firmas por cuenta de la seguridad social y parafiscales, tomado de la base de datos de *Doing Business* de 2019.

Por último, el tercer grupo hace referencia a los parámetros que se calibran para reproducir momentos particulares de los datos colombianos de la GEIH de 2019. Los parámetros escogidos son la volatilidad de la distribución de habilidades,  $\sigma_z$ , la persistencia de las realizaciones bajas de la distribución de habilidades,  $\rho_z$ , el SM del modelo,  $\underline{w}$ , y el costo de entrada a la formalidad,  $\kappa$ . Particularmente, los cuatro momentos de los datos que se buscan replicar con esos cuatro parámetros son: el tamaño del sector formal,  $L$ , (44 %), el índice de Kaitz (1,04), la participación del ingreso del 20 % más bajo de la distribución (8 %), y la participación del ingreso del 20 %-40 % de la distribución (14 %). En el Cuadro A4.3 se resumen los valores de los parámetros de la calibración base.

Cuadro A4.3  
Parámetros calibrados

Parámetro	Valor	Descripción	Fuente	
$\beta$	0,97	Factor de descuento	Parámetro estándar en la literatura	
$\sigma$	2	Coefficiente de aversión al riesgo		
$\alpha$	0,32	Participación del capital en la producción	Hamann <i>et al.</i> (2021)	
$\delta$	0,1	Depreciación del capital		
$\Phi$	1	Media de habilidades empresariales en de producción	Normalización	
$E[z]$	1	Promedio de la distribución de habilidades		
$\sigma^\Phi$	0	Volatilidad de la distribución de habilidades empresariales		
$\theta$	0	Costo fijo de operar en la formalidad		
$q$	0	Costo de monitoreo de operar en la informalidad		
$\tau$	0,08	Contribuciones obligatorias a seguridad social por parte de los trabajadores		Código tributario colombiano 2019 (4% Salud, 4% Pensiones)
$\tau^w$	0,19	Impuesto a las firmas por cuenta de seguridad social y parafiscales		Base de datos <i>Doing Business</i> 2019 ( <i>Paying Taxes— Labor Tax and Contributions</i> )
$\sigma_z$	0,82	Volatilidad de la distribución de habilidades	Calibración conjunta	
$\rho_z$	0,3	Persistencia de los estados bajos de la distribución de habilidades		
$\underline{w}$	1,45	SM		
$k$	0,05	Costo de entrada a la formalidad		

Fuente: DANE (GEIH); cálculos propios.

## Anexo 6

### Cálculo de la variación compensada para el análisis de bienestar del modelo de la subsección 3.1

Para cuantificar los efectos de bienestar que tiene un aumento del 1% del SM real utilizamos como referencia el concepto estándar de cambio en bienestar condicional (o variación compensada) estudiado en Lucas (1987) en modelos de agente representativo, y descrito en detalle en Domeij y Heathcote (2003) en modelos en los que los agentes son heterogéneos. Calcular la variación compensada permite responder nuestra pregunta central: ¿Cuánto ganaría o perdería en términos de consumo de largo plazo un individuo en un estado inicial (descrito por la calibración base) si en la economía se aumentara el SM en el 1%?

Específicamente, la respuesta a la pregunta consiste en la solución,  $\Omega(z, a, o; \underline{w})$ , a la ecuación:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u \left( [1 + \Omega(z, a, o; \underline{w})] c_t^{EB,*} \right) = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u \left( c_t^{MSM,*} \right),$$

la cual compara cuánto tendría que ser la compensación en términos de la utilidad evaluada en el consumo óptimo en la economía base (EB) para que sea indiferente de disfrutar la utilidad evaluada en el consumo óptimo de la economía con mayor salario mínimo (MSM). Dada la forma funcional de la utilidad,

$$u(c_t) = \frac{c_t^{1-\sigma}}{1-\sigma},$$

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{[1 + \Omega(z, a, o; \underline{w})] c_t^{EB,*}]^{1-\sigma}}{1-\sigma} = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{c_t^{MSM,*}]^{1-\sigma}}{1-\sigma}$$

$$[1 + \Omega(z, a, o; \underline{w})]^{1-\sigma} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{[c_t^{EB,*}]^{1-\sigma}}{1-\sigma} = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{c_t^{MSM,*}]^{1-\sigma}}{1-\sigma}$$

El valor esperado descontado de la utilidad evaluada en el consumo óptimo es la representación secuencial de la función valor, que consiste en la solución recursiva de la ecuación de Bellman del problema (Anexo 4). Reescribiendo la ecuación,

$$[1 + \Omega(z, a, o; \underline{w})]^{1-\sigma} v^{EB}(z, a, o; \underline{w}) = v^{MSM}(z, a, o; \underline{w}^{MSM})$$

$$\Omega(z, a, o; \underline{w}) = \left[ \frac{v^{MSM}(z, a, o; \underline{w}^{MSM})}{v^{EB}(z, a, o; \underline{w})} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} - 1$$

Nótese que el cálculo de la variación compensada se hace para cada individuo (descrito por cada posible estado) dentro de las tres variables de estado: la habilidad,  $z \in Z$ , la riqueza neta,  $a \in A$ , y el sector escogido,  $o \in O$ , dado el SM en cada economía.

Para encontrar la variación compensada agregada (o por decil), se utiliza como criterio de agregación la distribución estacionaria  $h$  endógena del modelo (véase Anexo 5). Cuando se consideran efectos redistributivos (CR) del cambio en el SM, se utiliza para la agregación la distribución estacionaria de cada economía, conocida como la variación compensada condicional total, es decir, el cambio en bienestar tendrá en cuenta tanto variaciones en el consumo descontado a valor presente de cada individuo, descrito por el cambio de  $v^{EB}(z, a, o; \underline{w})$  a  $v^{MSMEB}(z, a, o; \underline{w}^{MSM})$ ; y los efectos redistributivos recogidos por un cambio en la distribución estacionaria de  $h^{EB}(z, a, o; \underline{w})$  a  $h^{MSM}(z, a, o; \underline{w}^{MSM})$ ,

$$\Omega^{CR} = \left[ \frac{\int_{z,a,o} v^{MSM}(z, a, o; \underline{w}^{MSM}) dh^{MSM}(z, a, o; \underline{w}^{MSM})}{\int_{z,a,o} v^{EB}(z, a, o; \underline{w}) dh^{EB}(z, a, o; \underline{w})} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} - 1$$

## Anexo 7

### Características del modelo de la sección 3.2

#### Hogares

El continuo de hogares de masa 1 se divide entre hogares calificados ( $N^h$ ), y no calificados ( $N^l$ ). Los primeros ofrecen un tipo de trabajo altamente productivo, son dueños de las empresas, toman decisiones de consumo e inversión en edificaciones y maquinaria y equipo y tienen acceso a los mercados financieros locales y extranjeros. Los hogares no calificados, en cambio, no tienen acceso a los mercados financieros y de capitales, por lo que su ingreso es igual a su consumo y ofrecen dos tipos de trabajo de baja productividad: formal e informal.

#### Hogares calificados

El hogar calificado representativo maximiza el valor presente de su utilidad, eligiendo su consumo ( $c_t^H$ ), las horas de trabajo ofrecidas ( $h_t^H$ ), los activos nacionales ( $B_{t+1}$ ) y extranjeros ( $A_{t+1}^f$ ), y la inversión en dos tipos de capital, maquinaria ( $k_t^M$ ) y edificaciones ( $k_t^E$ ), según el siguiente problema dinámico:

$$\max_{c_t^H, h_t^H, B_{t+1}, A_{t+1}^f, i_t^M, i_t^E, k_{t+1}^M, k_{t+1}^E} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left( \frac{(c_t^H)^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \psi_H \frac{v_H}{1+v_H} (h_t^H)^{\frac{1+v_H}{v_H}} \right), \quad (A7.1)$$

sujeto a su restricción presupuestaria y a la evolución de la inversión en los dos tipos de capital.

$$P_t^c c_t^H + A_{t+1}^f + B_{t+1} + P_t^c i_t^M + P_t^c i_t^E \leq B_t R_{t-1} + \Phi_{t-1} R_{t-1}^f A_t^f + W_t^H h_t^H + R_t^M k_t^M + R_t^E k_t^E + \frac{\Pi_t}{N_t^H} \quad (A7.2)$$

$$i_t^M = k_{t+1}^M - (1 - \delta_M) k_t^M + \frac{\varphi_M}{2} \left( \frac{i_t^M}{i_{t-1}^M} - 1 \right)^2 \quad (A7.3)$$

$$i_t^E = k_{t+1}^E - (1 - \delta_E) k_t^E + \frac{\varphi_E}{2} \left( \frac{i_t^E}{i_{t-1}^E} - 1 \right)^2 \quad (A7.4)$$

Después de normalizar las condiciones de primer orden (CPO) por  $P_t$  tenemos:

$$\psi_H (h_t^H)^{1/v_H} = \frac{W_t^H c_t^{H-\sigma}}{P_t^c} \quad (A7.5)$$

Ecuación de Euler de los bonos locales:

$$(c_t^H)^{-\sigma} = \beta \frac{(c_{t+1}^H)^{-\sigma} R_t}{\pi_{t+1}^c} \quad (A7.6)$$

Ecuación de Euler de los bonos extranjeros:

$$(c_t^H)^{-\sigma} = \beta \frac{(c_{t+1}^H)^{-\sigma} R_t^f \Phi_t}{\pi_{t+1}^c} \quad (A7.7)$$

Ecuación de Euler del capital en edificaciones:

$$\mu_t = \beta \left( (c_{t+1}^H)^{-\sigma} \left( \frac{i_{t+1}^E}{P_{t+1}^c} \right) + \mu_{t+1} (1 - \delta_E) \right) \quad (A7.8)$$

Ecuación de Euler del capital en maquinaria y equipo:

$$\mu_t^M = \beta \left( (c_{t+1}^H)^{-\sigma} \left( \frac{r_{t+1}^M}{p_{t+1}^c} \right) + \mu_{t+1}^M (1 - \delta_M) \right) \quad (\text{A7.9})$$

Ecuación de Euler de la inversión en edificaciones:

$$(C_t^H)^{-\sigma} = \mu_t^E \left( 1 - \varphi_E \left( \frac{i_t^E}{i_{t-1}^E} - 1 \right) \right) \frac{1}{i_{t-1}^E} + \beta \mu_{t+1}^E \varphi_E \left( \frac{i_{t+1}^E}{i_t^E} - 1 \right) \frac{i_{t+1}^E}{(i_t^E)^2} \quad (\text{A7.10})$$

Ecuación de Euler de la inversión en maquinaria y equipo:

$$(C_t^H)^{-\sigma} = \mu_t^M \left( 1 - \varphi_x \left( \frac{i_t^M}{i_{t-1}^M} - 1 \right) \right) \frac{1}{i_{t-1}^M} + \beta \mu_{t+1}^M \varphi_M \left( \frac{i_{t+1}^M}{i_t^M} - 1 \right) \frac{i_{t+1}^M}{(i_t^M)^2} \quad (\text{A7.11})$$

Donde:

$$w_t^H = \frac{W_t^H}{P_t}; r_t^E = \frac{R_t^E}{P_t}; r_t^M = \frac{R_t^M}{P_t}; p_t^c = \frac{P_t^c}{P_t}; \pi_t^c = \frac{P_t^c}{P_{t-1}^c}$$

## Hogares no calificados

Por su parte, el hogar no calificado representativo maximiza el valor presente de su utilidad, eligiendo únicamente su consumo  $(c_t^L)$  y las horas de trabajo informales  $(h_p)$  y formales  $(h_l)$  ofrecidas, dado que no tienen acceso a los mercados financieros y de capitales. Su problema es, por tanto, estático y está dado por:

$$\max_{c_t^L, h^F, h^I} \left( \frac{(c_t^L)^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \psi_F \frac{V_F}{1+V_F} (h_t^F)^{\frac{1+V_F}{V_F}} - \psi_I \frac{V_I}{1+V_I} (h_t^I)^{\frac{1+V_I}{V_I}} \right) \quad (\text{A7.12})$$

Y su restricción presupuestaria:

$$P_t^c c_t^L \leq W_t^F h_t^F + W_t^I h_t^I + \frac{T_t}{N_t^L} \quad (\text{A7.13})$$

De las CPO normalizadas:

$$\varphi_I (h_t^I)^{\frac{1}{V_I}} = \frac{(c_t^L)^{-\sigma}}{P_t^c} w_t^I \quad (\text{A7.14})$$

$$\varphi_F (h_t^F)^{\frac{1}{V_F}} = \frac{(c_t^L)^{-\sigma}}{P_t^c} w_t^F \quad (\text{A7.15})$$

Donde:  $w_t^I = W_t^I / P_t$ ;  $w_t^F = W_t^F / P_t$

## Agregados locales

Los agregados para el consumo, la inversión, el capital y las ofertas de trabajo están dados por:

$$C_t = N_t^H c_t^H + N_t^L c_t^L, \quad (\text{A7.16})$$

$$I_t^E = N_t^H i_t^E; I_t^M = N_t^H i_t^M, \quad (\text{A7.17})$$

$$K_t^E = k_t^E N_t^H; K_t^x = k_t^x N_t^H, \quad (\text{A7.18})$$

$$L_t^H = N_t^H h_t^H; L_t^I = N_t^L h_t^I; L_t^F = N_t^L h_t^F, \quad (\text{A7.19})$$

Demanda interna:  $D_t = C_t + I_t^E + I_t^M$ .

Equilibrio:  $Y_t = D_t + NX_t$ .



## Producción del bien homogéneo interno

El bien homogéneo local se produce en una firma competitiva que transforma el continuo de bienes heterogéneos de acuerdo con:

$$Y_i = \left( \int_0^1 Y_i(j)^{\frac{\xi-1}{\xi}} dj \right)^{\frac{\xi}{\xi-1}} \quad (\text{A7.20})$$

$$\max_{Y_i(j)} P Y_i - \int_0^1 P_i(j) Y_i(j) dj \quad (\text{A7.21})$$

Con las siguientes CPO

$$Y_i(j) = \left( \frac{P_i(j)}{P_i} \right)^{-\xi} Y_i \quad (\text{A7.22})$$

$$P_i = \left[ \int_0^1 P_i(j)^{1-\xi} dj \right]^{\frac{1}{1-\xi}} \quad (\text{A7.23})$$

## Producción de bienes intermedios

Los bienes intermedios que se usan para la producción del bien homogéneo se producen en un continuo de firmas heterogéneas, las cuales toman decisiones de producción tanto estáticas, relacionadas con la demanda de factores de producción, como dinámicas, asociadas con la fijación de los precios.

## Problema estático

Una firma ( $j$ ) minimiza su costo de producción eligiendo su demanda por capital en edificaciones ( $K_i^E(j)$ ) y en maquinaria ( $K_i^M(j)$ ) de acuerdo con:

$$\min_{K_i^E(j), K_i^M(j), L_i^H(j), L_i^L(j), L_i^F(j)} \tau_i w_i^H L_i^H(j) + w_i^L L_i^L(j) + \tau_i w_i^F L_i^F(j) + r_i^E K_i^E(j) + r_i^M K_i^M(j) \quad (\text{A7.24})$$

s.a.

$$L_i^L(j) = \left[ \theta_L (L_i^L(j))^{\frac{\eta_L-1}{\eta_L}} + (1-\theta_L) (L_i^F(j))^{\frac{\eta_L-1}{\eta_L}} \right]^{\frac{\eta_L}{\eta_L-1}} \quad (\text{A7.25})$$

$$L_i^X(j) = \left[ (1-\theta_x) (L_i^L(j))^{\frac{\eta_x-1}{\eta_x}} + \theta_x (K_i^M(j))^{\frac{\eta_x-1}{\eta_x}} \right]^{\frac{\eta_x}{\eta_x-1}} \quad (\text{A7.26})$$

$$L_i(j) = \left[ \theta (L_i^X(j))^{\frac{\eta-1}{\eta}} + (1-\theta) (L_i^H(j))^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \quad (\text{A7.27})$$

$$Y_i(j) = A_i (K_i^E(j))^\alpha (L_i(j))^{(1-\alpha)} \quad (\text{A7.28})$$

Nótese que en este problema se presentan tres tipos de agregación. En primer lugar (ecuación A7.25), los dos tipos de trabajo no calificado se combinan en un solo tipo de trabajo,  $L_i^L(j)$ . Similarmente, en la ecuación A7.26 se define un factor de baja productividad  $L_i^X(j)$ , que agrega el trabajo no calificado y el capital en maquinaria. Finalmente, este factor de baja productividad se combina con el trabajo calificado (ecuación A7.28) en un factor  $L_i(j)$ . Este factor es el que se convierte en insumo, junto con el capital en edificaciones para producir el bien intermedio.

De las CPO tenemos las demandas relativas de factores y los precios:

$$\frac{\tau_i w_i^H}{w_i^X} = \left( \frac{(1-\theta)}{\theta} \right) \left( \frac{L_i^X}{L_i^H} \right)^{1-\eta} \quad (\text{A7.29})$$

$$\frac{w_i^L}{\tau_i w_i^F} = \frac{\theta_L}{1-\theta_L} \left( \frac{L_i^L}{L_i^F} \right)^{\left( \frac{1}{\eta_L} \right)} \quad (\text{A7.30})$$

$$\frac{L_t}{K_t} = \frac{1-\alpha}{\alpha} \frac{r_t^E}{w_t} \quad (\text{A7.31})$$

$$w_t = \left( \theta^\eta (w_t^x)^{1-\eta} + (1-\theta)^\eta (\tau_t w_t^H)^{1-\eta} \right)^{1/(1-\eta)} \quad (\text{A7.32})$$

$$w_t^x = \left( (1-\theta_x)^\eta (w_t^L)^{1-\eta_x} + \theta_x^\eta (\tau_t^M)^{1-\eta_x} \right)^{1/(1-\eta_x)} \quad (\text{A7.33})$$

$$w_t^L = \left( \theta_L^\eta (w_t^I)^{1-\eta_L} + (1-\theta_L)^\eta (\tau_t w_t^F)^{1-\eta_L} \right)^{1/(1-\eta_L)} \quad (\text{A7.34})$$

Y el costo marginal real:

$$mc_t = \frac{1}{A_t} \left( \frac{r_t^E}{\alpha} \right)^\alpha \left( \frac{w_t}{(1-\alpha)} \right)^{(1-\alpha)} \quad (\text{A7.35})$$

### Problema dinámico: precios a la Calvo

El problema dinámico de estas firmas está determinado por la maximización intertemporal de sus beneficios, las cuales eligen sus precios con la restricción de que estos presentan rigideces y, por tanto, no se pueden ajustar en cada periodo. En particular, se supone que estas empresas enfrentan restricciones de precios a la Calvo por lo que solo pueden ajustar su precio óptimo en cada periodo con probabilidad  $(1-\phi)$ , esto es:

$$\max_{P_t(j)} E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\varphi)^k \frac{U_{c,t+k}}{U_{c,t}} \left( \left( \frac{\pi_{t+k-l}^k P_t(j)}{P_{t+k}} \right)^{1-\xi} Y_{t+k} - mc_{t+k} \left( \frac{\pi_{t+k-l}^k P_t(j)}{P_{t+k}} \right)^{-\xi} Y_{t+k} \right) \quad (\text{A7.36})$$

De las CPO normalizadas:

$$(\pi_t)^{1-\xi} = (1-\varphi)(\pi_t^*)^{1-\xi} + \varphi(\pi_{t-1})^{1-\xi} \quad (\text{A7.37})$$

$$\pi_t^* = \left( \frac{\xi}{\xi-1} \right) \left( \frac{x_{1,t}}{x_{2,t}} \right) \pi_t \quad (\text{A7.38})$$

$$x_{1,t} = C_t^{-\sigma} mc_t Y_t + \beta\varphi E_t x_{1,t+1} \left( \frac{\pi_{t+1}}{\pi_t} \right)^\xi \quad (\text{A7.39})$$

$$x_{2,t} = C_t^{-\sigma} Y_t + \beta\varphi E_t x_{2,t+1} \left( \frac{\pi_{t+1}}{\pi_t} \right)^{\xi-1} \quad (\text{A7.40})$$

### Producción y dispersión de precios

Debido a la presencia de rigideces de precios, la producción total de la economía está dada por,

$$Y_t = \frac{A_t L_t^{1-\alpha} K_t^\alpha}{v_t^p} \quad (\text{A7.41})$$

Donde  $v_t^p$  representa la dispersión de precios y está dada por:

$$v_t^p = \int_0^1 \left( \frac{P_t(j)}{P_t} \right)^{-\xi} dj = (1-\varphi) \left( \frac{\pi_t}{\pi_t^*} \right)^\xi + \varphi \left( \frac{\pi_t}{\pi_{t-1}} \right)^\xi v_{t-1}^p \quad (\text{A7.42})$$

### Regla de Taylor y gobierno

La política monetaria sigue una regla de Taylor estándar en la que la autoridad monetaria fija su tasa de interés, que presenta persistencia, como respuesta a cambios en la inflación con respecto a su meta, así como al comportamiento de la brecha del producto frente al nivel de producción de precios flexibles:

$$\log \left( \frac{R_t}{R} \right) = \rho_r \log \left( \frac{R_{t-1}}{R} \right) + (1-\rho_r) \left( R + r_\pi \log \left( \frac{\pi_{t+1}}{\pi} \right) + r_y \log \left( \frac{Y_t}{Y_t^{flex}} \right) \right) + \epsilon_{rt} \quad (\text{A7.43})$$

Para la política fiscal se supone que en cada periodo el presupuesto del gobierno está equilibrado, por tanto:

$$T_t = (\tau_t - 1)(w_t^F L_t^F + w_t^H L_t^H) \quad (\text{A7.44})$$

### Salarios formales no calificados (SM)

$$MP_{L,t} = \frac{\Delta Y_t}{\Delta L_t} \quad (\text{A7.45})$$

$$\Delta W_t^F = \pi_{t-1}^c + \Delta MP_{L,t-1} + \epsilon_t^F \quad (\text{A7.46})$$

$$\Delta w_t^F = \Delta W_t^F - \pi_t^c \quad (\text{A7.47})$$

$$w_t^F = w_{ss}^F + \Delta w_t^F \quad (\text{A7.48})$$

$$w_t^H = \max(w_t^{H, \text{mercado}}, (w_t^{H, \text{mercado}})^{\rho_H} (w_{t-1}^H)^{1-\rho_H} (1 + \epsilon_t^F)^{\text{tra}}) \quad (\text{A7.49})$$

## Anexo 8

### Parámetros y calibración del modelo de la subsección 3.2.

Cuadro A8.1  
Parámetros

Parámetro	Definición	Valor	Fuente
$\sigma$	Elasticidad intertemporal de sustitución	2,0	Glover
$\beta$	Factor de descuento	0,9878	Patacon
$\nu_H$	Elasticidad de la oferta de trabajo	1,0	Glover
$\psi_H$	Desutilidad del trabajo calificado	1,0	
$\psi_I$	Desutilidad del trabajo no calificado informal	2,15	Calibrado
$\psi_F$	Desutilidad del trabajo no calificado formal	2,15	Calibrado
$\eta$	Elasticidad de sustitución $L_H$ vs $L_L$	0,7	Krusell
$\eta_x$	Elasticidad de sustitución $L_L$ vs $K_x$	1,25	
$\eta_L$	Elasticidad de sustitución $L_I$ vs $L_F$	1,5	Krusell
$\alpha$	Intensidad del capital $L$ vs $K$	0,2537	Calibrado
$\theta$	Intensidad $L_L$ vs $L_H$	0,3113	Calibrado
$\theta_L$	Intensidad $L_I$ vs $L_F$	0,2561	Calibrado
$\theta_x$	Intensidad $L_L$ vs $K_x$	0,3587	Calibrado

Fuente: cálculos del Banco de la República.

Cuadro A8.2  
Parámetros

Parámetro	Definición	Valor	Fuente
$\varphi$	Rigidez de precios	0,75	Patacon
$\xi$	Elasticidad de sustitución de los bienes intermedios	12	Patacon
$\pi$	inflación de Largo plazo	1,0 <sup>25</sup>	Normalización
$\bar{\alpha}^f$	Activos externos netos LP	0,5	Datos
$\bar{\phi}$	Prima de riesgo LP	1,0037	Datos
$\phi_\alpha$	Elasticidad de la prima de riesgo a la deuda	0,01	
$\rho_\tau$	Persistencia regla de Taylor	0,7	Patacon
$\tau_\pi$	Taylor $\pi$	1,5	Glover
$r_y$	Taylor brecha del PIB	0,5	
$w_{min}$	SM real LP	50%	
$A$	Productividad	1,0	Normalización
$\tau_{SS}$	Impuesto al trabajo	1,2	Datos

Fuente: cálculos Banco de la República

