

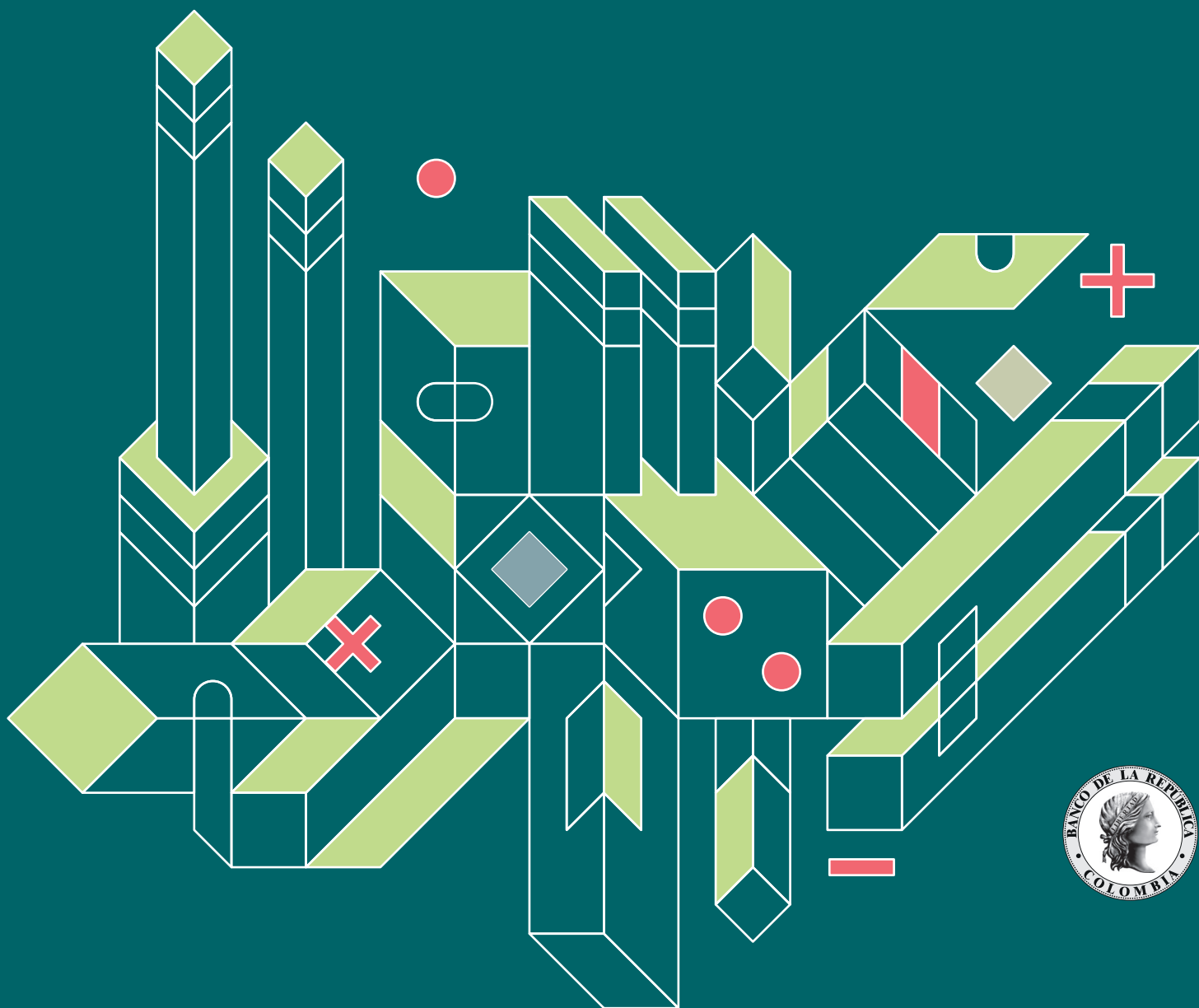
espe

Ensayos sobre
Política Económica

09/2020

Sistema pensional colombiano: descripción, tendencias demográficas y análisis macroeconómico

núm. 96

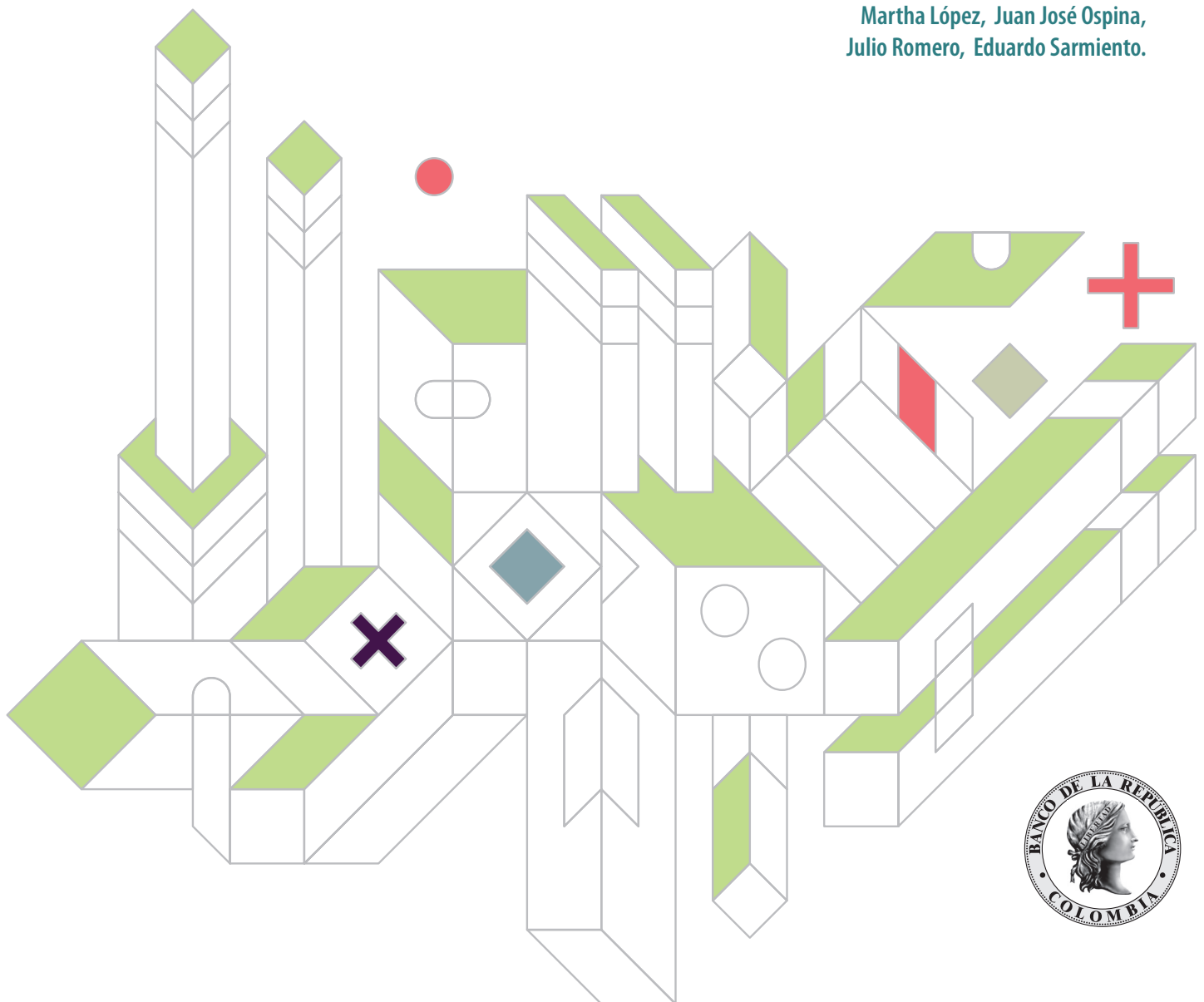


espe

Ensayos sobre
Política Económica

Sistema pensional colombiano: descripción, tendencias demográficas y análisis macroeconómico

Julián Parra (coordinador),
Fernando Arias, Jesús Bejarano,
Martha López, Juan José Ospina,
Julio Romero, Eduardo Sarmiento.



Sistema pensional colombiano: descripción, tendencias demográficas y análisis macroeconómico

Coautores

Julián Parra (coordinador),
Fernando Arias, Jesús Bejarano, Martha López,
Juan José Ospina, Julio Romero, Eduardo Sarmiento.

© 2020, Banco de la República

ISSN 2665-1327 (en línea)

Clasificación JEL: H55, J11, J26, E60, C68, E20.

Palabras clave: pensiones, análisis macroeconómico, cobertura, finanzas públicas, tendencias demográficas, envejecimiento poblacional.

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

Parra, J. (coordinador); Arias, F.; Bejarano, J.; López, M.; Ospina, J.; Romero, J.; Sarmiento, E. (2020). *Sistema pensional colombiano: descripción, tendencias demográficas y análisis macroeconómico*. Ensayos sobre Política Económica (ESPE), núm. 96, septiembre, DOI: 10.32468/espe.96

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 (Banco de la República)
Mauricio Villamizar Villegas (Banco de la República)
Carmiña Vargas Riaño (Banco de la República)
Ignacio Lozano Espitia (Banco de la República)

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.	El sistema pensional en Colombia	6
2.	Proyecciones de población y tendencias demográficas en Colombia	18
3.	Análisis macroeconómico del sistema pensional	25
4.	Conclusiones generales	36
Recuadros		38
Marco legislativo y características del sistema pensional actual en Colombia		
Comparación de sistemas pensionales		
Problema de la representatividad de las tasas de reemplazo agregadas		
Referencias		45
Anexos		50

Introducción

¿Cuál es el estado actual del sistema pensional en Colombia y cuál su panorama futuro? Se trata de una pregunta amplia a cuya difícil respuesta intentamos contribuir en el presente artículo mediante tres tipos de análisis: su descripción y caracterización; una exploración de las tendencias demográficas en Colombia, y un análisis macroeconómico del impacto y la evolución de los dos regímenes principales del país.

El sistema de pensiones, fundamental para la protección de los adultos mayores de un país, está compuesto en Colombia principalmente por dos regímenes alternativos, uno público, denominado Régimen Solidario de Prima Media con Prestación Definida (RPM), y uno privado, correspondiente al Régimen de Ahorro Individual con Solidaridad (RAIS). Existen también unos regímenes especiales, algunos plenamente vigentes y otros en proceso gradual de desaparición. Las formas en que funcionan los regímenes principales son muy diferentes, y sus detalles y comparación resultan complejos.

Las diferentes características de los regímenes pensionales tienen notables efectos sobre los individuos, no solo sobre aquellos que reciben una pensión, sino sobre el comportamiento de todos los consumidores y las empresas en la economía: en las decisiones de ahorro y de trabajo de los primeros, y de contratación y uso de los factores productivos en las segundas. A su vez, estas decisiones tienen un efecto significativo sobre el nivel de empleo, la inversión, el consumo agregado, las tasas de interés, los salarios y otras variables macroeconómicas. Adicionalmente, la evolución de los dos regímenes principales y sus implicaciones sobre la macroeconomía y, en general, sobre el bienestar de los colombianos dependen considerablemente de la distribución etaria de la población y sus cambios a lo largo del tiempo.

El aporte de este artículo a la caracterización de los regímenes principales del sistema pensional colombiano y a la comprensión de su impacto sobre la macroeconomía y su evolución futura está desarrollado en tres secciones.

En la primera sección hacemos una caracterización del sistema presentando cifras relacionadas con, entre otros elementos, cobertura, tasas de fidelidad, subsidios, impacto sobre las finanzas públicas y programas paralelos (Colombia Mayor y Beneficios Económicos Periódicos [BEPs]). Por ejemplo, con datos a 2019 mostramos que solo uno de cada cuatro adultos mayores accede a una pensión y que esa baja cobertura del sistema es resultado tanto de la baja tasa de cotizantes (por debajo del 40% del total de los afiliados al sistema), como de su dificultad para alcanzar los requisitos de pensión (alrededor del 60% de los cotizantes logran cumplirlos). A pesar de la baja cobertura, las transferencias que hace anualmente el gobierno para el financiamiento de las pensiones representan una carga fiscal importante y han fluctuado en los últimos años alrededor del 3,5% como porcentaje del PIB. Aproximadamente dos terceras partes de esas transferencias se destinan principalmente a regímenes especiales (Fuerza Pública, Magisterio, entre otros) y la tercera parte restante al régimen público principal, administrado por Colpensiones.

* Agradecemos los comentarios de Jorge Llano sobre la primera sección del artículo; igualmente, la excelente asistencia de Sandra Gamarra, Nicolás López, Haroldo Rodríguez y Daniela Peña en la digitación de anuarios estadísticos de la segunda sección, y de Daniela Machuca en la elaboración de la tercera sección; también, la asistencia durante algunos momentos específicos del proyecto a Juan P. Ángel, Fredy Castañeda y Juan C. Méndez-Vizcaino.

Como hemos mencionado, la distribución de la población y los cambios demográficos son esenciales en el análisis del sistema pensional por temas como, entre otros, cuál es la expectativa de vida de los individuos y, por tanto, cuánto tiempo esperan disfrutar su retiro o qué proporción de la población trabaja y hace aportes al sistema, y cuántos están retirados y recibiendo una pensión. Para tomar en cuenta estos elementos, en la segunda sección del artículo nos enfocamos en aspectos demográficos. A partir de una revisión de múltiples fuentes de estadísticas vitales y migratorias de Colombia desde principios del siglo XX, presentamos un análisis de la evolución de la población colombiana. Específicamente, hacemos estimaciones históricas (hasta 2018) y pronósticos (hasta 2120), por sexos y edades, sobre las tres fuentes de cambios demográficos: la fecundidad, la mortalidad y la migración. Con base en estas estimaciones construimos proyecciones de población total, distribución de la población por edades, esperanza de vida laboral, probabilidad de retiro y duración de la vida en retiro. Las proyecciones realizadas sobre crecimiento de la población y probabilidades de supervivencia según la edad las usamos como un insumo fundamental para el análisis de la tercera sección. Entre otros resultados, en la sección concluimos que, con base en la tendencia central de las proyecciones realizadas, la población colombiana se estabilizará en unas décadas (2060) en alrededor de 55 millones de personas, y para ese momento la esperanza de vida de alguien que alcanza los 60 años será de vivir cerca de 27 años más.

Finalmente, en la tercera sección hacemos un análisis macroeconómico del sistema pensional. En particular, estudiamos cómo los dos regímenes principales y algunas posibles reformas (paramétricas) podrían afectar variables agregadas como el consumo, la inversión, el nivel de empleo, los salarios y, en últimas, el bienestar de los individuos en la economía. Con ese propósito planteamos un modelo de equilibrio general (que incluye los hogares, las empresas y el gobierno) en el que, como en la economía real, diferentes generaciones coexisten e interactúan en un mismo momento y cada una desaparece al cumplir su ciclo de vida mientras aparece otra nueva (generaciones traslapadas). El modelo está diseñado para capturar algunas de las características principales del sistema pensional colombiano, como la coexistencia de los dos regímenes principales mencionados o el hecho de que en el régimen público la pensión se calcula con base en el ingreso de los últimos diez años de cotización. En la sección concluimos, entre otros resultados, que reducir la carga fiscal que impone el régimen de reparto traería beneficios apreciables para todos los individuos en la economía (incluyendo los afiliados a ese régimen) si esa menor carga fiscal se traduce, como sucede en el modelo, en una reducción de la carga impositiva y en incrementos del nivel de ahorro. Lo anterior llevaría a aumentos en el acervo de capital y en la productividad del trabajo, generando mayores niveles salariales y, en últimas, un mayor bienestar para todos los agentes en la economía.

1. El sistema pensional en Colombia

En la presente sección realizamos una descripción del sistema pensional colombiano, compuesto principalmente por dos regímenes alternativos, uno público, denominado Régimen Solidario de Prima Media con Prestación Definida (RPM), y uno privado, correspondiente al Régimen de Ahorro Individual con Solidaridad (RAIS). También existen en la actualidad algunos regímenes especiales (por ejemplo, Fuerzas Militares, Congreso, Magisterio).

Inicialmente analizamos algunas cifras de pensiones para Colombia relacionadas, entre otros, con cobertura, tasas de fidelidad, características de los afiliados y pensionados, traslados, valor de los fondos privados, tasas de reemplazo, subsidios del RPM, Colombia Mayor y Beneficios Económicos Periódicos (BEPs). Posteriormente, hacemos referencia a la relación del sistema pensional con las finanzas públicas y cuantificamos el valor actuarial de la deuda pensional del Gobierno. Al final de la sección presentamos una breve conclusión.

Para los lectores interesados en conocer algunos detalles básicos, en el Recuadro 1 presentamos un resumen del marco legislativo dentro del cual opera actualmente el sistema y sus características principales, según el régimen (requerimientos de edad y semanas, tasa de cotización, pensión mínima y máxima, etc.). En el Recuadro 2 hacemos una breve comparación del caso colombiano con los sistemas pensionales de Estados Unidos y Chile. Como allí se explica, el primero tiene una amplia cobertura, pero también representa una carga fiscal importante en las finanzas públicas. El segundo, desde 1980, ha otorgado un papel preponderante a los fondos privados.

1.1 Estadísticas descriptivas del sistema pensional en Colombia

1.1.1 Afiliados

En el Gráfico 1 se muestra la evolución de los afiliados en ambos regímenes: RPM y RAIS. Desde 2004 la afiliación al segundo se incrementó notablemente mientras la del primero se mantuvo casi constante. En el RPM los afiliados aumentaron de 5.696.040 en 2004 a 6.871.981 en 2019, mientras que en el RAIS los afiliados aumentaron de 5.747.396 a 16.463.089. Con lo anterior se evidencia cómo la reforma de la Ley 100 de 1993 incentivó las afiliaciones a los fondos privados. Es de anotar que el alto número de afiliaciones al régimen privado se debe, en parte, a que los trabajadores en su etapa activa toman en cuenta que en el RAIS sus aportes se pueden considerar ahorros dada la legislación actual. Más adelante analizaremos los traslados de un sistema a otro a medida que el trabajador se acerca a cierta edad.

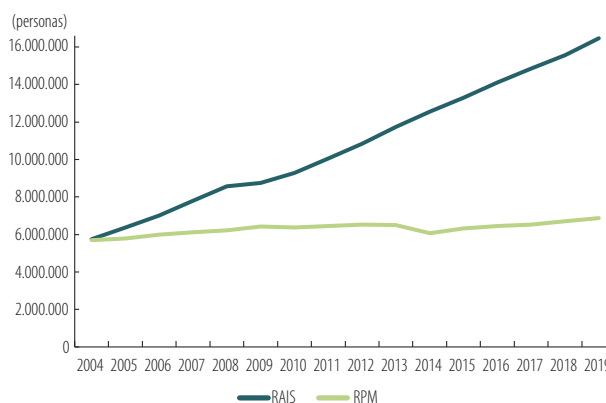
Por otra parte, también se evidencian altas tasas de crecimiento en las afiliaciones, mejorando los indicadores de cobertura del Sistema Global de Pensiones; sin embargo, no todos los afiliados son activos y cotizantes (esto es, que hayan contribuido al sistema en el correspondiente mes de análisis) y, como se verá más adelante, la cobertura de los pensionados se mantiene baja.

Un indicador importante debido a que determina la probabilidad de pensionarse al cumplir la edad de pensión es la tasa de fidelidad al sistema: la proporción de cotizantes en el total de afiliados. Esta tasa de fidelidad durante 2004-2019 tuvo un promedio del 40,9% en el RAIS y del 32,3% en el RPM. En el agregado se mantuvo alrededor del 37% (Gráfico 2). Con tasas de cotización por debajo del 50% tanto para el RPM como para el RAIS, se espera que una alta proporción de la población en edad de pensionarse no logre hacerlo, a pesar de estar afiliada (46%), hecho que se verifica más adelante. Hacia 2007 la tasa de fidelidad era muy inferior en el RPM con respecto al RAIS; sin embargo, en los

últimos años la diferencia ha disminuido. La baja fidelidad al sistema refleja la alta inestabilidad laboral de los afiliados, en especial con respecto al mercado laboral formal.

Gráfico 1
Afiliados al RAIS y al RPM en Colombia

El número de afiliados al sistema pensional ha aumentado considerablemente, principalmente en el RAIS. A este último pertenecían, en 2019, alrededor del 71% del total de afiliados de los dos regímenes principales.



Fuente: Superfinanciera.

Gráfico 2
Tasa de fidelidad en el sistema pensional colombiano

La tasa de fidelidad, que consiste en la proporción de cotizantes frente al total de afiliados, es baja, manteniéndose por debajo del 40% para el total del sistema.



Nota: *afiliado* se refiere a quien haya cotizado al menos una vez en la vida. *Cotizante*, para un mes específico, se refiere a quien haya cotizado durante ese mes.

Fuente: Superfinanciera; cálculos propios.

Relacionando los cotizantes con los ocupados de 15 años y más, en 2012 la proporción fue del 37,4% en el total nacional, del 43,1% en las cabeceras municipales y del 16,3% en el resto. Esto muestra la baja proporción en la zona rural. Por su parte, la proporción de los pensionados ocupados fue cercana al 1% (Cuadro 1).

Cuadro 1
Personas ocupadas de 15 años y más por cotización a pensiones (2012)

Ubicación	Ocupados de 15 y más años	Cotizantes		No cotizantes		Pensionados	
	(miles)	(miles)	(porcentaje)	(miles)	(porcentaje)	(miles)	(porcentaje)
Total nacional	18.259	6.834	37,4	11.184	61,3	241	1,3
Cabecera	14.382	6.203	43,1	7.963	55,4	217	1,5
Resto	3.877	631	16,3	3.221	83,1	24	0,6

Fuente: DANE (*Encuesta longitudinal de protección social*, 2012).

La mayor proporción de los cotizantes son asalariados, de los cuales cotizó el 60,9% en 2012. De los independientes solamente lo hizo el 9,8% (Cuadro 2). En el total de cotizantes solamente el 11,9% fueron independientes, mientras que en el total de ocupados de 15 años y más los independientes representaron el 45,6% (a partir de los datos del Cuadro 2).

Los resultados son consistentes con Santa María *et al.* (2010), quienes señalan las bajas tasas de afiliación de los trabajadores cuenta propia.

Con respecto a la cobertura del sistema pensional en su etapa de acumulación, los cotizantes como proporción de la población económicamente activa han aumentado entre 2004 y 2019 de cerca del 22% al 37%. Esta cobertura en 2019 corresponde al 10,6% de cotizantes en el RPM y al 26,1% en el RAIS (Gráfico 3). En este sentido, la cobertura del sistema pensional ha avanzado y probablemente este comportamiento se refleje en los próximos años en la cobertura de adultos mayores pensionados.

Afiliados según sexo, edad y nivel de ingreso

Al diferenciar por sexo, con datos de 2019, sobresale el hecho de que las afiliaciones son mayores para hombres que para mujeres. De los afiliados al RAIS, el 42,9% fueron mujeres y el 57,1% fueron hombres y, en el RPM, 46,0% mujeres y 54,0% hombres (Cuadro 3). Esto es reflejo de la mayor proporción de participación laboral masculina (a pesar de representar una menor proporción en la población en edad de trabajar).

En cuanto a los afiliados por rangos de edad, mientras que en el RAIS más de la mitad de los afiliados se concentra entre los 20 y los 34 años, en el RPM la mayoría de los afiliados se concentran en rangos de población mayores a 44 años (Cuadro 4). Esta distribución de afiliados en el RPM pone presión sobre las finanzas públicas, ya que las cotizaciones de los jóvenes son inferiores a los pagos de pensiones que se prevén para quienes están cerca a jubilarse.

Lo anterior refleja el hecho de que las nuevas afiliaciones se han dirigido especialmente al RAIS. Desde el comienzo de la reforma laboral de la Ley 100 de 1993 la creación de los fondos privados atrajo una gran cantidad de afiliaciones nuevas de las personas más jóvenes. Sin embargo, las bajas tasas de reemplazo del RAIS con respecto al RPM (ver sección 1.1.5) podrían revertir parcialmente la distribución de afiliados por medio de los traslados, causando más presión sobre las finanzas públicas.

Finalmente, se diferencian las afiliaciones por nivel de ingreso. Dadas las características del sistema laboral colombiano, donde la mayoría de los empleados ganan menos de dos salarios mínimos mensuales legales vigentes (SMMLV), cerca de un 90% de las afiliaciones están en este nivel de ingreso tanto en el RAIS como en el RPM (gráficos 4 y 5).

Es importante anotar que en el RAIS, con tasas de reemplazo inferiores al 50%, los cotizantes con ingresos menores a 2 SMMLV (e incluso cotizantes con ingresos mayores, para tasas de reemplazo más bajas) tendrán que recurrir al Fondo de Garantía de Pensión Mínima (FGPM) para que se cumpla el mandato constitucional de asegurarles una pensión de por lo menos 1 SMMLV. Esto pone presión sobre la carga del FGPM debido a la alta cantidad de afiliados con bajos ingresos.

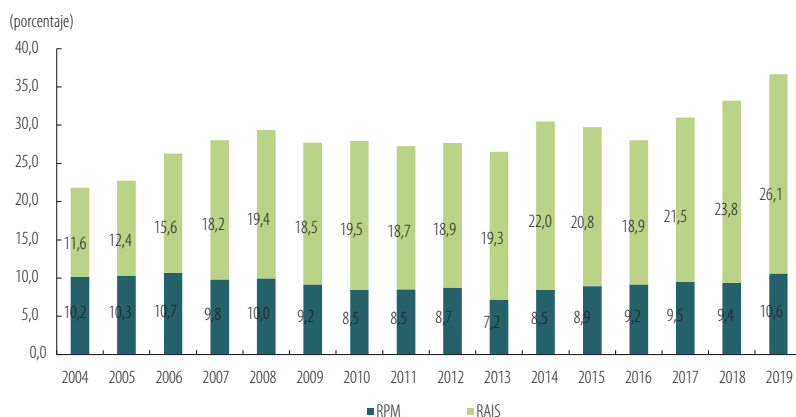
Cuadro 2
Personas ocupadas de 15 años y más por cotización a pensiones, por asalariados e independientes (2012)

Ubicación	Ocupados de 15 y más años	Asalariados de 15 y más años	Asalariados cotizantes		Independientes de 15 y más años		Independientes cotizantes
	(miles)	(miles)	(miles)	(porcentaje)	(miles)	(miles)	(porcentaje)
Total nacional	18.259	9.897	6.023	60,9	8.305	810	9,8
Cabecera	14.382	8.319	5.463	65,7	6.038	740	12,3
Resto	3.877	1.578	561	35,6	2.268	70	3,1

Fuente: DANE (*Encuesta longitudinal de protección social*, 2012).

Gráfico 3 Cobertura del sistema contributivo en la población activa (cotizantes/PEA)

La cobertura del sistema con respecto a la población económica activa (PEA) ha pasado de cerca del 22% a cerca del 37% entre 2004 y 2019.



Fuentes: DANE y Superfinanciera; cálculos propios.

Cuadro 3 Distribución de afiliados no pensionados por sexo (2019)

	Mujeres (porcentaje)	Hombres (porcentaje)
RPM	46,0	54,0
RAIS	42,9	57,1

Fuentes: Colpensiones y Superfinanciera; cálculos propios.

Cuadro 4 Distribución de afiliados no pensionados por rango de edad (2019)

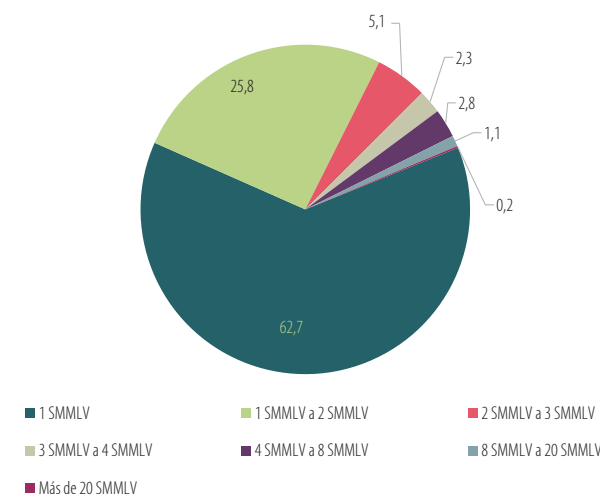
	24 o menos (porcentaje)	25-34	35-44	45-54	55 o más
RPM	2,9	10,0	18,5	30,9	37,7
RAIS	20,1	39,7	26,2	9,5	4,4

Fuentes: Colpensiones y Superfinanciera; cálculos propios.

mayor proporción de las personas que reciben una pensión se encuentran en el RPM. De 2005 a 2019 los pensionados se ubicaron en cerca de 1.400.000 de personas, pasando de 674.842 a 1.386.960 en el RPM. En cambio, en el RAIS aumentaron durante el período, pero representaron solamente un 11,6% del total de pensionados de los dos regímenes (Cuadro 6). El alto porcentaje de pensionados en el RPM con respecto al RAIS es reflejo del incentivo a trasladarse hacia el primero, debido a las bajas tasas de reemplazo del segundo, como se observará más adelante.

Gráfico 4 Distribución por salario de afiliados no pensionados del RAIS (2019) (porcentaje)

La mayor proporción de afiliados en el RAIS gana menos de un SMMLV, lo cual es reflejo de la distribución salarial en Colombia.



Nota: SMMLV se refiere al salario mínimo mensual legal vigente.
Fuente: Superfinanciera; cálculos propios.

Afiliados al RAIS por tipo de fondo

Los afiliados al RAIS tienen la opción de escoger el perfil del fondo al cual quieren pertenecer, de acuerdo con el nivel de riesgo. Por tipo de fondo entre 2011-2018 la mayor parte de afiliados estaba en la modalidad de moderado, seguido de conservador y mayor riesgo, y esta composición se ha mantenido relativamente estable desde 2011 (Cuadro 5).

1.1.2 Pensionados

De la misma forma que en el RAIS se tiene menor proporción de afiliados de mayor edad con respecto al RPM, la

La cobertura de los pensionados se ha incrementado gradualmente desde alrededor del 17% en 2005 hasta un poco más del 24% en 2019 (Gráfico 6); es decir, continúa siendo baja, a pesar del aumento de las afiliaciones luego de la Ley 100 de 1993. En países como Chile y Estados Unidos esta cobertura es mayor al 80% (véase Recuadro 2).

Dada la tendencia reciente en las afiliaciones, se espera que la cobertura de los pensionados aumente en los años venideros. Sin embargo, se requiere que el país esté preparado desde la perspectiva financiera. En primera instancia se requiere mantener la rentabilidad y solvencia de los fondos privados y en segundo lugar evitar que las transferencias del gobierno al RPM desestabilicen las finanzas del Estado.

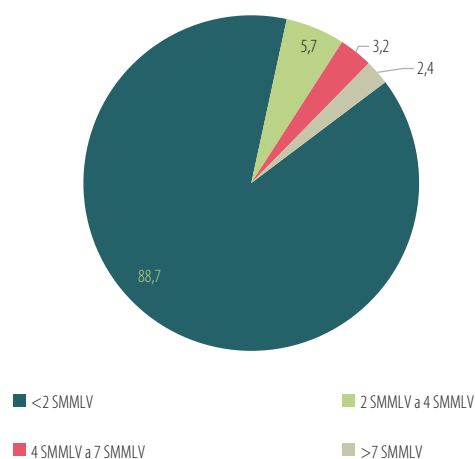
Cuadro 5
Afiliados por tipo de fondo según riesgo en el RAIS

Año	Total	Afiliado por tipo de fondo		
		Fondo moderado	Fondo conservador	Fondo mayor riesgo
2011	10.039.366	9.586.143	416.715	36.508
2012	10.833.256	10.289.857	502.402	40.997
2013	11.738.942	11.078.160	617.568	43.214
2014	12.538.226	11.882.507	610.900	44.819
2015	13.296.191	12.645.429	603.930	46.832
2016	14.115.397	13.347.910	719.748	47.739
2017	14.841.656	13.935.164	857.054	49.438
2018	15.554.616	14.528.725	968.903	56.988

Fuente: Superfinanciera.

Gráfico 5
Distribución por salario de afiliados no pensionados del RPM (2019) (porcentaje)

Al igual que en el RAIS, en el RPM la mayor proporción de afiliados ganan menos de dos SMMLV.



Nota: SMMLV se refiere a salario mínimo mensual legal vigente.
Fuente: Colpensiones.

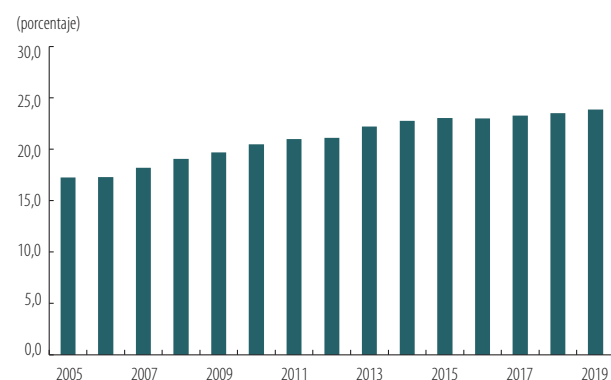
Cuadro 6
Personas que reciben una pensión, por régimen

Años	Pensionados RPM	Pensionados RAIS
2005	674.842	18.668
2006	691.015	21.716
2007	746.772	26.034
2008	806.156	30.500
2009	860.094	36.195
2010	924.689	42.769
2011	975.201	51.357
2012	1.011.104	59.764
2013	1.099.596	68.771
2014	1.162.659	78.498
2015	1.210.577	92.037
2016	1.240.656	111.080
2017	1.290.139	130.614
2018	1.334.980	153.701
2019	1.386.960	181.697

Fuente: Superfinanciera.

Gráfico 6
Cobertura de pensionados: pensionados/población en edad de pensión

La cobertura del sistema pensional es baja, menos del 25% de los adultos mayores tienen una pensión.



Nota: la población en edad de pensión se refiere a mujeres de 57 o más años y a hombres de 62 o más.

Fuentes: Superfinanciera y DANE; cálculos propios

Se estima que cerca del 40% del total de la población en edad de pensionarse no logra cumplir los requisitos y solo tiene derecho (como se explica en el Recuadro 1) a una devolución de saldos en el RAIS o una indemnización sustitutiva en el RPM (Villar *et al.*, 2015).

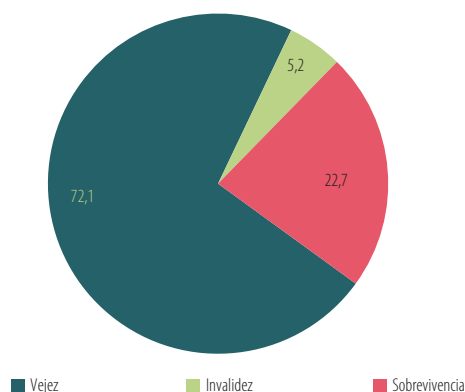
Pensionados en el RPM

Por tipo de pensión, la mayor proporción de los pensionados en el RPM correspondió en 2019 a vejez (72,1%), seguido por sobrevivencia (22,7%) e invalidez (5,2%) (Gráfico 7).

Por sexo la proporción fue del 56,0% mujeres y del 44,0% hombres (Gráfico 8). Aunque la mayor proporción de los cotizantes son hombres, la mayor expectativa de vida de las mujeres, la menor edad para pensionarse con la legislación actual y otros motivos para pensionarse, como la sobrevivencia, resultan en una mayor proporción de pensionadas mujeres.

Gráfico 7
Pensionados del RPM por tipo de pensión (2019)
(porcentaje)

La mayor proporción de las pensiones del RPM se otorga por vejez; sin embargo, la proporción de aquellas que se otorgan por sobrevivencia es también significativa.

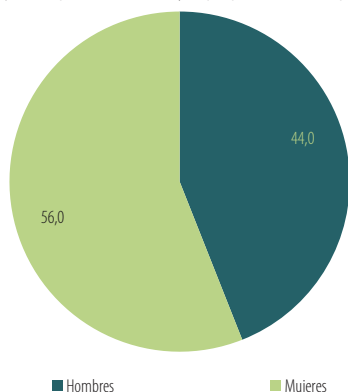


Nota: el Recuadro 1 ofrece más detalles sobre los tres tipos de pensión: vejez, sobrevivencia e invalidez.

Fuente: Colpensiones.

Gráfico 8
Pensionados del RPM por sexo (2019)
(porcentaje)

En el RPM las mujeres representan la mayor proporción de los pensionados.



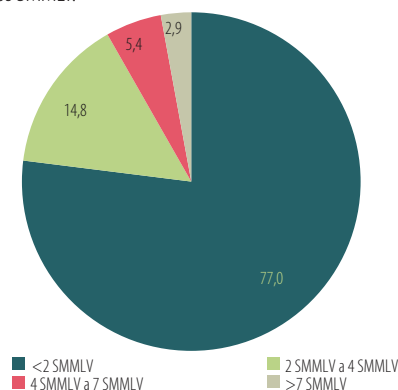
Fuente: Colpensiones.

Por rango de ingresos la mayor proporción de pensionados se presentó en el de menos de 2 SMMLV (Gráfico 9). Los resultados anteriores se derivan de la distribución de los afiliados por nivel de salario. Sin embargo, la menor proporción de pensionados de menos de 2 SMMLV con respecto a afiliados en el mismo rango de ingreso indica que una alta proporción de la población de bajos ingresos no alcanza a pensionarse.

Por último, por edad la mayor proporción se encontró en el rango 65-74 años (44,2%) y mayor de 75 años (27,1%) (Gráfico 10). Los resultados anteriores se relacionan con la expectativa de vida de la población. En el futuro, con el incremento de esta se espera una mayor proporción de pensionados entre 80-89 años y más de 90 años.

Gráfico 9
Pensionados del RPM por salario (2019)
(porcentaje)

El ingreso de los pensionados a 2019 en el RPM era en su mayoría de personas con menos de dos SMMLV.

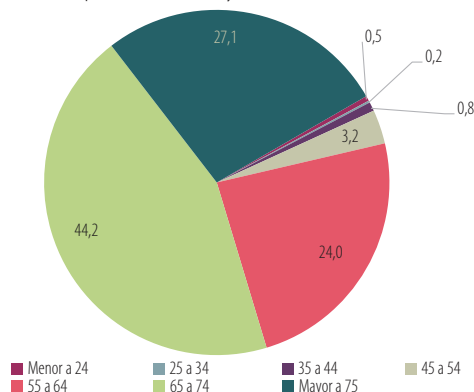


Nota: SMMLV se refiere a salario mínimo mensual legal vigente.

Fuente: Colpensiones.

Gráfico 10
Pensionados del RPM por edad (2019)
(porcentaje)

Más del 70% de los pensionados es mayor a 65 años.



Fuente: Colpensiones.

Pensionados en el RAIS

En 2019 los pensionados del RAIS, en contraste con los del RPM, en mayor proporción correspondieron a hombres (62,3%) y la menor proporción a mujeres (37,7%) (Gráfico 11).

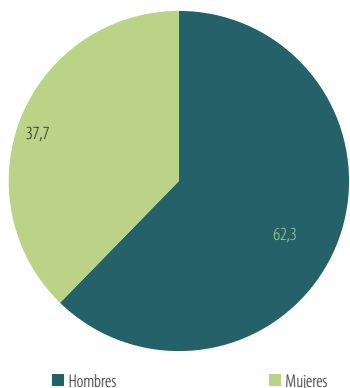
La mayor proporción de los pensionados por tipo de pensión correspondió a vejez con el 45,5%, mientras en sobrevivencia fue del 32,1%. La menor proporción fue la de invalidez con el 22,5%. La alta proporción de sobrevivencia es un factor desestabilizador del sistema pensional privado, ya que ocasiona que este dependa en manera excesiva del seguro para financiarlo (Gráfico 12).

En el RAIS se tienen tres modalidades de pensión: renta vitalicia inmediata, retiro programado y retiro programado con renta vitalicia diferida. La renta vitalicia inmediata es administrada por una aseguradora que realiza los desembolsos hasta la muerte del pensionado o, si aplica, hasta que los sobrevivientes tengan derecho. En el retiro programado los fondos siguen siendo administrados por el fondo privado y las mensualidades se determinan anualmente con la renta vitalicia que resulta de la edad del afiliado y el saldo remanente. En el retiro programado con renta vitalicia diferida se tiene una combinación de las anteriores. En este se aplica el retiro programado al comienzo y a partir de cierta edad se aplica la renta vitalicia (Muñoz *et al.*, 2009).

Por modalidad, la mayor proporción de los pensionados en el RAIS en 2019 fue en retiro programado (53%) y luego en renta vitalicia (38,1%) (Gráfico 13).

Gráfico 11
Distribución de pensionados en el RAIS por sexo (2019)
(porcentaje)

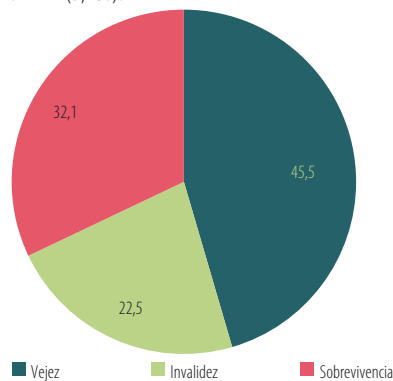
Contrario a lo que ocurre en el RPM, los pensionados en el RAIS son en su mayoría hombres.



Fuente: Superfinanciera.

Gráfico 12
Distribución de pensionados en el RAIS por tipo de pensión (2019)
(porcentaje)

En el RAIS la proporción de pensionados por invalidez (22,5%) es significativamente más alta que en el RPM (5,2%).

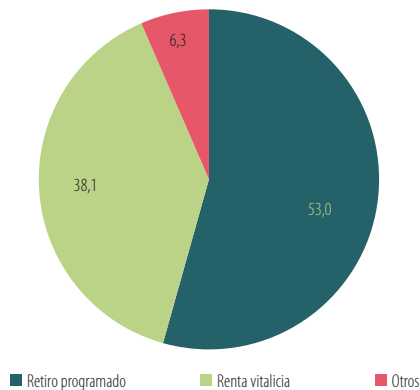


Nota: el Recuadro 1 ofrece más detalles sobre los tres tipos de pensión: vejez, sobrevivencia e invalidez.

Fuente: Superfinanciera; cálculos propios.

Gráfico 13
Distribución de pensionados en RAIS por modalidad de pensión (2019)
(porcentaje)

En el RAIS existe la posibilidad de pensionarse con varias modalidades y la de retiro programado representa la mayor proporción.



Nota: en el RAIS hay tres modalidades de pensión: renta vitalicia inmediata, retiro programado y retiro programado con renta vitalicia diferida. La primera es administrada por una aseguradora que realiza los desembolsos hasta la muerte del pensionado o hasta que tengan derecho los sobrevivientes. En el retiro programado los recursos siguen siendo administrados por el fondo privado y las mensualidades se determinan anualmente de acuerdo con el saldo remanente. En el retiro programado con renta vitalicia diferida se aplica el retiro programado al comienzo, y a partir de cierta edad se aplica la renta vitalicia.

Fuente: Superfinanciera; cálculos propios.

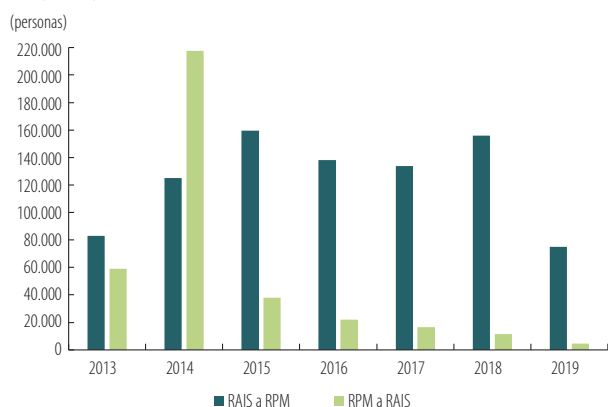
1.1.3 Traslados

Luego de la Ley 100 de 1993 se generalizaron los traslados del RPM al RAIS. Sin embargo, con el paso de los años la tendencia se ha revertido con traslados del RAIS al RPM.

Estos últimos pasaron de 82.795 en 2013 a 155.729 en 2018 y disminuyeron a 75.153 en 2019. En contraste, en los traslados del RPM al RAIS se observa una tendencia decreciente después del año 2014, según los datos de Colpensiones: en 2015 se presentaron 37.844 traslados de este tipo y año tras año la cantidad se fue reduciendo hasta llegar a 4.417 traslados en 2019 (Gráfico 14). El Gráfico 15 muestra los traslados del RAIS al RPM según el sexo del afiliado, mientras que el Gráfico 16 muestra la misma variable pero discriminada por tipo de trabajador.

Gráfico 14
Traslados del RAIS al RPM y del RPM al RAIS

La cantidad de traslados del RAIS al RPM en general ha aumentado mientras que la del RPM al RAIS ha disminuido. Esto puede deberse a las mejores tasas de reemplazo que ofrece el RPM frente al RAIS.



Fuente: Colpensiones.

A mayor cantidad de traslados del RAIS al RPM se pone más presión sobre las finanzas públicas en la medida en que las cotizaciones son inferiores a los gastos por pensiones y se va configurando un mayor pasivo pensional, como se describirá más adelante. Los pagos de pensiones con cargo a la nación representan alrededor del 3,5% del PIB. Estos pagos se incrementan con los traslados del RAIS al RPM (motivados, entre otros, por las mejores tasas de reemplazo en este último)¹.

1.1.4 Valor y rentabilidad de los fondos en el RAIS

El valor de los fondos corresponde a los recursos ahorrados por sus afiliados. Estos aumentaron a tasas altas en términos reales de 1998 a 2019. Sin embargo, en los últimos años la tasa de crecimiento se redujo. A precios de 2019 el valor total de los fondos fue de \$281,7 billones, distribuidos así: en el conservador \$26,8 billones, el moderado \$211,5 billones,

1 Un atenuante en la decisión de trasladarse al RPM se presenta cuando existe una gran incertidumbre acerca de si la persona podrá estar empleada en los últimos diez años de vida laboral y si el salario correspondiente es suficiente para mejorar el ingreso esperado de la pensión en estas circunstancias.

el de mayor riesgo \$15,9 billones y el ahorro programado \$27,5 billones. Como proporción del producto, el total del valor de los fondos es cerca del 25%, y al comparar con el total de la cartera del sistema financiero, la proporción fue cercana al 50% (Cuadro 7).

El valor de los fondos depende de la evolución de la cantidad de afiliados, las nuevas cotizaciones y la rentabilidad. Como se presentó anteriormente, los afiliados y cotizantes aumentaron considerablemente después de la Ley 100 de 1993. Con respecto a la rentabilidad real, a diciembre de 2019, según cálculos de la Superfinanciera, esta oscila entre 3,5% y 4,4%, dependiendo del tipo de fondo, teniendo en cuenta el promedio del total del sistema de los fondos en el RAIS (Cuadro 8).

Gráfico 15
Traslados del RAIS al RPM por sexo

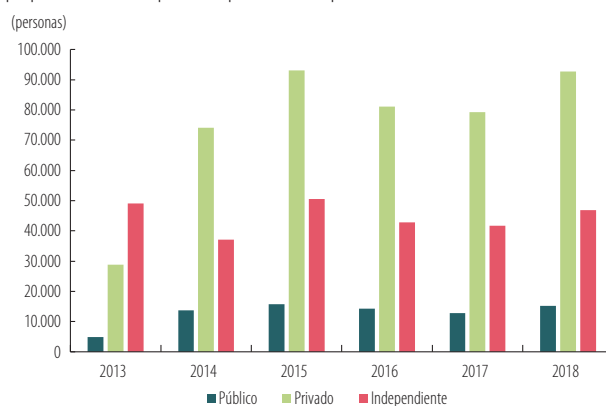
En los años recientes no hay mucha diferencia entre hombres y mujeres en las cifras de traslados del RAIS al RPM.



Fuente: Colpensiones.

Gráfico 16
Traslados del RAIS al RPM por tipo de trabajador

Los traslados del RAIS al RPM del grupo de empleados del sector privado es mayor que el de los empleados públicos e independientes y puede ser reflejo de la mayor proporción de este tipo de empleados en el país.



Fuente: Colpensiones.

Cuadro 7

Valor de los fondos del RAIS por tipo (millones de pesos de 2019)

Año	Total	Conservador	Moderado	Más riesgo	Ahorro programado
1998	9.263.295				
1999	14.102.510				
2000	19.153.641				
2001	25.281.870				
2002	32.685.844				
2003	39.781.524				
2004	49.031.409				
2005	64.648.967				
2006	73.248.501				
2007	81.793.410				
2008	86.755.460				
2009	116.405.341				
2010	139.662.867				
2011	141.282.102	6.794.782	124.530.263	1.065.317	8.891.736
2012	167.326.309	9.694.127	145.321.624	1.541.008	10.769.551
2013	172.226.111	12.088.832	146.908.456	1.699.870	11.528.954
2014	194.079.931	12.703.737	165.819.571	1.978.659	13.577.963
2015	196.468.350	11.869.995	167.337.629	2.100.009	15.160.718
2016	212.442.711	15.266.489	178.001.417	2.266.641	16.908.165
2017	243.130.010	19.512.370	200.686.706	2.765.077	20.165.856
2018	243.467.187	21.950.799	196.085.186	2.825.773	22.605.429
2019	281.711.262	26.786.725	211.537.324	15.857.842	27.529.370

Fuente: Superfinanciera.

Cuadro 8

Rentabilidad acumulada de los últimos cinco años de los fondos en el RAIS (porcentaje)

Fondo	Rentabilidad acumulada 5 años 31 de diciembre de 2014 a 31 de diciembre de 2019							
	Fondo Conservador		Fondo Moderado		Fondo de Mayor Riesgo		Fondo de Retiro Programado	
	Nominal	Real	Nominal	Real	Nominal	Real	Nominal	Real
Protección	8,29	3,42	8,38	3,51	8,59	3,71	9,24	4,33
Porvenir	8,35	3,48	9,10	4,20	8,64	3,76	9,50	4,58
Old Mutual	8,62	3,74	9,86	4,92	9,88	4,94	9,35	4,43
Colfondos	8,27	3,41	8,46	3,59	11,00	6,01	9,10	4,20
Promedio	8,33	3,47	8,79	3,90	8,86	3,97	9,31	4,40

Nota: la rentabilidad nominal es calculada por la Superfinanciera bajo la metodología de valor de unidad (NAV).

Fuente: Superfinanciera

1.1.5 Tasas de reemplazo

Las tasas de reemplazo del RAIS dependen de la tasa de cotización, las semanas cotizadas y la edad de jubilación. También de otras variables, como la expectativa de vida y la rentabilidad (véase el Recuadro 3 para un análisis del problema de la representatividad del cálculo de tasas de reemplazo agregadas).

En el RAIS, para el caso de los hombres, con tasas de rentabilidad real del 3% y cotizando durante 25 años, aquellos con ingresos de 1, 2 y 3 SMMLV se pensionarían con la pensión mínima de 1 SMMLV, la cual sería parcialmente financiada por el FGPM. Por otro lado, para una rentabilidad del 4%, aquellos con ingresos de 3, 4 y 5 SMMLV obtendrían una tasa de reemplazo del 33,4% (Cuadro 9).

Las tasas de reemplazo son considerablemente inferiores en el RAIS con respecto a las del RPM (donde fluctúan entre el 65% y el 80%). Sin embargo, en el RAIS las tasas de reemplazo aumentan al considerar 35 años de cotización. Los hombres con ingresos de 2 SMMLV no requieren del mecanismo del FGPM para obtener al menos 1 SMMLV con rentabilidades reales del 4% y 5%. Por su parte, las tasas de reemplazo para rentabilidades reales del 3%, 4% y 5% son del 46,7%, 62,3% y 83,3%, respectivamente (Cuadro 10). Como se mencionó, las rentabilidades reales acumuladas de los últimos cinco años de los fondos moderados (donde se concentra la mayor proporción de ahorros) fueron del 3,9%, lo cual, en caso de mantenerse, implica una tasa de reemplazo para hombres cercana al 33,4% con 25 años de cotización o cercana al 62,3% con 35 años de cotización.

En el caso de las mujeres, la tasa de reemplazo es menor debido a que la edad de jubilación es inferior y su esperanza de vida es mayor, lo que aumenta su período de retiro. Con 25 años de cotización, 30 años de jubilación y con tasas de rentabilidad real del 3%, se obtiene que la tasa de reemplazo de las mujeres con ingresos de 5 SMMLV es del 21,4%, y con una cotización de 35 años y 30 de jubilación es del 35,5% (Cuadros 9 y 10).

La tasa de reemplazo promedio del RPM en Colombia es del 73,1% (OCDE, BID y Banco Mundial, 2014), la cual resulta superior a la del RAIS, a menos que se cotice por más tiempo, incentivando los traslados del RAIS al RPM, como se describió.

1.1.6 Subsidios y programas paralelos al sistema pensional

Subsidios

Uno de los factores usados en el mundo para evaluar el sistema pensional es su contribución a la disminución de la desigualdad en el ingreso. Por este mismo motivo los sistemas pensionales en diversos países incluyen transferencias gubernamentales a la población más pobre. Colombia no es una excepción en este sentido; sin embargo, en el estado actual del RPM los subsidios son regresivos, puesto que, como se explica a continuación, estos aumentan con el nivel del ingreso base de cotización y, por tanto, son en general más altos para las personas de mayores ingresos, mientras que resultan negativos para la población usualmente más vulnerable (aquella que no alcanza a cumplir los requisitos de pensión).

En Bosch (2015) se realiza un estimativo de los subsidios del régimen de prima media en Colombia según el nivel de ingreso. En el Gráfico 17 se presenta el monto del subsidio vitalicio individual para personas desde las que nunca cotizan hasta las que cotizan 25 SMMLV por 26 años. Los subsidios

Cuadro 9
Tasas de reemplazo del RAIS (25 años de cotización)
(porcentaje)

IBC (salarios mínimos)	Hombre (20 años de jubilación)			Mujer (30 años de jubilación)		
	Rentabilidad del Fondo			Rentabilidad del Fondo		
	3%	4%	5%	3%	4%	5%
1	100,0 ^{a/}	100,0 ^{a/}	100,0 ^{a/}	100,0 ^{a/}	100,0 ^{a/}	100,0 ^{a/}
2	50,0 ^{a/}	50,0 ^{a/}	50,0 ^{a/}	50,0 ^{a/}	50,0 ^{a/}	50,0 ^{a/}
3	33,3 ^{a/}	33,4	44,0	33,3 ^{a/}	33,3 ^{a/}	35,7
4	28,2	33,4	44,0	25,0 ^{a/}	27,7	35,7
5	28,2	33,4	44,0	21,4	27,7	35,7

Nota: IBC = ingreso base de cotización. El período de cotización corresponde a los 25 años anteriores al retiro.

a/ Se requiere financiamiento parcial del FGPM.

Fuente: cálculos propios.

Cuadro 10
Tasas de reemplazo del RAIS (35 años de cotización)
(porcentaje)

IBC (salarios mínimos)	Hombre (20 años de jubilación)			Mujer (30 años de jubilación)		
	Rentabilidad del Fondo			Rentabilidad del Fondo		
	3%	4%	5%	3%	4%	5%
1	100,0 ^{a/}	100,0 ^{a/}	100,0 ^{a/}	100,0 ^{a/}	100,0 ^{a/}	100,0 ^{a/}
2	50,0 ^{a/}	62,3	83,3	50,0 ^{a/}	50,0 ^{a/}	67,6
3	46,7	62,3	83,3	35,5	49,0	67,6
4	46,7	62,3	83,3	35,5	49,0	67,6
5	46,7	62,3	83,3	35,5	49,0	67,6

Nota: IBC = ingreso base de cotización. El período de cotización corresponde a los 35 años anteriores al retiro.

a/ Se requiere financiamiento parcial del FGPM.

Fuente: cálculos propios.

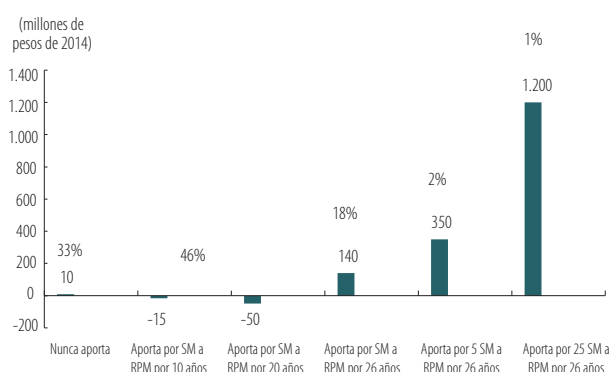
son altamente regresivos, de tal forma que mientras que para una persona que aporta durante 20 años (sin derecho a pensión) sobre un ingreso de 1 SMMLV, el subsidio es de -\$50 millones²; no obstante, para alguien que aporta sobre ese mismo ingreso durante 26 años (y por tanto obtiene el derecho a pensión), el subsidio es de \$140 millones, y para el que aporta sobre un ingreso de 25 SMMLV durante 26 años, este alcanza un valor de \$1.200 millones.

Lo anterior sugiere la importancia de reformar el sistema para redirigir estos subsidios a la población más vulnerable.

2 El subsidio resulta negativo porque la devolución de saldos en el RPM no reconoce ninguna rentabilidad real sobre los aportes.

Gráfico 17 Monto del subsidio otorgado en el RPM a cada segmento de la población

Las personas que aportan en el RPM sobre un SMMLV por 26 años reciben un subsidio en el RPM muy inferior al que obtienen quienes aportan sobre 25 SMMLV. Por otro lado, quienes aportan sobre un SMMLV por 20 años y no alcanzan a pensionarse reciben un subsidio negativo, ya que la indemnización sustitutiva no reconoce ningún tipo de rendimiento por los aportes.



Nota: SM se refiere a salario mínimo (mensual). Los porcentajes encima de cada barra indican el porcentaje de la población que pertenece a cada uno de los grupos. Fuente: Bosch (2015).

Colombia Mayor

En Colombia ya se tiene un sistema de protección a los adultos mayores que se encuentran en situación de pobreza extrema. En la actualidad el número de personas beneficiadas se acerca a 1,5 millones. Desde enero de 2019 el monto del subsidio por persona, financiado por el Fondo de Solidaridad Pensional, varía entre \$40.000 y \$75.000 mensuales; sin embargo, las partidas pueden ser aumentadas por las alcaldías municipales. Las modalidades del subsidio pueden ser en efectivo o mediante los servicios básicos que proveen los Centros de Bienestar del Adulto Mayor y los Centros Diurnos. El programa Colombia Mayor tiene como requisito que los individuos se encuentren en el Sistema de Identificación y Clasificación de Potenciales Beneficiarios para Programas Sociales (Sisbén) niveles 1 y 2.

Beneficios Económicos Periódicos (BEPS)

Los BEPS son un esquema de ahorro que no está sujeto ni a la cotización, ni a la pensión por 1 SMMLV. Con este es posible aportar y recibir beneficios periódicos por valores inferiores a 1 SMMLV, correspondiendo a un sistema flexible de ahorro para los estratos bajos. Para 2019 se estableció un aporte de ahorros mínimo de \$5.000 y máximo de \$1.200.000. Los BEPS fueron incorporados al

sistema pensional por el Acto Legislativo 01 de 2005 y reglamentados con la Ley 1328 de 2009 (Villar *et al.*, 2015).

En la actualidad el beneficio principal es una renta vitalicia de ingresos cada dos meses. El monto de las transferencias resulta del ahorro de los beneficiarios y de un subsidio del Estado del 20% sobre el ahorro individual. La cantidad de afiliados de los BEPS ha subido considerablemente en los últimos años, pero sigue siendo baja con respecto a la población potencialmente beneficiaria (aquella que devenga menos de 1 SMMLV). Al 31 de diciembre de 2019 los vinculados fueron 1,4 millones y los ahorradores fueron 578.164 (Colpensiones, 2020).

Los recursos de los BEPS son ahorrados en Colpensiones, entidad que se encarga de las partidas una vez el beneficiario cumple con las condiciones. Antes del Decreto 387 de 2018, a las personas que eran beneficiarias del Programa de Subsidio al Aporte en Pensión y que reclamaban su indemnización sustitutiva (devolución de sus aportes cotizados de acuerdo con una fórmula establecida), se les reconocía únicamente el aporte realizado por ellos y no el dinero que el Gobierno les había subsidiado.

El sistema de los BEPS todavía no funciona en su potencial, entre otras razones por las dificultades que implica fomentar la cultura del ahorro voluntario a largo plazo. Este puede ser un mecanismo para aumentar las mensualidades de las personas de bajos estratos por encima de los valores correspondientes a la subcuenta de subsistencia del Fondo de Solidaridad Pensional de Colombia Mayor, cuando no alcanzan a cotizar un salario mínimo o en caso de que reciban pensión por sustitución con la devolución de los recursos en el RPM y RAIS.

1.2 Impacto fiscal de las pensiones

Los gastos del Gobierno Nacional Central (GNC) se subdividen en funcionamiento, inversión y deuda. En los de funcionamiento los principales son las transferencias corrientes, en las cuales se encuentran las transferencias pensionales.

Como porcentaje en el producto, las transferencias corrientes se mantuvieron constantes alrededor de un 11,0% entre 2016 y 2018. Las transferencias pensionales tuvieron la segunda mayor participación, con alrededor del 3,5%. En valor, las transferencias pensionales aumentaron de 2016 a 2018 de \$29,0 billones a \$33,6 billones (Cuadro 11). Dependiendo de los traslados y de los nuevos pensionados, la proporción de las transferencias podría aumentar; sin embargo, según las proyecciones del Ministerio de Hacienda y Crédito Público (MHCP) en el *Marco Fiscal de Mediano Plazo* de 2019 se obtienen partidas proporcionales

hacia el futuro. El MHCP proyecta unas transferencias de pensiones estables a cargo del GNC como proporción en el producto del 3,4% en 2018 al 3,5% en 2028 (Gráfico 18).

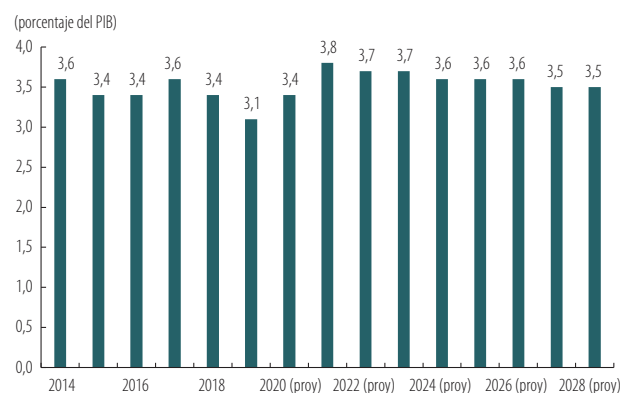
Cuadro 11
Transferencias corrientes del GNC

Concepto	2016	2017	2018	2016	2017	2018
	Billones de pesos			Porcentaje del PIB		
Transferencias corrientes	94,7	107,5	108,4	11,1	11,8	11,1
1. SGP	32,2	35,8	38,0	3,7	3,9	3,9
2. Pensiones	29,0	33,7	33,6	3,4	3,7	3,4
3. Transferencias salud (no SGP)	10,8	12,2	10,8	1,2	1,3	1,1
7. Resto de transferencias	22,7	25,9	26,0	2,6	2,8	2,7

Fuente: Contraloría General de la República.

Gráfico 18
Pago de pensiones a cargo de la nación como porcentaje del producto según el *Marco Fiscal de Mediano Plazo* de 2019

De acuerdo con las proyecciones de transferencias para pensiones hechas por el Ministerio de Hacienda y Crédito Público en 2019, los pagos de pensiones estarán alrededor del 3,7% del PIB en los próximos años.



Fuente: Ministerio de Hacienda y Crédito Público (*Marco Fiscal de Mediano Plazo*, 2019).

Aun cuando comúnmente se cree que la mayor proporción de las transferencias pensionales corresponden a Colpensiones, en realidad la mayor parte corresponde a las partidas destinadas al Fondo de Pensiones Públicas del Nivel Nacional (Fopep), la Fuerza Pública, el Magisterio y otros (Gráfico 19). Considerando cifras desde 1990 hasta 2016, sobresale la tendencia creciente de las transferencias pensionales, a diferencia de las proyecciones decrecientes del *Marco Fiscal de Mediano Plazo* de 2017. En parte, los resultados se relacionan con el largo régimen de transición de la reforma pensional de la Ley 100 de 1993 en la cual se postergó el cambio de las condiciones de los afiliados hasta 2014. En 2004 se acabaron las reservas pensionales de Colpensiones y subieron aún más las transferencias.

Desde 1990 hasta 2005 las transferencias, como proporción del producto, tienen una tendencia creciente y solo se estabilizan a partir de 2006. Para 2018 la distribución de las transferencias en proporción al producto fue: Fopep (1,0%), Colpensiones (0,9%), Fuerza Pública (0,7%), Magisterio (0,4%) y otros (0,4%).

En las cifras anteriores sobresale la alta proporción del Fopep, en el cual se agrupan las pensiones de una buena parte de los empleados públicos y cuya creación reemplazó a Cajanal y otros fondos. También se destacan las considerables partidas para la Fuerza Pública.

En términos actuariales el pasivo pensional de la nación fue del orden de \$941,4 billones en 2019, lo cual correspondió al 88,7% del producto. Por su parte, la senda de las transferencias del *Marco Fiscal de Mediano Plazo* de 2018 depende de este valor. Debe anotarse que el cálculo actuarial es muy alto y representa una carga fiscal considerable (Gráfico 20).

Del total del pasivo pensional de Colpensiones, la mayor parte corresponde a los fondos de vejez (Cuadro 12). Una proporción significativa del déficit fiscal corresponde a regímenes especiales, 2,5%. En algunos casos las partidas corresponden a rubros que están en proceso de finalización, como las agrupadas en el Fopep; sin embargo, las de docentes y retiros de los militares siguen vigentes, sin perspectiva de culminación.

En el Cuadro 13 (pág.19) se muestra el balance de la seguridad social. Aun cuando este es positivo en el total y en pensiones, los aportes de la nación a pensiones alcanzaron \$35,5 billones en 2017 y 36,3 billones en 2018, lo cual contrasta con el bajo nivel de las cotizaciones, de \$10,1 billones en 2017 y \$10,0 billones en 2018.

Cuadro 12
Cálculo actuarial: Fondos de Reservas en Colombia (2019)
(miles de millones de pesos)

Distribución	2019
Total	941.414
Fondo de Vejez	894.699
Fondo de Sobrevivientes	26.778
Fondo de Invalidez	19.936

Fuente: Contaduría General de la Nación.

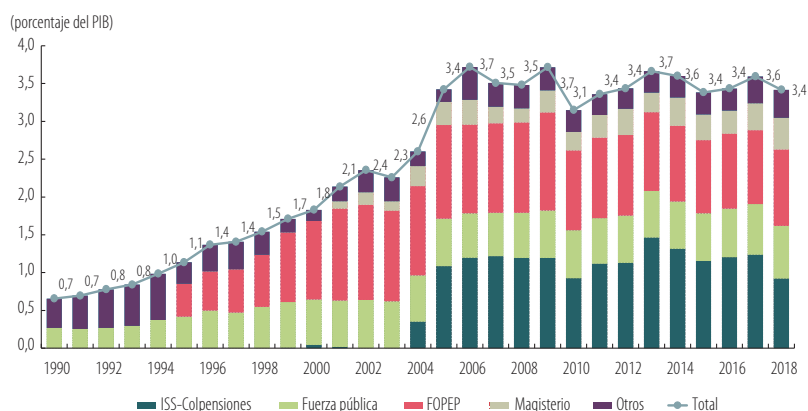
1.3 Conclusiones

En resumen, la cantidad de afiliados en el RAIS es significativamente mayor a la del RPM, pero, dada la composición de edades en los dos regímenes y el hecho de que hay una alta tasa de traslados del RAIS al RPM en los últimos

Gráfico 19

Transferencias pensionales por entidad a cargo de la nación como porcentaje del producto

Las transferencias pensionales a cargo de la nación como porcentaje del producto se han incrementado sustancialmente después de la Ley 100, llegando a representar 3,4% del producto en 2018, lo que implica un costo relativamente alto considerando la baja cobertura del sistema pensional colombiano. La mayor participación es la de Colpensiones y la del Foep. En esta última se agrupa una parte importante de los empleados del sector público.



Nota: la categoría otros incluye Cajanal, Fondo Pasivo de los Ferrocarriles y Colpuertos, entre otros.

Fuente: Ministerio de Hacienda y Crédito Público, Dirección General de Presupuesto.

años de cotización (alrededor de 130.000 personas en promedio por año), la cantidad de pensionados es mucho mayor en el RPM. La tasa de fidelidad de los afiliados no llega al 50%. La mayor parte de los pensionados recibe menos de 2 SMMLV como pensión. La cobertura pensional de los adultos mayores es del 24% (considerablemente inferior a la de países como Chile y Estados Unidos, donde alcanza alrededor del 80%). En el RPM existen unos subsidios implícitos que favorecen a los cotizantes con altos niveles de ingreso (entre 4 y 20 SMMLV). Relativo a la cobertura, el gasto fiscal en pensiones es significativo y el pasivo pensional del RPM es cercano al 88,7% del producto. Los BEPS y Colombia Mayor todavía tienen una cobertura baja, al igual que unas partidas relativamente pequeñas.

Como se muestra en la tercera sección de este artículo, es posible que modificando ciertos parámetros del sistema pensional colombiano, como la edad de pensión o la tasa de reemplazo del RPM, se pueda lograr un mayor nivel de bienestar social.

2. Proyecciones de población y tendencias demográficas en Colombia

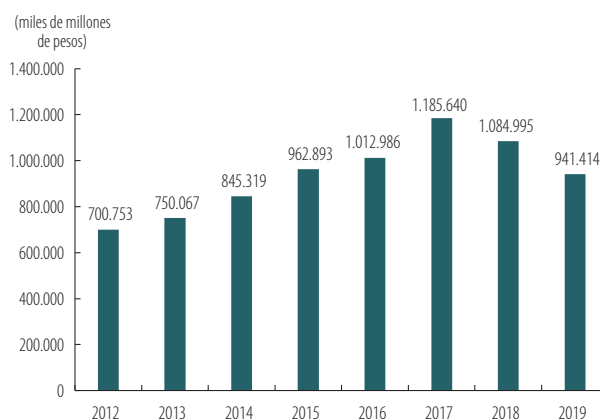
2.1 Introducción y antecedentes

En el análisis de los impactos macroeconómicos de una reforma pensional es necesario considerar algunas tendencias demográficas. En especial, aquellas relacionadas con los aumentos en la esperanza de vida y los cambios en la distribución de la población por edades. Una mayor

Gráfico 20

Pasivo pensional en Colombia

El pasivo pensional, que es un cálculo actuarial de las pensiones a cargo de la nación, correspondió al 88,7% del producto en 2019. Del total del pasivo pensional de Colpensiones, la mayor parte corresponde a los fondos de vejez.



Fuente: Contaduría General de la Nación.

esperanza de vida significa un mayor número de años en retiro. Asimismo, el envejecimiento que a largo plazo resulta de un descenso sostenido en la fecundidad implica un incremento relativo en la población retirada que vive de transferencias (intertemporales, intergeneracionales o fiscales) y una disminución relativa del porcentaje de la población que las genera, sea por ahorro, impuestos o aportes a pensión. Teniendo en cuenta que estos cambios demográficos afectan el consumo y el ahorro de las economías, algunos modelos macroeconómicos incorporan el crecimiento de la

población y las probabilidades de supervivencia. El análisis demográfico facilita una serie de cálculos relevantes para analizar economías con poblaciones heterogéneas, en las que coexisten población activa y retirada, como es el caso de las generaciones traslapadas. Por una parte, las proyecciones de población informan sobre los cambios esperados en el porcentaje de la población en edades laborales, que participa con más intensidad en el mercado laboral, transfiere a sus dependientes, paga impuestos y ahorra. Por otra parte, las tablas de vida, que resumen las funciones de supervivencia y se usan para proyectar la población, también son útiles para calcular la duración de la vida laboral, la probabilidad de llegar a la edad de retiro o el número de años que espera vivir una persona que ha culminado su ciclo laboral.

Las proyecciones de población son un ejercicio de estimación, que consiste en calcular el tamaño y la distribución de la población por sexos y edades a partir de las tasas de fecundidad, mortalidad y migración. La dificultad está en hacer

pronósticos razonables sobre estas tres fuentes de cambio demográfico. En unas proyecciones de corto plazo (de 2 a 5 años), suponer que las tasas se van a mantener constantes podría ser lo más conservador. Por el contrario, en las proyecciones de largo plazo es necesario anticipar algunas dinámicas poblacionales, como los descensos esperados en la mortalidad y la fecundidad o el efecto neto de la migración. Dada la incertidumbre sobre la magnitud y dirección de esos cambios, se podrían asignar algunas probabilidades o considerar más de un posible escenario. También se recomienda revisar las proyecciones todos los años a partir de las estadísticas vitales. A las dificultades metodológicas se suman los problemas en la calidad y disponibilidad de la información, pues no siempre se cuenta con series lo suficientemente largas para hacer pronósticos. De esta manera, las proyecciones de población muchas veces implican esfuerzos adicionales para consolidar las series, depurar los datos, estimar y pronosticar las tasas específicas (por sexos y edades) de la mortalidad, la fecundidad y la migración.

Cuadro 13
Balance de seguridad social en Colombia
(billones de pesos)

Conceptos	Pensiones		Salud		Riesgos		Total	
	2017	2018	2017	2018	2017	2018	2017	2018
1. Ingresos totales	67,89	68,30	34,27	36,14	1,34	1,34	103,50	105,78
Ingresos corrientes	55,27	55,01	33,92	35,87	1,10	1,12	90,29	92,00
Ingresos y aportes de la nación y cotizaciones	54,63	54,46	32,89	34,69	1,04	1,10	88,56	90,25
Aportes de la nación	35,54	36,29	11,65	13,28	-	-	47,19	49,57
Cotizaciones	10,14	10,00	0,74	0,45	1,04	1,10	11,92	11,55
Recursos propios	3,51	3,09	9,46	9,86	-	-	12,97	12,95
Otras fuentes	5,45	5,08	11,03	11,10	-	-	16,48	16,18
Ingresos de explotación	-	-	-	-	-	-	0,00	-
Otros ingresos corrientes	0,63	0,54	1,03	1,17	0,06	0,02	1,72	1,73
Ingresos de capital	12,62	13,30	0,35	0,27	0,24	0,22	13,21	13,79
Rendimientos	6,26	3,93	0,21	0,16	0,24	0,22	6,71	4,31
Devolución de aportes	6,30	9,30	-	-	-	-	6,30	9,30
Recuperación de cartera	0,07	0,07	0,15	0,11	-	-	0,22	0,18
2. Gastos totales	60,97	67,05	35,58	36,10	0,97	1,06	97,52	104,21
Gastos de funcionamiento	60,95	66,61	22,17	21,96	0,37	0,37	83,49	88,94
Personal	0,06	0,27	0,11	0,16	0,13	0,07	0,30	0,50
Generales	0,06	0,23	0,06	0,60	0,07	0,13	0,19	0,96
Transferencias	60,84	66,12	22,0	21,20	0,17	0,18	83,01	87,50
Gastos de operación	0,00	0,4	13,41	14,12	0,60	0,68	14,01	15,20
Intereses, comisiones y gastos (deuda)	-	-	-	-	-	-	0,00	-
Gastos de inversión	0,02	0,03	-	0,02	-	-	0,02	0,05
3. Préstamo neto	-	-	-	-	-	-	0,00	-
4. Resultado fiscal (4) = (1)-(2)-(3)	6,92	1,25	-1,31	0,04	0,37	0,28	5,98	1,57
Resultado fiscal (porcentaje del PIB)	0,8	0,1	-0,1	0,0	0,04	0,03	0,74	0,13

Fuente: Contraloría General de la Nación.

En Colombia las primeras proyecciones de población que usaron el método de los componentes por cohortes (Cannan, 1895; Whelpton, 1928; Whelpton, 1936) aparecieron en un documento del Centro de Estudios sobre Desarrollo Económico de 1961 (Prieto y Ortega, 1961), que más adelante fue publicado en la Revista del Banco de la República (Prieto y Ortega, 1962). Estos autores proyectaron la población colombiana hasta 1975 partiendo de la población por sexos y edades en los censos de 1938 y 1951, e incorporaron supuestos básicos sobre las tres fuentes de cambio poblacional. Con métodos similares, e incluyendo la información del censo de 1964, en las proyecciones de 1970 se consideraron diferentes escenarios de mortalidad y fecundidad (Pérez, 1970), y las de 1974 tuvieron objetivos de simulación y análisis económico (Corporación Centro Regional de Población, 1974). Hasta ese momento las proyecciones fueron hechas en un contexto de rápido crecimiento poblacional y resultan muy acertadas con supuestos elementales, como el de mantener las tasas constantes (modelo estable), y otros más restrictivos, como el de población cerrada a la migración. Por ejemplo, las proyecciones publicadas en 1962 tuvieron errores relativos del 2,5% y 1,4% al proyectar las poblaciones totales de 1964 y 1973, años en los que se recolectaron los censos siguientes. A partir de la década de 1980, las proyecciones de población fueron calculadas por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). Entre 1989 y 2011 el DANE hizo seis publicaciones, algunas de ellas incluyen cálculos anualizados o por departamentos (DANE, 1989; DANE, 1997; DANE, 1998; DANE, 2001; DANE, 2009; DANE, 2011). En aquellas de más larga duración se observan cambios importantes que están relacionados con la fecundidad de largo plazo. Nuevos censos hicieron más evidente su descenso y en las proyecciones se supusieron niveles más bajos. A estas proyecciones se suman ejercicios de Celade-Cepal usando el censo de 2005 (Comisión Económica para América Latina y el Caribe, 2007) y los ejercicios más recientes fueron hechos para la Misión de Ciudades del Departamento Nacional de Planeación (Pachón, 2012), los nueve escenarios estimados por las Naciones Unidas (United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division, 2017) y un modelo de proyecciones multirregional (Urdinola y Lara, 2018). Más recientemente, el DANE proyectó la población colombiana hasta 2023 a partir del censo recolectado en 2018.

En esta sección construimos sobre la literatura de estimación demográfica y proyecciones de población en Colombia. Hicimos una revisión de todas las fuentes de estadísticas vitales y migratorias de Colombia desde principios del siglo XX. Aunque con algunas brechas, consolidamos series de defunciones por sexos y edades desde 1915; nacimientos por edad de la madre desde 1937, y entradas y salidas de colombianos y extranjeros desde 1930. Con esta información estimamos tasas específicas de mortalidad, fecundidad y migración por métodos indirectos (Preston y Bennett, 1983; Merli, 1998),

usando los totales de población por sexos y edades de nueve censos de población desde 1918. Esto evitó imponer patrones de mortalidad importados de otras poblaciones, como el Modelo Regional Oeste (Coale y Demeny, 1966), corrigiendo la subestimación de las tasas de mortalidad y fecundidad atribuida a la baja cobertura de las estadísticas vitales colombianas en períodos históricos. Las tasas específicas por sexos y edades fueron insumo para proyectar la población colombiana hasta 2120, usando el método de componentes por cohortes y métodos de pronóstico probabilístico convencionales (Lee y Carter, 1992; Lee, 1993). Las ventajas de esta aproximación consisten en modelar de manera explícita la incertidumbre relacionada con los cambios demográficos y calcular intervalos de confianza sobre los pronósticos y las poblaciones proyectadas. Comparado con los trabajos anteriores, la contribución de este ejercicio es la de proyectar la población colombiana a partir de sus series históricas. El Anexo 1 describe los datos y las fuentes usadas para la construcción de la presente sección.

2.2 Métodos

A partir de las series históricas estimamos tasas específicas por sexos y edades de las tres fuentes de cambio demográfico hasta 2018, y con esta información pronosticamos hasta 2120. Los anexos 2, 3 y 4 hacen una exposición detallada de los métodos y los parámetros que usamos para hacer esas estimaciones y proyecciones. Los pronósticos fueron el insumo para la población de 2019 a 2120, usando el método de componentes por cohortes en una población abierta a la migración (Preston, Heuveline y Guillot, 2001). Una de las formas de aplicar este método es usando las matrices de Leslie $L(t)$, que permiten calcular el tamaño y la distribución de la población por sexos y edades a partir de una observación anterior, como se muestra en la ecuación 1, tal que $Z_f(t)$ es un vector columna que representa a la población femenina y cada elemento corresponde a una edad, y $Z_m(t)$ tiene la misma dimensión y representa a la contraparte masculina.

$$\begin{bmatrix} Z_f(t+1) \\ Z_m(t+1) \end{bmatrix} = L(t) \cdot \begin{bmatrix} Z_f(t) \\ Z_m(t) \end{bmatrix} \quad (1)$$

En las matrices de Leslie adoptamos la variante de población femenina dominante, de manera que el número de nacimientos que proyectamos para cada año depende exclusivamente de las tasas de fecundidad y la distribución de la población femenina. Asimismo, bajo supuestos convencionales supusimos una relación de sexos al nacer de 105 nacimientos masculinos por cada 100 femeninos, que es adecuado para la población colombiana. Dado que se trata de una población abierta a la migración, el número de nacimientos proyectado también depende de la migración neta de mujeres en edad reproductiva. No se hicieron supuestos explícitos sobre una mayor o menor fecundidad de la población que entra al país; simplemente se usaron las tasas que

se estiman para el total de mujeres, sin tener en cuenta su situación migratoria³. A partir del nacimiento, el tamaño y la distribución de las futuras generaciones depende exclusivamente de las tasas de mortalidad y las de migración neta.

Construimos en total mil proyecciones de la población colombiana, empleando en cada caso una trayectoria simulada de mortalidad, una de fecundidad y una de migración. Estas simulaciones se basan en el supuesto de normalidad y dependen de la dispersión en el error de pronóstico que resulta de ajustar las series históricas de cada componente. Es decir, desde 1915 hasta 2018 en el caso de la mortalidad, desde 1937 en la fecundidad y desde 1930 en la migración. Los componentes fueron estimados y pronosticados permitiendo las fluctuaciones en el corto plazo, pero teniendo en cuenta algunas restricciones de estabilidad en el largo plazo: 1) se impuso un intervalo para la tasa global de fecundidad de 2,11 +/- 0,5 hijos por mujer en edad reproductiva (centrado en el nivel de reemplazo), y 2) se impuso un porcentaje máximo de la población que entra y sale cada año. Con todo lo anterior, cada proyección representa una dinámica probable de la distribución de la población colombiana por sexos y edades, dada la variabilidad de los parámetros demográficos durante la mayor parte del siglo XX y lo que va del XXI. Este conjunto de proyecciones fue el insumo para calcular la tendencia central, usando el percentil 50 de la distribución de las simulaciones, y los intervalos de confianza, tomando los percentiles 5 y 95 en cada uno de los valores proyectados.

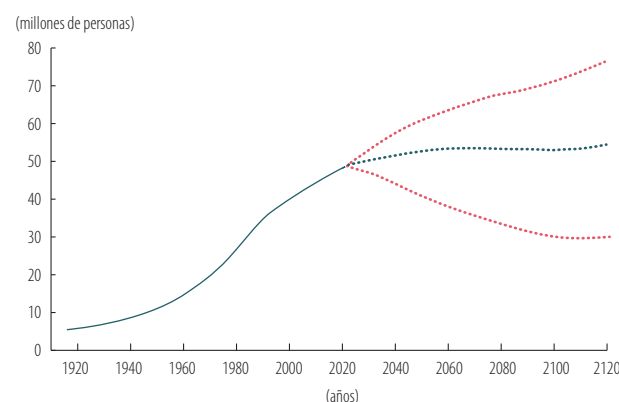
2.3 Resultados

Proyección de la población total: el Gráfico 21 muestra la población estimada en Colombia entre 1915 y 2018 y la proyectada hasta 2120. En las proyecciones se resalta la tendencia central (percentil 50 de la distribución de las simulaciones) y los intervalos de confianza de esta proyección (percentiles 5 y 95). Los intervalos de confianza se hacen más amplios a medida que se acumula más incertidumbre hacia el futuro. Durante los próximos cien años, usando una confiabilidad del 90%, la población colombiana podría llegar a los 75 millones o reducirse a 30 millones. Es decir que, en el escenario de mayor crecimiento, le tomarían más de cien años duplicar su tamaño. Aunque la población colombiana

podría seguir en aumento, lo haría a tasas muy bajas comparadas con las observadas en los últimos cien años. Se trata de un intervalo de confianza amplio y el resultado final dependerá de qué tanto descienda la fecundidad en los próximos años y de los saldos migratorios a largo plazo. Esto, teniendo en cuenta que la fecundidad en Colombia ha descendido desde la década de 1960 (véase el Gráfico A3.1, en el Anexo 3) y en la actualidad se encuentra por debajo de los niveles de reemplazo (se considera reemplazo 2,11 hijos por mujer en edad fértil). Si el descenso en la fecundidad es temporal, y a largo plazo la población se reproduce a su tasa de reemplazo, el tamaño de la población colombiana se estabilizaría en poco menos de 55 millones en las próximas décadas, valor que representa el percentil 50 de las proyecciones y que es también el tamaño máximo de población alcanzado en nuestra proyección central.

Gráfico 21
Población total en Colombia y proyecciones hasta 2120

Bajo el supuesto de que alcance un nivel constante antes del año 2120, la población en Colombia se estabilizaría alrededor de 54 millones de personas.



Nota: en la proyección del período 2020-2120, la tendencia central corresponde al percentil 50 de la distribución de mil simulaciones, y los intervalos corresponden a los percentiles 5 y 95. Las estimaciones corresponden al 30 de junio de cada año.

Fuente: cálculos de los autores a partir de las estimaciones y proyecciones presentadas en la sección 2 (cuyas fuentes se detallan en el Anexo 1).

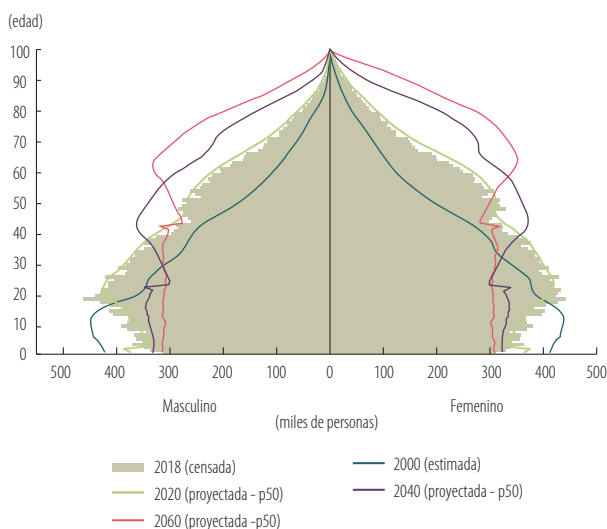
Cambios esperados en la distribución por sexos y edades: el Gráfico 22 muestra la pirámide de población en el censo de 2018, la distribución estimada en el año 2000 y las distribuciones proyectadas para 2020, 2040 y 2060. Comparada con la estimación del año 2000, las pirámides proyectadas muestran una reducción en la base y un aumento progresivo en el porcentaje de la población en las edades más avanzadas. Teniendo en cuenta que únicamente se muestran los valores correspondientes al percentil 50, las proyecciones hacen énfasis en el nivel de fecundidad de reemplazo. Si la fecundidad se mantuviera permanentemente por debajo de ese nivel, como ha venido ocurriendo en los últimos años, sería mayor la reducción proyectada en la base de la pirámide y mayor la concentración de la población en las edades más avanzadas.

3 Aunque no ha sido desglosado, el efecto de la migración venezolana no ha sido ignorado en los cálculos. En las proyecciones tuvimos en cuenta el tamaño y distribución por edades de la población femenina en el Censo de 2018 (incluyendo la corrección por error de cobertura hecha por el DANE); y el número de nacimientos registrados por edad de la madre para todos los años hasta 2018. La migración desde Venezuela habría tenido efecto tanto en el número de nacimientos (numerador) como en el número de mujeres en edades reproductivas (denominador). Si hay algún efecto de la migración reciente sobre las estimaciones de fecundidad, este se encuentra incorporado sin necesidad de hacer un cálculo individual para las madres que migraron desde Venezuela.

Gráfico 22

Cambios esperados en la distribución poblacional de Colombia por sexos y edades

Comparadas con la estimación del año 2000, las pirámides proyectadas ilustran el envejecimiento esperado de la población: una reducción en la base y un aumento progresivo en la proporción de personas en las edades más avanzadas



Nota: las estimaciones y proyecciones corresponden al percentil 50 de la distribución de las simulaciones, que se caracteriza por una fecundidad de reemplazo (2,11 hijos por mujer en edad fértil). Esta elección implica una fluctuación en la distribución por edades proyectada, teniendo en cuenta que actualmente la fecundidad se encuentra por debajo de ese nivel.

Fuente: cálculos de los autores a partir de las estimaciones y proyecciones presentadas en la sección 2 (cuyas fuentes se detallan en el Anexo 1).

Envejecimiento de la población y cambios en la razón de la dependencia económica: la teoría de las poblaciones estables indica que ante una disminución permanente en la fecundidad aumentaría la proporción de población cuyas edades están por encima del promedio y reducirá el porcentaje de la población que estaría por debajo. En otras palabras, las disminuciones sostenidas o permanentes en la fecundidad afectan la distribución de la población por sexos y edades haciéndola más vieja. Esto se puede notar en aumentos en la edad mediana, o en las tasas de dependencia económica. Qué tan rápido envejece una población es información relevante para los regímenes pensionales de reparto, pero también para la economía en general, pues indica posibles cambios entre la población en edades laborales (produce y ahorra) y la que está en edades de dependencia (solo consume).

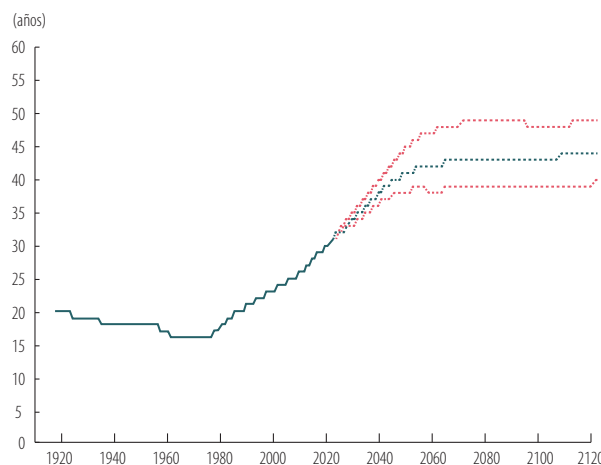
El Gráfico 23 muestra la edad mediana de la población colombiana, estimada desde 1918 y proyectada a partir de 2019. En el gráfico identificamos tres fases: una decreciente (rejuvenecimiento), desde 1918 hasta mediados de la década de 1970, que puede estar relacionada con aumentos en fecundidad, pero sobre todo con una disminución en la mor-

talidad durante los primeros años de vida. La segunda fase comprende los últimos 45 años, en los que la edad mediana aumenta linealmente. Para el año 2020 proyectamos que el 50% de la población tendrá más de 30 años y que este valor continuará en aumento hasta 2060, cuando se inicie la tercera fase en la que se estabilizaría alrededor de los 42 años. Esta tercera fase dependerá de que la población colombiana se reproduzca a sus tasas de reemplazo en el largo plazo. Si el descenso en la fecundidad es permanente, entonces la edad mediana de la población continuaría en aumento.

Gráfico 23

Edad mediana de la población colombiana, estimada y proyectada

En 2019 la mitad de la población es menor de 30 años. Antes de 2050 la mitad de la población será menor de 40 años. Este aumento en la edad mediana es reflejo del envejecimiento de la población colombiana.



Nota: la edad mediana indica que el 50% de la población tiene una edad mayor a ese valor. En la proyección del período 2020-2120, la tendencia central corresponde al percentil 50 de la distribución de mil simulaciones, y los intervalos corresponden a los percentiles 5 y 95. Las estimaciones y proyecciones corresponden al 30 de junio de cada año y se hacen a partir de información con valores discretos, correspondientes a la edad alcanzada en el último cumpleaños.

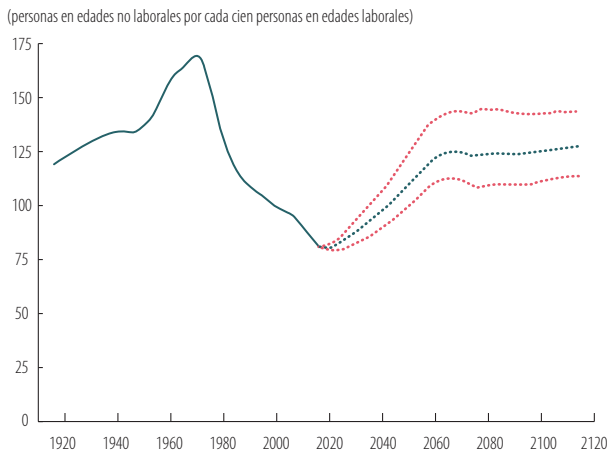
Fuente: cálculos de los autores a partir de las estimaciones y proyecciones presentadas en la sección 2 (cuyas fuentes se detallan en el Anexo 1).

De manera complementaria a la edad mediana de la población, el Gráfico 24 muestra la dependencia económica estimada hasta 2018 y la proyectada hasta 2120. Esta se calculó como la razón entre la población de edades 0-19 o 60+ y la población de 20-59 en su último cumpleaños. El gráfico muestra un rápido descenso desde la década de 1970, relacionado con el descenso en la fecundidad y disminuciones progresivas en el porcentaje de la población de 0 a 19 años. Las proyecciones indican que la dependencia económica podría seguir disminuyendo durante la próxima década, pero se anticipan aumentos a partir de 2030. En ese momento la población en edades laborales dejaría de crecer más rápido que el resto y aumentará la dependencia económica por el mayor porcentaje de la población de 65 años o más. A pesar

de que el aumento en la tasa de dependencia marcaría el fin del bono demográfico, las proyecciones sugieren que, una vez que la población colombiana se reproduzca a su tasa de reemplazo, la tasa de dependencia económica se estabilizaría en el largo plazo. El valor estable estaría alrededor de 125 colombianos en edades no laborales por cada 100 colombianos en edades laborales.

Gráfico 24
Razón de dependencia económica en Colombia, estimada y proyectada

La razón de dependencia estará alcanzando su nivel más bajo en los próximos años y, debido al envejecimiento de la población, se incrementará hasta llegar a valores alrededor de 125 hacia el año 2060.



Nota: la razón de dependencia económica se calcula como el cociente entre el número de personas entre 0-19 y 60 o más años y las personas entre los 20 y 59 años. En la proyección del período 2020-2120, la tendencia central corresponde al percentil 50 de la distribución de mil simulaciones y los intervalos corresponden a los percentiles 5 y 95. Las estimaciones y proyecciones corresponden al 30 de junio de cada año.

Fuente: cálculos de los autores a partir de las estimaciones y proyecciones presentadas en la sección 2 (cuyas fuentes se detallan en el Anexo 1).

Duración de la vida laboral, probabilidad de retiro y duración de la vida en retiro: el Cuadro 14 muestra la evolución y el pronóstico de tres indicadores básicos que se pueden calcular a partir de tablas de vida y que están relacionados con la vida laboral y las expectativas de retiro. Estos corresponden a la población total, suponiendo una razón de sexos al nacer de 105 masculinos por cada 100 femeninos. El primer indicador es la esperanza de vida laboral, calculada como el número de años que espera vivir una persona en el intervalo de edad [20,60), dado que ha llegado con vida a la edad de 20 años. Restarle a 40 el valor de este indicador nos permite inferir qué tantos años (del total de esos 40 años de vida laboral) se pierden en un país, en promedio por trabajador, por efecto de la mortalidad. Para el año 2020 proyectamos la esperanza de vida laboral en 38,72 años. Dadas las reducciones en la mortalidad del último siglo, se proyecta que este valor aumente 0,43 años hasta 2040

y 0,71 años hasta 2060. El progreso en este indicador ha sido sorprendente. En el cuadro se puede apreciar cómo estas esperanzas de vida estaban alrededor de los 35 años a mediados del siglo XX.

Cuadro 14
Duración de la vida laboral, probabilidad de retiro y duración de la vida en retiro en Colombia

	Año	p50	p05	p95
Esperanza de vida laboral en el intervalo de 20 a 60 años	1960	35,01		
	1980	37,98		
	2000	38,02		
	2020	38,72	38,55	38,87
	2040	39,15	38,76	39,41
	2060	39,43	39,08	39,65
Probabilidad de llegar a la edad de retiro	1960	0,58		
	1980	0,83		
	2000	0,84		
	2020	0,90	0,88	0,91
	2040	0,93	0,90	0,95
	2060	0,95	0,93	0,97
Probabilidad de llegar a la edad de retiro, dado que se ha llegado a los 20 años	1960	0,68		
	1980	0,86		
	2000	0,86		
	2020	0,91	0,90	0,92
	2040	0,94	0,91	0,96
	2060	0,96	0,93	0,97
Esperanza de vida adicional, dado que se ha llegado a los 60 años	1960	14,79		
	1980	19,94		
	2000	20,43		
	2020	22,59	21,94	23,22
	2040	24,75	22,77	26,51
	2060	26,73	24,41	28,98

Nota: tendencia central corresponde al percentil 50 (p50) y los intervalos corresponden a los percentiles 5 y 95 (p05 y p95, respectivamente). Estimaciones corresponden al 30 de junio de cada año.

Fuente: cálculos de los autores a partir de las estimaciones y proyecciones presentadas en la sección 2 (cuyas fuentes se detallan en el Anexo 1).

El segundo indicador es la probabilidad de llegar a la edad de retiro (60 años, usando un valor intermedio entre la edad de retiro de los hombres, 62, y las mujeres, 57, en Colombia), el cual se calcularía para una persona que acaba de nacer. Si las condiciones de mortalidad que se proyectan para 2020 se mantuvieran constantes en el tiempo, todos los colombianos nacidos en ese mismo año alcanzarían su cumpleaños número 60 con una probabilidad de 0,90. Este valor podría parecer bajo y afectado por las tasas de mortalidad

en edades tempranas. Sin embargo, no se encuentran aumentos significativos si esta misma probabilidad fuera calculada para una persona que ha llegado a la edad de 20 años. La probabilidad de llegar al retiro condicionada a cumplir 20 años se proyecta en 0,91 para 2020 y se esperaría que aumentara a 0,94 en 2040 y a 0,96 en 2060. Sin embargo, los intervalos de confianza de este indicador muestran que los aumentos pueden ser significativos en el largo plazo.

El tercer indicador es la esperanza de vida para un individuo que acaba de cumplir 60 años. Esta duración estaría relacionada con el número de años de vida que esperaría vivir un colombiano que ha culminado su ciclo laboral. Este indicador ha aumentado rápidamente desde la segunda mitad del siglo XX. Para el año 2020 esta esperanza de vida condicional se proyecta en 22,6 años. Si se mantiene el descenso en la mortalidad del último siglo, la longevidad de la población colombiana seguirá en aumento y se pronostican aumentos significativos en la esperanza de vida a los 60 años. En efecto, este valor se proyecta en 24,8 para el año 2040 y en 26,7 para 2060.

2.4 Resumen y discusión

En esta sección hacemos proyecciones probabilísticas para la población colombiana. Utilizamos el método de componentes por cohortes y modelamos explícitamente la incertidumbre sobre parámetros relevantes de la mortalidad, la fecundidad y la migración. Teniendo en cuenta que en este ejercicio buscamos hacer proyecciones de muy largo plazo, consolidamos series históricas sobre las tres fuentes de cambio demográfico. Dados los problemas de cobertura y calidad en el reporte de las estadísticas vitales en Colombia, estimamos las tablas de vida y los perfiles de fecundidad por métodos indirectos y a partir de las tasas estimadas se hacen pronósticos usando métodos convencionales. En la presente sección llamamos la atención sobre algunas dinámicas demográficas que se anticipan para la población colombiana, las cuales están relacionadas con una mayor longevidad y cambios en la distribución y el tamaño de la población que resultan relevantes para discutir los impactos macroeconómicos del sistema pensional en Colombia, como se hace en la siguiente sección del artículo.

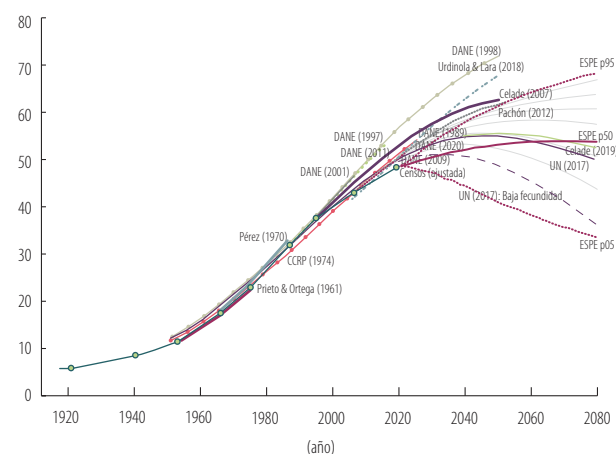
Comparación de las proyecciones probabilísticas del presente ejercicio con otros que se han hecho en Colombia: el Gráfico 25 compara algunas proyecciones de la población colombiana en los últimos años, que fueron hechas a partir de métodos demográficos modernos. Es decir, las que tomaron en cuenta la distribución de la población por sexos y edades, e incorporaron supuestos sobre las tres fuentes de cambio poblacional: la mortalidad, la fecundidad y la migración. Las proyecciones publicadas en las décadas de 1960 y 1970 corresponden a un período en el que la población colombiana

crecía rápidamente y se muestran ajustadas con supuestos básicos, como el de mantener constante el ritmo de crecimiento (modelo estable). En contraste, las publicadas en las décadas de 1980, 1990 y 2000 se caracterizan por un menor consenso y una mayor diferencia con la población censada. La principal razón ha sido la dificultad que existe en anticipar la magnitud y duración de los cambios demográficos; específicamente aquellos relacionados con el descenso en la fecundidad, en la medida en que esta determina el tamaño y la distribución de la población a largo plazo.

Gráfico 25 Diferentes proyecciones de población para Colombia

Un desafío importante en las proyecciones de población es anticipar la magnitud y duración de los cambios demográficos, especialmente aquellos relacionados con los cambios en la fecundidad.

(millones de personas)



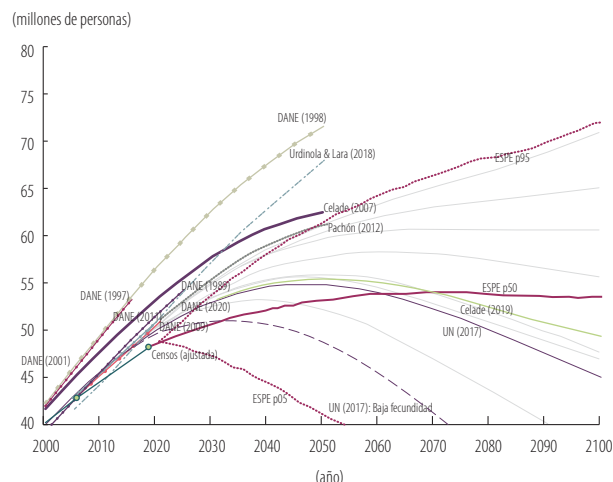
Nota: en los censos la población corresponde a la fecha censal o de recolección. En las proyecciones, la población corresponde al 30 de junio de cada año. Para la proyección del presente artículo (marcada como ESPE), la tendencia central corresponde al percentil 50 de la distribución de mil simulaciones y los intervalos corresponden a los percentiles 5 y 95.

Fuente: múltiples publicaciones desde 1961, todas mencionadas a lo largo de la sección 2 del artículo. Los marcadores de cada fuente específica están ubicados al final del período de proyección.

El Gráfico 26 compara las publicaciones en las que se proyectó la población colombiana para algún año entre 2000 y 2100. La reducción anticipada en el ritmo de crecimiento de la población colombiana muestra que la mayoría de las proyecciones del siglo XXI incorporaron eficazmente el supuesto de una reducción en la fecundidad. Sin embargo, el margen de posibles resultados que se observa en el gráfico es muy amplio. En contextos de bajo crecimiento poblacional, las proyecciones son muy sensibles a la tasa de fecundidad. Medio hijo por mujer en edad reproductiva hace la diferencia entre una tasa de reemplazo (2,11) y una que se considera muy baja. Aunque el registro de nacimientos ha venido en descenso, menos evidente nos resulta que la población colombiana se reproduzca por debajo de los niveles de reemplazo o desde cuándo lo hace. La falta de certeza obedece a que este tipo de indicadores no se calculan todos los años.

Gráfico 26 Diferentes proyecciones de la población colombiana para los próximos cien años

En contextos de bajo crecimiento poblacional, las proyecciones son muy sensibles a la tasa de fecundidad y, por tanto, el margen de posibles resultados puede ser muy amplio.



Nota: en los censos, la población corresponde a la fecha censal o de recolección. En las proyecciones, la población corresponde al 30 de junio de cada año. Para la proyección del presente artículo (marcada como ESPE), la tendencia central corresponde al percentil 50 de la distribución de mil simulaciones y los intervalos corresponden a los percentiles 5 y 95.

Fuente: múltiples publicaciones desde 1961, todas mencionadas a lo largo de la sección 2 del artículo. Los marcadores de cada fuente específica están ubicados al final del período de proyección.

3. Análisis macroeconómico del sistema pensional

En esta sección analizamos el impacto macroeconómico de los dos regímenes principales del sistema pensional colombiano y la evolución de ese impacto a lo largo del tiempo a partir de los cambios demográficos proyectados en la segunda sección de este artículo. Específicamente, estudiamos el efecto del sistema pensional sobre variables como el ahorro, los salarios, los impuestos, el nivel de empleo y el bienestar de los individuos. Analizamos también las implicaciones de algunas reformas paramétricas en el sistema, como el aumento en la edad de jubilación o la disminución de la tasa de reemplazo en el régimen de reparto.

El análisis se hace mediante un modelo de equilibrio general diseñado para capturar algunas de las características principales del sistema pensional colombiano, como la coexistencia de un régimen privado de ahorro (en el que cada trabajador hace un ahorro obligatorio para financiar su pensión futura) y un régimen público de reparto (en el que las contribuciones obligatorias hechas por los trabajadores actuales se usan para pagar las pensiones de quienes están

jubilados)⁴. En el régimen de reparto del modelo, al igual que en el RPM colombiano, la pensión se calcula con base en los ingresos laborales de los últimos diez años efectivos de cotización.

Se trata de un modelo de generaciones traslapadas en el que, como en la economía real, diferentes generaciones coexisten e interactúan en un mismo momento. Cada período una generación termina su ciclo de vida y desaparece, mientras otra nueva generación comienza su correspondiente ciclo. El modelo, descrito en la subsección 3.1, está calibrado para la economía colombiana e incorpora las proyecciones demográficas construidas en la sección anterior. Sin embargo, es importante advertir que no pretendemos que el modelo refleje el sistema pensional colombiano en su totalidad. Específicamente, el modelo opera bajo el supuesto de que los individuos en el sistema, independientemente de si están afiliados al régimen privado o público, cumplen los requisitos de jubilación y acceden a una pensión por encima de la mínima obligatoria (esto es, para el caso colombiano, por encima del salario mínimo legal). Como mencionamos en la primera sección, en la actualidad menos de la cuarta parte de los colombianos accede a una pensión (los demás no cumplen los requisitos mínimos para ello o ni siquiera están afiliados al sistema) y la mayoría de quienes lo hacen obtienen la pensión mínima legal. El análisis de aquellos afiliados que no cumplen los requisitos de pensión (debido, por ejemplo, a la alta intermitencia en el empleo o a la informalidad) y de aquellos que los cumplen pero necesitan acudir a la garantía del Estado para que su pensión no sea menor a la mínima legal, requeriría incorporar otros elementos al modelo aquí usado e incrementar sustancialmente su complejidad.

A pesar de que el modelo no abarca una parte importante de los casos que se presentan en el sistema pensional colombiano, creemos que el análisis presentado en esta sección puede ser de utilidad para entender los efectos macroeconómicos de los dos regímenes actuales. Esto es aún más cierto para el análisis del futuro del sistema, si se tiene la intención de aumentar significativamente su cobertura. Igualmente, el modelo es también útil para estudiar la evolución del sistema al incluir elementos de la transición demográfica que está experimentando el país.

Otra advertencia importante está relacionada con el hecho de que el modelo corresponde al de una economía

4 En Colombia, como se explicó en la primera sección del presente artículo, en los dos regímenes existe un componente importante de solidaridad. Por esta razón, en sentido estricto y para el caso de las personas de bajos ingresos afiliadas al régimen de ahorro (RAIS), no sería exacto decir que cada individuo financia completamente su propia pensión. Sin embargo, así ocurre en el análisis presentado en esta sección dado que el modelo usado no incluye ningún tipo de solidaridad en el régimen de ahorro individual.

cerrada. En los diferentes escenarios analizados, como consecuencia de las modificaciones a los parámetros del sistema o de las características de la población, ocurren variaciones significativas en la tasa de interés. En una economía abierta estas variaciones pueden ser menores en la medida en que los efectos sobre el ahorro interno pueden compensarse con el ahorro externo; es decir, por medio del mercado internacional de capitales, y en la medida en que este ajuste no se vea reflejado en el componente endógeno de la tasa de interés (la prima de riesgo) de forma idéntica a como la tasa de interés reaccionaría en una economía cerrada. Por estas razones, debe advertirse que el análisis realizado en esta sección podría estar sobreestimando el impacto que algunos escenarios tienen sobre la tasa de interés, con respecto al escenario base. Lo anterior, sin embargo, no necesariamente implica que, bajo el análisis de economía abierta, no se mantengan otros resultados y conclusiones, como se explica en la discusión desarrollada al final de la sección.

3.1 El modelo

Se remite al lector interesado en las ecuaciones que describen el modelo y en detalles técnicos adicionales al Anexo 5. Aquí se presentará una descripción verbal e intuitiva.

Se trata de un modelo de equilibrio general, de generaciones traslapadas y con períodos iguales a un año, en el que las personas trabajan desde los 21 años y durante un total de 40 años (hasta los 60). La pensión se comienza a recibir a partir de los 61 y hasta el final de la vida, que ocurre máximo a los 95 años.

El modelo toma en cuenta el hecho de que, de un período a otro, algunas personas mueren y para ello incluye las probabilidades de supervivencia estimadas con base en los cálculos de población descritos en la sección 2 de este artículo⁵. Por ejemplo, usando esas estimaciones, los individuos considerados en el modelo y que llegan a la edad de pensión viven en promedio hasta los 83 años (véase en el Cuadro 14 la esperanza de vida a los 60 años, para el año 2020) y, como resultado, disfrutan su pensión durante

23 años en promedio⁶. Si la edad de pensión se mantiene igual, el período de disfrute se habrá incrementado otros tres años para 2050 y dos más para el año 2080, de acuerdo con nuestras proyecciones. Estos aumentos pueden parecer pequeños, pero están asociados con cambios que tendrán un impacto importante sobre el sistema pensional, en particular sobre el régimen de reparto: mientras que para 2020 tenemos aproximadamente 4,5 personas en edad de trabajar por cada persona en edad de pensión, en 2050 esa cifra se reduciría a alrededor de 2 y en 2080 sería alrededor de 1,5 (si se mantienen las edades de pensión). En el caso del régimen de ahorro individual, el aumento de la expectativa de vida reduciría el monto de la pensión, puesto que los ahorros pensionales deberán alcanzar para financiar un tiempo de retiro más prolongado.

El modelo consta de unas firmas que producen en un ambiente de competencia perfecta y que usan capital y trabajo como insumos de producción. La función de producción incluye un factor de progreso tecnológico⁷. Por su parte, los consumidores maximizan su utilidad a lo largo de la vida, distribuyendo su tiempo entre trabajo y ocio, y su ingreso disponible entre consumo y ahorro. Al llegar a la edad de retiro el individuo no trabaja más y sus ingresos provienen de la pensión y de los rendimientos que generen sus ahorros voluntarios.

Como se explicó en la introducción de esta sección, el modelo tiene dos regímenes pensionales, el de reparto (similar al RPM del sistema pensional colombiano) y el de ahorro individual (similar al RAIS del sistema pensional colombiano). En el primero la pensión equivale al 64%⁸ del promedio de los ingresos laborales de los últimos diez años efectivos de cotización. En el régimen de ahorro individual la pensión se calcula con base en los ahorros acumulados y la expectativa de vida del indivi-

5 Para la inclusión de la dinámica poblacional en el análisis de esta sección, el insumo principal tomado del trabajo realizado en la sección 2 corresponde a las estimaciones históricas y proyecciones anuales (hasta el año 2120) de las probabilidades de supervivencia de la población colombiana, de acuerdo a la edad. Un dato para una edad y un año específicos nos muestra, para ese año particular, cuál es la probabilidad estimada de que una persona de esa edad en Colombia sobreviviera hasta el siguiente año de edad. Estas series, por su tamaño, no se presentan en la sección 2 pero son un elemento fundamental en el cálculo de datos allí presentados, como la expectativa de vida.

6 Este dato es inferior en aproximadamente dos años al estimado para los pensionados en la economía colombiana (85 años aproximadamente, según datos de la Superintendencia Financiera de Colombia) debido a que nuestros cálculos corresponden al total de la población, mientras que el dato usado por la Superfinanciera está basado en el perfil de rentistas de la población afiliada al sistema de pensiones. Aunque este último puede ser más preciso para el análisis del estado actual del sistema pensional colombiano, no contamos ni con las probabilidades de supervivencia específicas para ese grupo ni con la estimación de esas probabilidades a futuro. Dado lo anterior, preferimos usar nuestra expectativa de vida para que haya consistencia entre esta y nuestros análisis tanto del estado actual como de la evolución futura del sistema.

7 Se trata de un factor de progreso tecnológico introducido de forma estándar. El modelo no tiene consideraciones sobre procesos de automatización o robotización del trabajo.

8 La proporción de cálculo, como se explica en el Cuadro R1.1 del Recuadro 1, comienza en 65,5%, disminuye de acuerdo con el nivel de ingresos, y aumenta cuando las semanas cotizadas son mayores al mínimo requerido (1.300). Tomamos 64% como referencia para una persona que tiene un ingreso mayor a dos salarios mínimos (y, por tanto, no requiere hacer efectiva la garantía de pensión mínima) y que cotiza el mínimo de semanas requeridas.

duo en el momento del retiro. En los dos regímenes la pensión se mantiene constante (dado que no hay inflación, nos referimos a constante en términos reales) y se paga hasta que la persona fallece⁹.

Los valores asignados a los parámetros del modelo y su correspondiente fuente o justificación se encuentran en el Anexo 5 (y el Anexo 6 presenta un breve análisis de la sensibilidad del modelo a cambios en los parámetros). Aquí solo mencionamos algunos. El crecimiento poblacional lo fijamos en 1,3% y el crecimiento de largo plazo del producto per cápita en 2,5%. Dado que no se modela el desempleo, los individuos reciben ingresos por trabajo, pagan impuestos sobre esos ingresos y contribuyen al sistema pensional en todos los períodos de su vida laboral. Como una forma de considerar el efecto negativo sobre los aportes al sistema pensional de problemas como la intermitencia en el empleo o la informalidad, suponemos que la contribución en cualquiera de los dos regímenes es de solo 7,2%^{10, 11}. Algunos de los valores asignados a los parámetros del modelo, relacionados con las preferencias del consumidor, se han calibrado de tal forma que la tasa de interés de equilibrio sea igual a 4,5%¹² y para evitar el endeudamiento (tenencias de capital negativo) que puede tender a presentarse en el modelo cuando un individuo se acerca a los 95 años, debido a que en su plan de ahorro tiene en cuenta la relativamente baja probabilidad de llegar hasta esa edad.

Como se deduce de los datos de la sección 1, la mayor proporción del total de cotizantes está en el RAIS (alrededor

del 70% en los últimos años, de acuerdo con el Gráfico 3), mientras que la mayor proporción de pensionados está en el RPM (un poco más del 88%, según el Cuadro 6, con datos a 2019). Con base en esto, suponemos que el 90% de individuos comienza su vida laboral en el régimen de ahorro individual y, de forma exógena (esto es, sin que ello sea resultado de un proceso de optimización individual), cada período unos pocos se van trasladando hacia el régimen de reparto. Faltando diez años para la edad de retiro hay un traslado masivo¹³ y solo el 12% del total de individuos se queda en el régimen de ahorro individual (después de ese momento, es decir diez años antes de la jubilación, no se permiten más traslados)¹⁴. Suponemos que desde el principio de la vida cada individuo sabe en qué régimen se pensionará y, por tanto, si será trasladado del régimen de ahorro al de reparto. Suponemos también que las preferencias y habilidades de los afiliados de uno y otro régimen son exactamente las mismas y, por tanto, las diferencias en sus decisiones a lo largo de la vida se dan como consecuencia exclusiva de las diferencias entre los regímenes.

El gobierno está modelado de forma sencilla. Sus ingresos provienen de los impuestos pagados por todos los individuos, de las contribuciones obligatorias hechas al sistema pensional por los afiliados al régimen de reparto y de los recursos de aquellos que se trasladan desde el régimen de ahorro individual¹⁵. Sus gastos corresponden al pago de pensiones en el régimen de reparto. La tasa de impuestos (sobre el trabajo en el escenario base y sobre el capital y el consumo en escenarios posteriores) se ajusta de tal forma que en cada período el presupuesto está equilibrado, es decir, que los ingresos igualan exactamente el valor requerido para realizar el pago de pensiones del régimen de reparto.

9 Esto, en el caso del RAIS, equivale a la modalidad de “renta vitalicia”. Como se explica en la sección 1, existen otras modalidades de pensión (v. g.: retiro programado y retiro programado con renta vitalicia diferida) que no se consideran en esta sección, por simplicidad del análisis. La ventaja de la renta vitalicia para el análisis del modelo es que bajo esta modalidad se elimina completamente la incertidumbre sobre el monto de la pensión futura y el riesgo es asumido por una aseguradora.

10 Contribuir 7,2% durante cuarenta años es equivalente a contribuir 11,5% durante veinticinco de los cuarenta años de vida laboral (u 11,5% durante 7,5 meses de cada año). La cifra del 11,5% corresponde al aporte que efectivamente se hace a la cuenta individual en el RAIS en Colombia (el restante 4,5% del 16% total se destina a pagar la comisión de la administradora, la prima del seguro previsional y la garantía de pensión mínima) y 25 años de cotización es el mínimo requerido para obtener una pensión en el RPM. Siguiendo el espíritu de este ajuste, los últimos diez años de cotización efectiva los tomamos como iguales a los dieciséis últimos años de vida laboral (7,5 meses por año durante dieciséis años es igual a diez años efectivos de cotización).

11 Suponemos que ni la administración de los recursos pensionales, públicos o privados, ni la aseguradora de la renta vitalicia en el caso del régimen de ahorro individual, generan algún tipo de costo adicional para el gobierno o el individuo.

12 Valor que se encuentra entre la rentabilidad real anual de los fondos de pensiones para los últimos cinco años (4,0%) y su rentabilidad real anual histórica desde 1994 (8,1%), según los cálculos de la Superintendencia Financiera a noviembre de 2019.

13 Las distribuciones de afiliados por edad presentadas en la sección 1 (Cuadro 4) y, de forma más específica, los datos publicados por la Superfinanciera sobre las edades de los afiliados al RAIS, sugieren que los traslados de este régimen hacia el RPM ocurren principalmente en los últimos dos años antes del límite de edad para poder hacerlo (47 años para las mujeres y 52 para los hombres).

14 Específicamente, suponemos que entre el comienzo de la vida laboral y el penúltimo año antes del límite de edad para el traslado (49 años en el modelo), la proporción de cotizantes en el régimen de ahorro se reduce del 90% al 80% y que en la edad límite (50 años) ocurre el resto de los traslados, de tal forma que solo el 12% de los individuos se pensiona en el régimen de ahorro. Dada nuestra estimación de la distribución poblacional para 2020, estos supuestos permiten que el modelo reproduzca el dato observado de que el 70% de los cotizantes en Colombia está en el RAIS.

15 En el modelo existen unos recursos adicionales que provienen de las “herencias accidentales” correspondientes al capital que habían acumulado voluntariamente quienes fallecen en cada período (que no debe confundirse ni con las contribuciones obligatorias de los individuos en el RPM, ni con el ahorro obligatorio acumulado por los afiliados al RAIS). Suponemos que estos recursos se entregan a todos los individuos que continúan vivos, trabajadores y pensionados, en forma de transferencias de suma fija.

Los resultados son presentados principalmente a partir de ejercicios de estática comparativa, esto es, suponemos que la economía se encuentra, con las características descritas arriba, en un equilibrio de estado estacionario y analizamos los cambios que resultan como consecuencia de variaciones en los parámetros.

3.2 Resultados

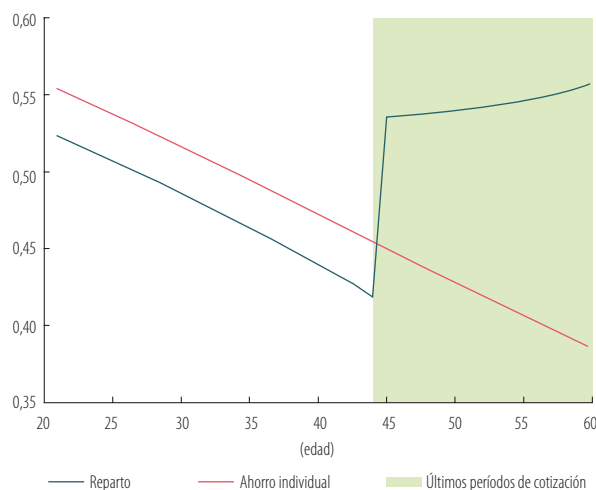
Como resultado de las características descritas en la sección 3.1, en el modelo los pensionados del régimen de reparto consiguen una pensión igual al doble de la obtenida por aquellos del régimen de ahorro individual. Estas pensiones implican, también dentro del contexto del modelo, una tasa de reemplazo (definida como la proporción que representan los ingresos por jubilación que recibe una persona que se acaba de pensionar con respecto a los ingresos laborales que estaba recibiendo justo antes del retiro; al respecto véase el Recuadro 3) de 52,3% para el régimen de reparto y de 38,1% para el régimen de ahorro¹⁶. A pesar de que en el segundo régimen las pensiones son significativamente menores, la distancia entre las tasas de reemplazo es más pequeña debido a que los individuos en el régimen de reparto tienen, justo antes del retiro, unos ingresos laborales mayores.

Que en el modelo los ingresos laborales de quienes se pensionarán en el régimen de reparto sean mayores es consecuencia de los incentivos que genera el hecho de que su pensión se calcule sobre los ingresos correspondientes a sus últimos años de cotización, en lugar de sobre toda su vida laboral. El Gráfico 27 ilustra la diferencia entre los dos regímenes del modelo. En ambos la oferta de trabajo de quienes están comenzando su vida laboral es relativamente alta y poco a poco va cayendo para las generaciones mayores. A medida que los individuos acumulan ahorros voluntarios, los rendimientos de esos ahorros representan

ingresos adicionales que les permiten reducir su oferta laboral. Este efecto es cierto para toda la vida laboral de quienes se pensionarán en el régimen de ahorro individual. En contraste, cuando los individuos que se pensionarán en el régimen de reparto llegan al período en el que sus ingresos afectan el cálculo de la pensión (esto es, dieciséis años antes del retiro; véase nota al pie 10), su oferta laboral se incrementa con el fin de buscar mayores ingresos y, de esta forma, una mayor pensión. En la primera fase de la vida laboral, los trabajadores que se pensionarán en el régimen de reparto ofrecen una cantidad de trabajo un 6,3% menor que la de aquellos que lo harán en el régimen de ahorro individual. En la segunda fase, durante los años que determinan la pensión en el régimen de reparto, la diferencia se revierte y la oferta laboral en ese régimen es, en promedio, un 30,9% mayor.

Gráfico 27
Oferta laboral individual según la edad y el régimen pensional

Dadas unas preferencias por consumo y ocio, la oferta de trabajo de los individuos varía dependiendo del régimen bajo el cual se pensionarán y del momento específico en su ciclo de vida laboral.



Nota: los valores corresponden a los obtenidos para las decisiones de oferta laboral en equilibrio de los individuos en los dos regímenes pensionales considerados en el modelo (las ecuaciones que lo describen se presentan en el Anexo 5 y los valores asignados a los parámetros en el Cuadro A5.1). La oferta laboral se expresa como la fracción del tiempo total disponible durante el cual el individuo está trabajando. La zona sombreada corresponde a los períodos tenidos en cuenta en el cálculo de la pensión del régimen de reparto, que corresponden a los últimos diez años de cotización efectiva, es decir, los últimos dieciséis años del ciclo laboral en el modelo. Fuente: cálculos de los autores.

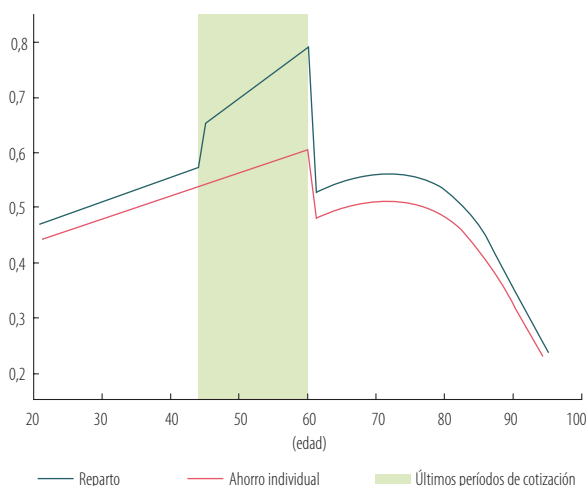
Las decisiones de ahorro voluntario y de consumo de los individuos en el modelo también son diferentes según el régimen. El ahorro voluntario de las personas que están justo antes del retiro en el régimen de reparto es un 36,9% menor que el de aquellos en igual situación en el régimen

16 La tasa de reemplazo obtenida en el modelo para el caso del régimen individual es cercana a la tasa mencionada en el Recuadro 2 para el RAIS del sistema pensional colombiano (38,6%), que a su vez es un dato similar a los que usualmente se reportan para este régimen y que (convenientemente para la comparación con nuestro modelo) no toma en cuenta las pensiones para salarios bajos (usualmente menores a dos salarios mínimos) para las cuales se recurre al FGPM y la tasa de reemplazo es mayor (entre 50% y 100%). La tasa de reemplazo obtenida en el modelo para el caso del régimen de reparto es significativamente menor a la mencionada en el Recuadro 2 para el RPM del sistema pensional colombiano (73,1%) y a las tasas que usualmente se reportan para este régimen (entre 60 y 75%). Parte de esta diferencia se debe a que en la práctica suele reportarse la tasa nominal de reemplazo (la proporción usada en la fórmula de cálculo de la pensión) pero no la efectiva (como la hemos definido al comienzo de esta misma subsección). Una discrepancia importante entre estas dos tasas se da por la diferencia entre el salario que se tiene justo antes de la jubilación y el promedio del salario real de los últimos diez años de cotización. En cualquier caso, es importante siempre tener en cuenta el problema de representatividad de los cálculos de las tasas de reemplazo agregadas (véase el Recuadro 3).

de ahorro individual. En el régimen privado, previendo unos menores ingresos por pensión, se requiere un ahorro voluntario mayor. El Gráfico 28 muestra la evolución del consumo para los dos casos. Para las generaciones más jóvenes, el consumo de los individuos en ambos regímenes va creciendo paulatinamente, aunque el nivel de consumo asociado con el régimen de ahorro individual es un 6,4% más bajo. Para aquellas generaciones que se encuentran en los últimos dieciséis años de trabajo (diez de cotización), el consumo asociado al régimen de reparto presenta un salto y un mayor crecimiento posterior, llegando a una diferencia máxima con respecto al del régimen de ahorro individual del 29,9%, para quienes están justo antes del retiro. Los individuos que están en el momento de la jubilación experimentan una caída significativa en el consumo como consecuencia de la disminución en los ingresos y el cambio en sus variables de elección (el individuo ya no elige cuánto tiempo trabajar, su elección queda restringida a cuánto consumir). Para las generaciones a partir de ese punto y hasta el final de la vida, la diferencia entre el consumo de los pensionados en el régimen de reparto y el de aquellos en el régimen de ahorro se reduce a alrededor del 9,8% a favor de los primeros.

Gráfico 28
Nivel de consumo individual según la edad y el régimen pensional

Dadas unas preferencias por consumo y ocio, el nivel de consumo de los individuos varía dependiendo del régimen bajo el cual se pensionarán y del momento específico en su ciclo de vida total.



Nota: los valores corresponden a los obtenidos para las decisiones de consumo en equilibrio de los individuos en los dos regímenes pensionales considerados en el modelo (las ecuaciones que lo describen se presentan en el Anexo 5 y los valores asignados a los parámetros en el Cuadro A5.1). La zona sombreada corresponde a los períodos tenidos en cuenta en el cálculo de la pensión del régimen de reparto, que corresponden a los últimos diez años de cotización efectiva, es decir, los últimos dieciséis años del ciclo laboral en el modelo.

Fuente: cálculos de los autores.

En resumen, a partir de los resultados del escenario base del modelo, bajo el régimen de reparto se disfruta de una pensión significativamente mayor y de un consumo más alto a lo largo de la vida, en comparación con el régimen de ahorro individual. El bienestar obtenido a lo largo de la vida bajo el régimen de reparto es más alto: para que un individuo bajo ese régimen estuviera dispuesto a trasladarse necesitaríamos ofrecerle al menos un 6,8% de consumo adicional, en cada período, con respecto al que obtendría en el régimen de ahorro¹⁷. Una buena parte de esta diferencia entre los dos regímenes del modelo reside en el hecho de que, aunque en los dos casos se paga la misma tasa de contribución al sistema, el régimen de ahorro individual es autosostenido, mientras que para pagar las pensiones del régimen de reparto se requiere, en adición a la contribución obligatoria de sus afiliados, hacer uso de los impuestos pagados por todos los individuos de la economía. Lo anterior les permite a los individuos de este régimen tener un mayor nivel de consumo en comparación con sus pares del régimen de ahorro individual. En este escenario base del modelo, la tasa de impuesto que se requiere cobrar sobre los ingresos laborales de todos los trabajadores en la economía para poder mantener el régimen de reparto financiado es del 6,6%.

3.2.1 Cambios en la proporción del cálculo de la pensión en el régimen de reparto

La proporción (con respecto al promedio del ingreso de los últimos diez años de cotización) con la que se calcula la pensión del régimen de reparto tendría que reducirse de 64% a 29,2% para que el sistema quedara equilibrado únicamente con las contribuciones al mismo, sin necesidad de cobrar ningún impuesto adicional en el modelo. Como resultado, la tasa de reemplazo en ese régimen caería al 24,1%. El cambio en el cálculo de la pensión también implicaría un aumento de la oferta de ahorro en la economía (el acervo de capital se incrementaría en un 22,4%), resultado del incremento del ingreso disponible presente de todos los trabajadores (gracias a la significativa reducción de los impuestos) y, adicionalmente, a los fuertes incentivos para aquellos que se pensionarán en el régimen de reparto de aumentar su ahorro voluntario para compensar la caída del ingreso pensional. Este aumento de la oferta de ahorro produciría una reducción de la tasa de interés de la economía al 3,4%, lo que a su vez reduciría la tasa de reemplazo del régimen de ahorro individual al 23,7%.

17 Para todas las comparaciones de diferentes escenarios que se harán en esta sección, en términos de bienestar, se usa el criterio de “consumo compensado”; esto es, se calcula el porcentaje constante de consumo que se requiere adicionar o sustraer en cada período en el escenario alternativo para que este escenario le resulte indiferente al individuo con respecto al escenario inicial.

En comparación con el escenario base del modelo (en el que la proporción del cálculo de la pensión del régimen de reparto es del 64%), los individuos del régimen de ahorro individual tendrían un aumento del 3,5% en su bienestar, mientras que los individuos del régimen de reparto una reducción del 1,8%. A pesar de la importante reducción en las pensiones, aquellos que se pensionarán en el régimen de reparto conseguirían mitigar el impacto negativo gracias a que el mayor acervo de capital en la economía incrementaría la productividad marginal del trabajo y conllevaría salarios más altos (7,6% mayores que en el escenario base). Un mayor salario, a su vez, facilitaría la tarea de ahorrar para compensar parcialmente el efecto negativo de caída en las pensiones: los individuos del régimen de reparto incrementarían significativamente su ahorro voluntario (justo antes del retiro este llegaría a ser un 59,4% mayor que en el escenario base) con un mayor suavizamiento de su oferta laboral con respecto al escenario base. Lo anterior puede verse en el Gráfico 29. El resumen de los resultados se encuentra en el Cuadro 15 (escenario 1)¹⁸.

3.2.2. Cambios en el período considerado para el cálculo de la pensión en el régimen de reparto

Si la pensión en el régimen de reparto se calculara con base en toda la vida laboral (y no solo con base en los últimos diez años efectivos de cotización, como en el escenario base del modelo), su monto caería alrededor del 25,7%. Como resultado de esa reducción, la tasa de impuesto sobre los ingresos laborales que se requeriría cobrar para poder mantener el régimen de reparto financiado sería del 3,2%, menos de la mitad del impuesto en el escenario base (6,6%). Habría un aumento en el acervo de capital del 13,6% y una reducción de la tasa de interés al nivel del 3,9%. Esto implicaría también una caída en la pensión del régimen de ahorro individual del 13,5%. En este escenario, el régimen de reparto generaría un bienestar un 5,3% mayor y una pensión un 71,4% más alta que en el régimen de ahorro individual (lo que cerraría un poco la brecha con respecto al escenario base, en el que la diferencia de pensiones es del 99,5%).

Con respecto al escenario base del modelo, el bienestar sería mayor en ambos regímenes, un 0,2% más alto en el régimen de reparto y un 1,4% mayor en el régimen de ahorro individual. A pesar de la reducción en las pensiones, los individuos se verían beneficiados por el mayor acervo de capital en la economía, el cual incrementaría la productividad mar-

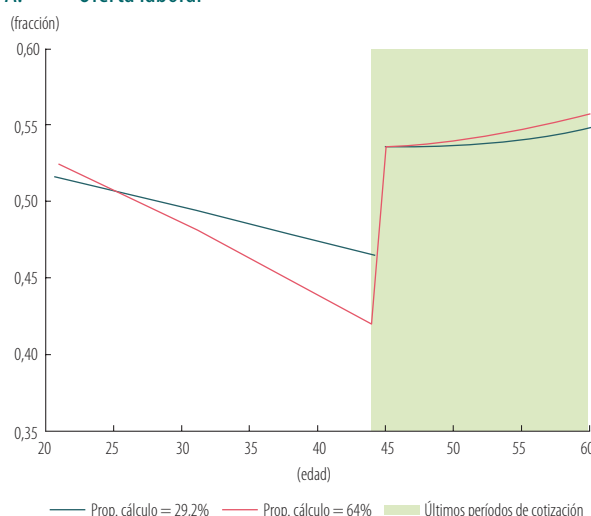
ginal del trabajo y conllevaría salarios más altos (4,3% mayores que en el escenario base). El resumen de los resultados se encuentra en el Cuadro 15 (escenario 2).

Gráfico 29

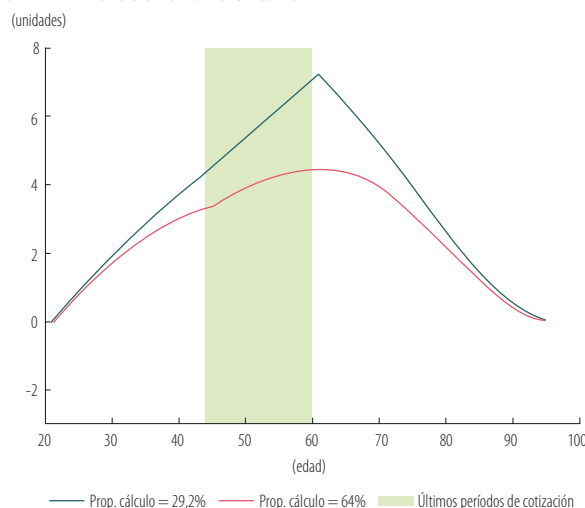
Oferta laboral y ahorro voluntario en el escenario base y en uno con una menor tasa de reemplazo en el régimen de reparto

Si la tasa de reemplazo del régimen de reparto se reduce hasta el nivel en que dicho régimen se vuelve autosostenido, la senda de oferta laboral de los individuos en ese régimen se suaviza y su nivel de ahorro voluntario aumenta con respecto al escenario base.

A. Oferta laboral



B. Nivel de ahorro voluntario



Nota: los valores corresponden a los obtenidos para las decisiones de oferta laboral y ahorro voluntario en equilibrio de los individuos en el régimen de reparto en el modelo (las ecuaciones que lo describen se presentan en el Anexo 5), en dos escenarios, uno base y uno alternativo. En el escenario base la proporción de cálculo de la pensión del régimen de reparto es del 64%, en el escenario alternativo es del 29,2% (véase el Cuadro 15). La zona sombreada corresponde a los periodos tenidos en cuenta en el cálculo de la pensión del régimen de reparto, que corresponden a los últimos diez años de cotización efectiva, es decir, los últimos dieciséis años del ciclo laboral en el modelo. Fuente: cálculos de los autores.

18 Los análisis de este y las demás reformas paramétricas están hechos bajo el supuesto de que estas, a pesar de afectar negativamente la pensión del régimen de reparto, no producirían disminuciones en la proporción de pensionados de este régimen. El supuesto puede verse como relativamente razonable si se toma en cuenta que la pensión del régimen de reparto sigue siendo, en todos los escenarios, más alta que la del régimen de ahorro (véase Cuadro 15 en la sección 3.2.4).

Cuadro 15
Comparación de los escenarios del modelo con diferentes reformas paramétricas

Resultados	Escenarios					
	Base	Uno (sección 3.2.1)	Dos (sección 3.2.2)	Tres (sección 3.2.3)	Cuatro (sección 3.2.4)	Cinco (sección 3.2.4)
Proporción de cálculo de la pensión, régimen de reparto (porcentaje)	64,0	29,2	64,0	64,0	39,4	50,8
Parte de la vida laboral considerada para cálculo de la pensión, régimen de reparto	10 años	10 años	Toda	10 años	Toda	Toda
Edad de jubilación	60 años	60 años	60 años	63 años	60 años	63 años
Impuesto sobre la renta laboral requerido para financiar el régimen de reparto (porcentaje)	6,6	0,0	3,2	4,2	0,0	0,0
Tasa de interés (porcentaje)	4,5	3,4	3,9	4,5	3,3	3,7
Cociente entre la pensión del régimen de reparto y la del régimen de ahorro	2,00	1,24	1,71	1,63	1,25	1,16
Incremento del salario con respecto al escenario base (porcentaje)	-	7,6	4,3	0,0	8,3	5,5
Incremento del acervo de capital con respecto al escenario base (porcentaje)	-	22,4	13,6	2,9	25,7	20,4
Incremento del empleo agregado con respecto al escenario base (porcentaje)	-	1,8	2,2	3,1	2,9	5,2
Incremento de la pensión del régimen de reparto con respecto al escenario base (porcentaje)	-	-51,4	-25,7	-3,1	-52,1	-43,6
Incremento de la pensión del régimen de ahorro con respecto al escenario base (porcentaje)	-	-21,7	-13,5	18,4	-23,3	-2,6
Incremento en bienestar, régimen de reparto con respecto a escenario base (porcentaje)	-	-1,8	0,2	1,2	-1,6	0,8
Incremento en bienestar, régimen de ahorro con respecto a escenario base (porcentaje)	-	3,5	1,4	3,9	3,2	6,2

Nota: las ecuaciones que describen el modelo se presentan en el Anexo 4. Para las comparaciones en términos de bienestar se usa el criterio de “consumo compensado”, esto es, se calcula el porcentaje constante de consumo que se requiere adicionar o sustraer en cada período en el escenario alternativo para que este escenario le resulte indiferente al individuo con respecto al escenario base. Las filas sombreadas corresponden a los parámetros del modelo, el resto a los resultados.

Fuente: cálculos de los autores.

3.2.3 Cambios en la edad de pensión

Si la edad de jubilación se incrementara en tres años (63 años), todo lo demás constante (incluyendo el período de diez años de cotización para calcular la pensión del régimen de reparto), el monto de la pensión del régimen de ahorro individual se incrementaría un 18,4% (los ahorros financiarían un retiro de menor duración) mientras que la del régimen de reparto se reduciría un 3,1% (por la caída en la oferta de trabajo y, por tanto, de los ingresos, incluyendo los de los períodos relevantes para la determinación de la pensión). Los individuos de ambos regímenes en general mantendrían o reducirían levemente su oferta individual de trabajo (véase el Gráfico 30), pero la oferta agregada aumentaría (3,1%) porque habrían tres cohortes más trabajando (las de los individuos entre los 61 y los 63 años). En el caso del régimen de reparto, las generaciones más jóvenes mantendrían niveles de oferta de trabajo muy similares a las del escenario base del modelo (con retiro a los 60 años),

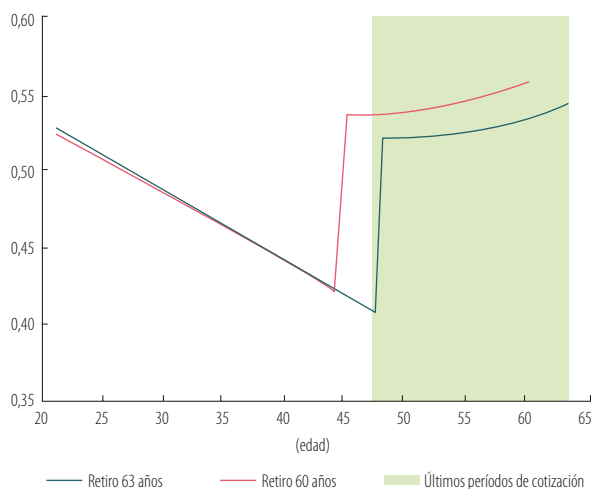
mientras que las generaciones mayores reducirían su oferta laboral.

El salario y la tasa de interés se mantendrían prácticamente en los mismos niveles del escenario base. Una mayor cantidad de trabajo agregado aumentaría la productividad marginal del capital, incrementando la demanda de las firmas por el mismo. En equilibrio, el acervo de capital aumentaría (2,9%). En este escenario del modelo la tasa de reemplazo del régimen de reparto sería del 52,1% (muy similar a la del escenario base, 52,3%), mientras que la del régimen de ahorro individual aumentaría al 47,5% (38,1% en el escenario base). La pensión en el régimen de reparto sería un 63,2% mayor a la del régimen de ahorro. La tasa impositiva que se requeriría cobrar sobre los ingresos laborales para poder mantener el régimen de reparto financiado es del 4,2%.

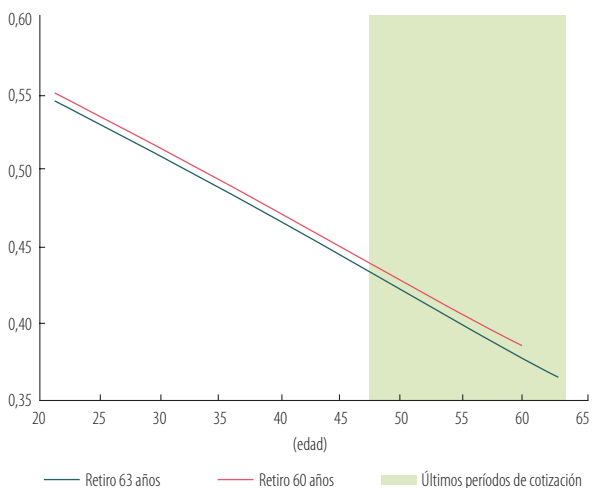
Gráfico 30 Oferta laboral, según el régimen, en el escenario base y en uno con una mayor edad de retiro

Si se aumenta la edad de retiro, la oferta laboral de los individuos se mantiene o disminuye levemente en ambos regímenes pensionales.

A. Régimen de reparto



B. Régimen de ahorro individual



Nota: los valores corresponden a los obtenidos para las decisiones de oferta laboral en equilibrio de los individuos en los dos regímenes pensionales considerados en el modelo (las ecuaciones que lo describen se presentan en el Anexo 5), en dos escenarios, uno base y uno alternativo. En el escenario base la edad de retiro es de 60 años, en el escenario alternativo es de 63 (véase el Cuadro 15). La zona sombreada corresponde a los períodos tenidos en cuenta en el cálculo de la pensión del régimen de reparto, que corresponden a los últimos diez años de cotización efectiva, es decir, los últimos dieciséis años del ciclo laboral en el modelo.

Fuente: cálculos de los autores.

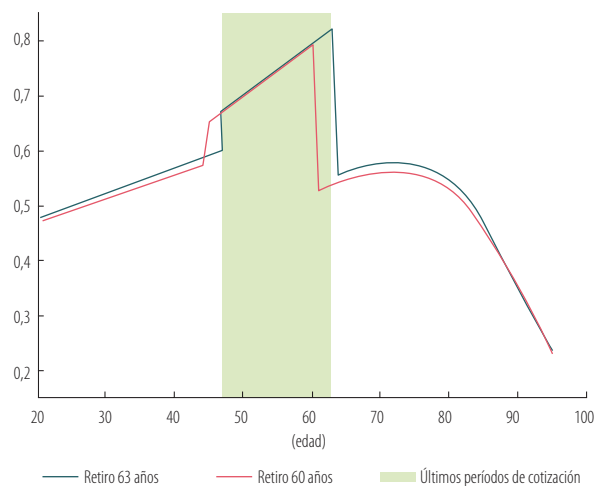
En términos de bienestar, con respecto al escenario base del modelo, habría una mejora del 1,2% en el régimen de reparto y del 3,9% en el régimen de ahorro individual. El

consumo período tras período en general aumentaría en ambos regímenes (véase Gráfico 31). El resumen de los resultados se encuentra en el Cuadro 15 (escenario 3).

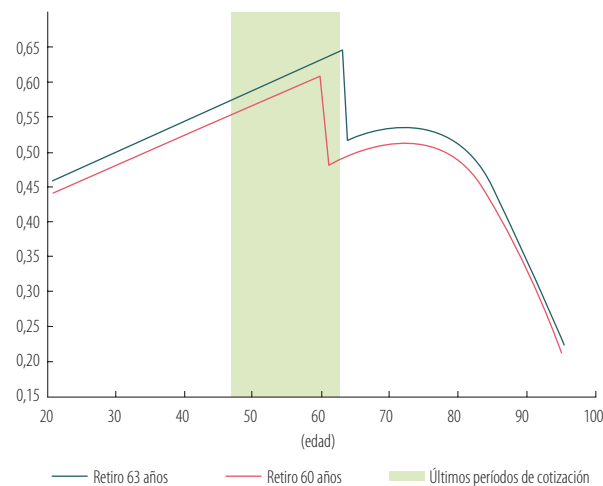
Gráfico 31 Nivel de consumo, según el régimen, en el escenario base y en uno con mayor edad de retiro

Si se aumenta la edad de retiro, el nivel de consumo de los individuos aumenta en ambos regímenes pensionales.

A. Régimen de reparto



B. Régimen de ahorro individual



Nota: los valores corresponden a los obtenidos para las decisiones de consumo en equilibrio de los individuos en los dos regímenes pensionales considerados en el modelo (las ecuaciones que lo describen se presentan en el Anexo 5), en dos escenarios, uno base y uno alternativo. En el escenario base la edad de retiro es de 60 años, en el escenario alternativo es de 63 (véase el Cuadro 15). La zona sombreada corresponde a los períodos tenidos en cuenta en el cálculo de la pensión del régimen de reparto, que corresponden a los últimos diez años de cotización efectiva, es decir, los últimos dieciséis años del ciclo laboral en el modelo.

Fuente: cálculos de los autores.

3.2.4 Combinación de reformas paramétricas

Si la pensión del régimen de reparto se calculara con base en toda la vida laboral y su proporción de cálculo se redujera del 64,0% al 39,4%, ese régimen se vuelve autosostenido. Con respecto al escenario base del modelo, el acervo de capital aumentaría un 25,7%, la tasa de interés caería al 3,3%, los salarios aumentarían un 8,3% y el nivel de empleo agregado aumentaría un 2,9%. Las pensiones de ambos regímenes se reducirían: la del régimen de reparto en un 52,1% y la del régimen de ahorro en un 23,3%.

En el régimen de reparto se obtendría una pensión 24,6% más alta que en el régimen de ahorro individual. Con respecto al escenario base, el bienestar en el régimen de reparto se reduciría un 1,6%, mientras que en el régimen de ahorro aumentaría un 3,2%. El Cuadro 15 muestra el resumen de los resultados (escenario 4).

Si combináramos las tres modificaciones: cálculo de la pensión del régimen de reparto con base en toda la vida laboral, aumento de tres años en la edad de jubilación y reducción de la proporción de cálculo de la pensión del régimen de reparto, esta proporción tendría que reducirse al 50,8% para que dicho régimen no requiriera financiamiento adicional a las contribuciones hechas por sus afiliados.

Con respecto al escenario base del modelo, el acervo de capital aumentaría un 20,4%, la tasa de interés caería al 3,7%, los salarios aumentarían un 5,5% y el nivel de empleo agregado aumentaría un 5,2%. Las pensiones de ambos regímenes se reducirían: la del régimen de reparto en un 43,6% y la del régimen de ahorro en un 2,6%.

En el régimen de reparto se obtendría una pensión un 15,5% más alta que en el régimen de ahorro individual. Con respecto al escenario base del modelo, el bienestar en el régimen de reparto aumentaría un 0,8%, mientras que en el régimen de ahorro lo haría un 6,2%. El Cuadro 15 muestra el resumen de los resultados (escenario 5).

3.2.5 Cambios demográficos

Hasta el momento hemos considerado, en el contexto del modelo, una economía con las características poblacionales (probabilidades de supervivencia y crecimiento poblacional) de Colombia alrededor del año 2020, y hemos incluido algunos cambios en los parámetros del sistema pensional (como la edad de retiro). En esta subsección mantenemos constantes esos parámetros y analizamos, con base en el modelo, qué pasaría si los cambios demográficos que estimamos en la segunda sección ocurrieran en los siguientes cien años.

Para cumplir con este propósito, consideramos tres puntos de referencia en el tiempo: los años 2050, 2080 y 2120. A cada año corresponden diferentes probabilidades de supervivencia que van incrementando la expectativa de vida después del retiro. La tasa de crecimiento poblacional, que en 2020 (y en años cercanos) estaría alrededor del 1,3%, se reduciría a alrededor del 0,3% para 2050, y sería prácticamente nula para los años 2080 y 2120 (Cuadro 16).

Cuadro 16
Efectos de los cambios demográficos sobre el sistema pensional

Cambios en la dinámica poblacional y resultados	Año			
	2020	2050	2080	2120
Expectativa de vida total (al momento de pensionarse)	83 años	86 años	88 años	91 años
Tasa de crecimiento poblacional (porcentaje)	1,3	0,3	0,0	0,0
Impuesto sobre la renta laboral requerido para financiar el régimen de reparto (porcentaje)	6,6	14,0	18,7	21,5
Tasa de interés (porcentaje)	4,5	4,1	4,0	3,8
Cociente entre la pensión del régimen de reparto y la del régimen de ahorro	2,00	2,44	2,73	3,08
Incremento del acervo de capital efectivo con respecto al año 2020 (porcentaje)	-	-7,1	-10,6	-10,7
Incremento del empleo agregado con respecto al año 2020 (porcentaje)	-	-12,3	-18,2	-20,8

Nota: los resultados se obtienen de las soluciones del modelo cuando se usan las proyecciones centrales de las probabilidades de supervivencia (relacionadas con el análisis presentado en la sección 2 de este artículo) correspondientes a los años 2020 (escenario base), 2050, 2080 y 2120, bajo el supuesto de que no se hace ninguna reforma sobre el sistema pensional. Por capital efectivo se hace referencia al hecho de que se descuenta el crecimiento del factor de progreso tecnológico. Fuente: cálculos de los autores.

Con base en las anteriores características, obtenemos los siguientes resultados a partir del modelo descrito en la sección 3.1. Para el año 2050 el impuesto sobre la renta laboral requerido para financiar el régimen de reparto sería del 14,0% (esto es, más del doble del impuesto requerido en el año 2020). Para el año 2080 la cifra sería del 18,7% y para el año 2120 sería del 21,5%¹⁹.

19 Como se menciona en la sección 2, en la construcción de las proyecciones poblacionales hemos supuesto, para la trayectoria central, que en el largo plazo (y dentro de los años considerados por el modelo, esto es, antes de 2120) se alcanza la tasa de fecundidad de reemplazo, de tal forma que la población se estabiliza alrededor de un valor constante. Si la dinámica poblacional resulta un poco más parecida a las trayectorias de baja fecundidad –que tienen una tendencia decreciente y que a su vez se parecen más a las proyecciones hechas por la Organización de Naciones Unidas (UN, 2017)– el panorama pensional puede ser todavía más preocupante. Por ejemplo, con una tasa de crecimiento poblacional negativa (-0,5%) en 2080, el impuesto requerido para la financiación del régimen de reparto con los parámetros actuales sería del 23,0%, esto es, 3,5 veces el impuesto requerido para 2020.

El envejecimiento de la población conllevaría sucesivas reducciones de la oferta laboral agregada, lo que generaría caídas de la productividad marginal del capital (y, por tanto, de su demanda) y de la tasa de interés (4,1% en 2050; 4,0% en 2080; 3,8% en 2120). La brecha entre la pensión del régimen de reparto y la del régimen de ahorro individual se incrementaría: del 99,5% en 2020 al 144% en 2050, al 173% en 2080 y al 208% en 2120 (esto es, la pensión del régimen de reparto sería más del triple de aquella en el régimen de ahorro individual). El Cuadro 16 resume los resultados para los años considerados.

3.2.6 Impuestos sobre el consumo y sobre las rentas de capital

El análisis hasta este punto se ha hecho con base en un gobierno que balancea su presupuesto únicamente mediante cambios en el impuesto a las rentas laborales (τ_w). En esta subsección suponemos que el gobierno del modelo equilibra sus finanzas incluyendo dos impuestos adicionales, uno sobre las rentas de capital (τ_k) y otro sobre el consumo (τ_c). De esta forma, el gobierno financia el régimen de reparto mediante las contribuciones obligatorias hechas por los afiliados a ese mismo régimen, los recursos provenientes de traslados desde el régimen privado y los recursos recaudados por medio de los tres impuestos mencionados. El Cuadro 17 presenta los resultados de definir (τ_c) igual al 0,5% y asignar diferentes valores a (τ_k): desde el 0% hasta el 21%, mientras que el Cuadro 18 muestra los resultados de fijar (τ_c) en un 2% y de aumentar (τ_k) desde un 0% hasta el 8%. En ambos casos se calcula la tarifa del impuesto a las rentas laborales de forma tal que el presupuesto quede balanceado período tras período.

Este ejercicio nos muestra, en el contexto del modelo, que algunas combinaciones de las tarifas impositivas resultarían más distorsionantes que otras, lo que al final repercutiría en el bienestar de los hogares. Como se puede ver a partir de los cuadros 17 y 18, reducir el impuesto a las rentas laborales haciendo uso de los impuestos a las rentas de capital y al consumo produciría, en todos los casos, incrementos en el bienestar de los individuos en el régimen de ahorro. Esto no sería cierto para aquellos en el régimen de reparto si el impuesto al capital fuera relativamente alto. Cuando el impuesto sobre las rentas de capital es alto hay un fuerte desincentivo sobre la oferta de ahorro, lo que disminuye el acervo de capital agregado y, por un lado, se incrementa la tasa de interés, mientras que por el otro se afecta negativamente la productividad marginal del trabajo, generando caídas importantes en el salario (todo esto con respecto al escenario base del modelo, descrito en el Cuadro 15). La pensión en el régimen de ahorro, para la cual la tasa de interés es fundamental, se vería afectada positivamente en escenarios con altos impuestos de capital;

mientras tanto, la pensión en el régimen de reparto, para la cual el salario es más importante, se vería afectada negativamente en esos mismos escenarios. Al analizar los seis escenarios considerados (cuadros 17 y 18), con respecto al escenario base del modelo, se concluye que, en términos del bienestar de los hogares (tanto de un régimen como de otro), se consiguen mejores resultados cuando el gobierno se financia principalmente mediante impuestos indirectos (al consumo) que cuando lo hace con impuestos sobre los factores productivos (capital y trabajo).

Cuadro 17

Comparación de los escenarios del modelo con un impuesto al consumo de 0,5% y distintas combinaciones de impuestos sobre el capital y el trabajo

Resultados	$\tau_c = 0,5\%$ $\tau_k = 0\%$ (A)	$\tau_c = 0,5\%$ $\tau_k = 10,5\%$ (B)	$\tau_c = 0,5\%$ $\tau_k = 21\%$ (C)
Impuesto sobre la renta laboral requerido para financiar el régimen de reparto (porcentaje)	5,6	3,0	0,1
Tasa de interés (porcentaje)	4,5	4,8	5,2
Cociente entre la pensión del régimen de reparto y la del régimen de ahorro	2,0	1,8	1,7
Cambio en el salario con respecto al escenario base (porcentaje)	0,2	-1,7	-4,0
Cambio en el acervo de capital con respecto al escenario base (porcentaje)	0,8	-4,0	-9,1
Cambio en el empleo agregado con respecto al escenario base (porcentaje)	0,3	0,4	0,7
Cambio de la pensión del régimen de reparto con respecto al escenario base (porcentaje)	0,6	0,0	-1,4
Cambio de la pensión del régimen de ahorro con respecto al escenario base (porcentaje)	-0,5	7,9	18,8
Cambio en bienestar, régimen de reparto con respecto a escenario base (porcentaje)	0,5	-0,2	-1,0
Cambio en bienestar, régimen de ahorro con respecto a escenario base (porcentaje)	0,4	0,2	0,3

Nota: los resultados obtenidos corresponden a los escenarios considerados en el modelo cuando se introduce una tarifa de impuesto sobre el consumo del 0,5% y el presupuesto se equilibra período tras período mediante diferentes combinaciones de las tarifas de los dos impuestos adicionales: sobre rentas de capital y sobre rentas laborales. Las ecuaciones que describen el modelo se presentan en el Anexo 4. Para las comparaciones en términos de bienestar se usa el criterio de “consumo compensado”, esto es, se calcula el porcentaje constante de consumo que se requiere adicionar o sustraer en cada período en el escenario alternativo para que este escenario le resulte indiferente al individuo con respecto al escenario base.

Fuente: cálculos de los autores.

Cuadro 18
Comparación de los escenarios del modelo con un impuesto al consumo de 2,0% y distintas combinaciones de impuestos sobre el capital y el trabajo

Resultados	$\tau_c = 2\%$ $\tau_k = 0\%$	$\tau_c = 2\%$ $\tau_k = 4\%$	$\tau_c = 2\%$ $\tau_k = 8\%$
	(A)	(B)	(C)
Impuesto sobre la renta laboral requerido para financiar el régimen de reparto (porcentaje)	2,5	1,5	0,5
Tasa de interés (porcentaje)	4,4	4,5	4,6
Cociente entre la pensión del régimen de reparto y la del régimen de ahorro	2,1	2,0	2,0
Cambio en el salario con respecto al escenario base (porcentaje)	0,9	0,3	-0,6
Cambio en el acervo de capital con respecto al escenario base (porcentaje)	3,1	1,3	-0,4
Cambio en el empleo agregado con respecto al escenario base (porcentaje)	0,9	0,9	1,1
Cambio de la pensión del régimen de reparto con respecto al escenario base (porcentaje)	2,2	1,9	1,7
Cambio de la pensión del régimen de ahorro con respecto al escenario base (porcentaje)	-2,1	0,4	4,0
Cambio en bienestar, régimen de reparto con respecto a escenario base (porcentaje)	2,1	1,9	1,6
Cambio en bienestar, régimen de ahorro con respecto a escenario base (porcentaje)	1,7	1,6	1,5

Nota: los resultados obtenidos corresponden a los escenarios considerados en el modelo cuando se introduce una tarifa de impuesto sobre el consumo del 2,0% y el presupuesto se equilibra período tras período mediante diferentes combinaciones de las tarifas de los dos impuestos adicionales: sobre rentas de capital y sobre rentas laborales. Las ecuaciones que describen el modelo se presentan en el Anexo 4. Para las comparaciones en términos de bienestar se usa el criterio de “consumo compensado”, esto es, se calcula el porcentaje constante de consumo que se requiere adicionar o sustraer en cada período en el escenario alternativo para que este escenario le resulte indiferente al individuo con respecto al escenario base.

Fuente: cálculos de los autores.

3.3 Conclusión y discusión

Como puede verse a partir de los resultados del modelo usado en esta sección, reducir la carga fiscal que impone el régimen de reparto tendría beneficios importantes sobre la economía, hasta el punto de que en algunas reformas paramétricas analizadas, a pesar de la significativa reducción de la pensión de dicho régimen, sus afiliados se verían también beneficiados. De acuerdo con los resultados del modelo, la reducción de esa carga fiscal se traduciría en una disminución de la carga impositiva y en un incremen-

to en el nivel de ahorro agregado, lo que a su vez implicaría aumentos en el acervo de capital y en la productividad del trabajo, lo cual generaría mayores niveles salariales y, en últimas, un mayor bienestar para todos²⁰.

Lo anterior no necesariamente implica que la decisión óptima, en las condiciones actuales, sea la eliminación del régimen de reparto. El modelo nos advierte sobre el hecho de que la reducción del tamaño de este régimen tendría efectos significativos sobre la oferta de ahorro y, por tanto, sobre la tasa de interés. Una reducción en esta última afectaría considerablemente los rendimientos del régimen de ahorro individual y, por tanto, reduciría sus beneficios relativos con respecto al régimen público²¹. Por otro lado, el análisis a futuro requiere considerar la evolución de la composición etaria de la población. Los rendimientos implícitos del régimen de reparto se derivan del crecimiento poblacional y del crecimiento per cápita de la economía. Los cambios demográficos que se vienen presentando en Colombia, en particular el envejecimiento de la población, deterioran notablemente esos rendimientos implícitos; no obstante, bajo la óptica del modelo, estos cambios también incidirían sobre la tasa de interés y, por tanto, sobre los rendimientos del régimen de ahorro.

Como se mencionó en la introducción, el modelo está construido para una economía cerrada. Al pensar en el caso de una economía abierta, en la medida en que el acceso al mercado internacional de capitales redujera el impacto de los cambios sobre la oferta de ahorro interna (y sobre la tasa de interés) -que resultan de las diferentes reformas paramétricas consideradas o de la transición demográfica-, el régimen de ahorro individual podría verse menos afectado, pero, al mismo tiempo, los beneficios para la economía relacionados con incrementos en el acervo de capital serían también de menor tamaño. Debe también considerarse el hecho de que la reducción en la tasa de interés podría ocurrir en una economía abierta por la caída en la prima de riesgo que resultaría de un menor desbalance entre ahorro e inversión²².

20 El modelo no considera los regímenes especiales, pero un análisis más completo desde el punto de vista fiscal debe tomarlos en cuenta. Como se muestra en la primera sección, estos representan la mayor parte de la carga fiscal pensional para el gobierno.

21 En términos formales, si la tasa de interés cae por debajo de la suma de la tasa de crecimiento poblacional más la tasa de crecimiento económico per cápita, se presenta un problema de ineficiencia dinámica (acumulación excesiva de capital).

22 Es importante hacer notar también que, al abstraernos del análisis de economía abierta, se omiten consideraciones sobre las tendencias demográficas y del ahorro mundial, que pueden tener implicaciones importantes para las tasas de interés en Colombia. Igualmente, nuestro análisis considera un gobierno que mantiene un presupuesto balanceado período tras período. No están, por tanto, incluidos los efectos de la necesidad de un mayor endeudamiento por el aumento de la carga fiscal, lo que puede tener un impacto sobre la prima de riesgo para el país y la tasa de interés.

Una posible sobreestimación del impacto sobre la tasa de interés no implica necesariamente que los resultados obtenidos sobre otras variables y las correspondientes conclusiones no se mantengan. Cabe esperar que haya cambios notables, principalmente, para el caso del régimen de ahorro individual, donde la tasa de interés es posiblemente la variable más relevante. Para el caso del régimen de reparto, la relevancia de otros factores (v. g.: la distribución etaria de la población) disminuye la importancia relativa del nivel de la tasa de interés. Un ejemplo de esto puede verse al comparar nuestros resultados de bienestar con los obtenidos por Devriendt y Heylen (2018). Estos autores usan un modelo de generaciones traslapadas para una economía abierta (para la cual suponen una tasa de interés exógena que cae levemente) y en donde el sistema pensional funciona bajo un régimen de reparto. Los autores examinan, entre otros, dos escenarios alternativos en los cuales se reduce el gasto público en pensiones con respecto al escenario base como consecuencia de un aumento en la edad de jubilación, en el primero, y una reducción en la tasa de reemplazo, en el segundo. Como se mencionó, para escenarios similares nuestro modelo genera (endógenamente por tratarse de una economía cerrada) un movimiento prácticamente nulo de la tasa de interés, en el primer caso, y una caída significativa de la misma, en el segundo. A pesar de estas diferencias, tanto en el modelo de Devriendt y Heylen (2018) como en el nuestro (para el régimen de reparto) se obtienen los mismos resultados de bienestar: un incremento cuando se aumenta la edad de jubilación y una caída cuando se reduce la tasa de reemplazo.

Otro ejemplo ilustrativo se encuentra en los resultados obtenidos por Catalán y Magud (2017), también para un modelo de generaciones traslapadas, en una economía abierta con tasa de interés constante y bajo un régimen de reparto. Los autores analizan un aumento de la edad de jubilación y una reducción en la tasa de reemplazo. En los dos escenarios, y tanto en el modelo de ellos como en el nuestro, la pensión (del régimen de reparto) disminuye. Como es de esperarse, en los dos modelos, una reducción de la tasa de reemplazo, y por tanto de la pensión, incrementa el ahorro de los individuos durante su vida laboral. Este hecho produce en modelos de economía cerrada, como el nuestro, una caída de la tasa de interés, mientras que en modelos de economía abierta, como el de Catalán y Magud (2017), una mejora en el balance de la cuenta corriente del país. Esta mejora reduce el endeudamiento externo, lo cual, a su vez, debería verse reflejado en menores primas de riesgo y, por tanto, en una reducción en la tasa de interés que enfrenta la economía. En los dos modelos la tenencia de activos aumenta levemente cuando se incrementa la edad de pensión, y significativamente cuando se reduce la tasa de reemplazo, pero mientras que en el modelo de economía cerrada este

hecho implica un mayor acervo de capital en la producción nacional, en el modelo de economía abierta esto no es necesariamente cierto por la posibilidad de tenencia de activos foráneos, lo que en ocasiones puede implicar diferencias en el efecto final sobre, por ejemplo, el empleo agregado o el salario.

4. Conclusiones generales

Como ilustramos con diferentes cifras en la primera sección de este artículo, el sistema general de pensiones en Colombia adolece de problemas de cobertura y regresividad de los subsidios. Adicionalmente, el régimen público en su estado actual representa una carga fiscal importante para la nación. Las transferencias que hace anualmente el gobierno para el financiamiento de las pensiones han fluctuado alrededor del 3,5% como porcentaje del PIB. Aproximadamente dos terceras partes de esas transferencias se destinan principalmente a regímenes especiales (Fuerza Pública, Magisterio, entre otros) y la tercera parte restante al régimen público principal, administrado por Colpensiones. Especialmente esta última parte de la carga fiscal puede crecer considerablemente si, manteniendo las condiciones de pensión actuales, aumenta la cobertura del sistema en el futuro.

Los problemas anteriores pueden ser mayores en un futuro cercano, dada la tendencia al envejecimiento de la población colombiana. Como mostramos en la segunda sección, hoy en día la edad mediana de los colombianos está alrededor de 30 años. Estimamos que para 2060 esa edad estará alrededor de 42 años. Actualmente (2020) una persona que cumple 60 años espera vivir entre 22 y 23 años más. Para 2060 esa expectativa habrá aumentado alrededor de cuatro años. Estas y otras cifras demográficas son fundamentales en el análisis de la evolución que observaremos en el sistema pensional colombiano en las próximas décadas.

Tomando las anteriores cifras en consideración y usando un modelo de equilibrio general de generaciones traslapadas, en la tercera sección del artículo hacemos un análisis de los efectos macroeconómicos de los dos regímenes principales del sistema pensional colombiano: el régimen de reparto (o de prima media) y el régimen de ahorro individual. A partir del modelo encontramos que disminuir la carga fiscal del régimen de reparto podría ser beneficioso para todos los individuos en la economía (incluyendo los afiliados a ese régimen), si esa menor carga fiscal se traduce, como sucede en el modelo, en una reducción de la carga impositiva y en incrementos del nivel de ahorro. Lo anterior conllevaría aumentos tanto en el acervo de capital agregado como en la productividad laboral y, por tanto, en los salarios.

No obstante lo anterior, el modelo no implica que resulte óptima la eliminación del régimen de reparto en las condiciones actuales, puesto que la misma podría implicar una reducción importante en la tasa de interés de la economía, lo que afectaría significativamente los rendimientos que se obtienen en el régimen privado de ahorro.

Como en cualquier modelo económico, hay elementos que se quedan por fuera del análisis y que deben contemplarse a la hora de cualquier consideración de política pública. En particular, nuestro modelo no incluye la parte del sistema que corresponde a personas de ingresos bajos y que no cumplen con los requisitos de pensión y, por tanto, la tercera sección no presenta ningún análisis al respecto como tampoco en relación al componente de solidaridad del sistema, aspectos también muy relevantes en la solución de los problemas de escasa cobertura y desigualdad del ingreso en la población mayor.

Recuadro 1

Marco legislativo y características del sistema pensional actual en Colombia

El sistema pensional colombiano se remonta a 1946, cuando se crearon Cajanal y varias cajas públicas. En 1967 se establece un sistema para afiliados privados administrado por el Instituto Colombiano de Seguros Sociales (ICSS), el cual, en 1977, se transforma en el Instituto de Seguros Sociales (ISS).

El sistema se modificó con la Ley 100 de 1993, la cual transformó los regímenes de afiliados privados y las cajas públicas en un sistema mixto: Régimen Solidario de Prima Media con Prestación Definida (RPM) y Régimen de Ahorro Individual con Solidaridad (RAIS). Entre las principales características que se intentaron mejorar se encuentran la sostenibilidad, la desigualdad en el ingreso de la población mayor, la cobertura y las tasas de reemplazo. La mencionada ley se complementó posteriormente con las leyes 797 de 2003 y 1328 de 2009. Por otro lado, en 2007 se reemplaza el ISS por Colpensiones.

El nuevo régimen pensional tuvo un período de transición de 1993 hasta 2014 y aumentó la edad de pensión de 55 a 57 años para las mujeres y de 60 a 62 años para los hombres. El número de semanas mínimas de cotización requeridas se incrementó de 1.000 a 1.300 a partir de 2015 (en el RPM). La tasa de cotización se aumentó desde el 13,5% en 1993 hasta alcanzar el 16% del ingreso base de cotización (IBC). En el caso de los trabajadores independientes, el IBC es el 40% de sus ingresos totales. Esta cotización es relativamente alta si la comparamos con países como Estados Unidos (véase Recuadro 2), lo cual puede afectar negativamente la creación de empleo formal y la cobertura del sistema pensional. En el RPM 13 de los 16 puntos porcentuales de la cotización corresponden a la contribución para la pensión de vejez y los 3 puntos restantes a los gastos de administración y a las pensiones de invalidez y sobrevivencia. En el RAIS 11,5 puntos corresponden a los ahorros para la pensión de vejez, 1,5 puntos se asignan al financiamiento del Fondo de Garantía de Pensión Mínima (FGPM) (para el financiamiento de quienes no alcanzan una pensión de 1 SMMLV) y los 3 puntos restantes a los gastos de administración y los seguros para los casos de pensiones de invalidez y sobrevivencia. Tanto para el RPM como para el RAIS se estableció una pensión mínima de vejez de 1 SMMLV. Estas y otras características de los dos regímenes principales actuales se resumen en el Cuadro R1.1.

Para contribuir a la reducción de la desigualdad en el ingreso se estableció el Fondo de Solidaridad Pensional para apoyar los aportes de la población más pobre y subsidiar a los adultos mayores por debajo de la línea de pobreza, las cuales se denominan respectivamente subcuentas de solidaridad y subsistencia.

A estas subcuentas se destinan el 1% de aportes adicionales de quienes ganan más de 4 SMMLV, con 0,5% a cada subcuenta. A partir de 16 SMMLV el aporte se va incrementando en 0,2% por cada salario mínimo adicional, hasta llegar a 1% en el caso de 20 o más SMMLV. Estos aportes adicionales se destinan exclusivamente a la subcuenta de subsistencia.

Para aumentar la cobertura se estableció la obligatoriedad de las cotizaciones por parte de los afiliados, empleadores y contratistas. Sin embargo, quedaron por fuera los trabajadores con contratos por obras realizadas, los contratos por días o tiempo parcial, los microempresarios y los trabajadores informales.

Para las personas que no alcanzan a obtener los requisitos de pensión, en ambos regímenes se estableció la devolución de los recursos cotizados, lo cual se denomina devolución de saldos en el RAIS, o indemnización sustitutiva en el RPM. Esta última es para las personas que no hayan cumplido las semanas y no puedan seguir cotizando, quienes tendrán derecho a una indemnización igual al ingreso base de liquidación promedio por el número de semanas cotizadas. En este caso, no se reconocen rendimientos por el valor de las contribuciones al momento de retirar la indemnización (se reconoce, sin embargo, el ajuste por inflación de los aportes). En el RAIS la devolución de saldos es para las personas que no hayan cotizado el número mínimo de semanas exigidas (1.150), ni acumulado el capital necesario para financiar una pensión por lo menos igual al salario mínimo. Estas personas tendrán derecho a la devolución del capital acumulado en su cuenta de ahorro individual, incluidos los rendimientos financieros y el valor del bono pensional²³, en los casos en los que este aplica.

Los tres motivos por los cuales se puede otorgar la pensión son vejez, invalidez y sobrevivencia. La pensión por invalidez surge por motivo de accidentes o de enfermedad, mientras que la de sobrevivencia la obtiene el cónyuge o compañero(a) del fallecido o, cuando no aplica para el anterior, la reciben los familiares como hijos dependientes, padres o hermanos con discapacidad. En ningún caso la pensión puede ser inferior al SMMLV. En el RPM los riesgos de las pensiones de sobrevivencia e invalidez los asume el Estado. En el RAIS son cubiertos por el Seguro de Invalidez y Sobrevivientes (SIS), contratados por las administradoras privadas de fondos de pensiones (AFP) a las compañías de seguros de vida.

23 El bono pensional es un título valor que representa, en tiempo y en dinero, los aportes efectuados a Colpensiones (o a las cajas o empresas públicas o privadas reconocedoras de pensión), para el traslado a un fondo de pensiones privado.

Cuadro R1.1

Descripción de los principales regímenes pensionales en Colombia (Ley 100 de 1993 y Ley 797 de 2003)

Características	Régimen Solidario de Prima Media con Prestación Definida (RPM)	Régimen de Ahorro Individual con Solidaridad (RAIS)
Edad	57 para la mujer y 62 para el hombre.	Capital suficiente (110% de una pensión mínima). En caso de no tener capital mínimo se requiere un tiempo de cotización de 1.150 semanas y una edad de 57 para las mujeres y 62 para los hombres, para acceder a la pensión mínima.
Tipo de pensión	Renta vitalicia	Renta vitalicia, retiro programado y retiro programado con renta vitalicia diferida
Semanas requeridas	1.300 semanas	Solo se requiere capital suficiente. No hay semanas definidas, excepto para acceder a garantía de pensión mínima (véase “Edad” arriba).
Tasa de cotización	16%: 12% aportado por el empleador y 4% por el trabajador. En el caso de trabajadores con más de 4 SMMLV aumenta en 1%, y a partir de 16 SMMLV se va incrementando en 0,2% por cada salario mínimo adicional hasta llegar a 1% en el caso de 20 o más SMMLV.	
Pensión mínima y máxima	Mínimo 1 SMMLV y máximo 25 SMMLV ^{a/}	Mínimo 1 SMMLV
Afiliaciones	Deben afiliarse en forma obligatoria todas las personas vinculadas mediante contrato, servidores públicos o quienes tengan contrato de prestación de servicios con el Estado o el sector privado.	
Cálculo de pensión	Promedio del ingreso base de los últimos diez años efectivos de cotización. El ingreso base de cotización es el 100% del salario o el 70% del salario en el caso de salario integral.	Depende del ahorro realizado y la esperanza de vida (condicional al momento de pensionarse).
Monto de pensión de vejez	Por las primeras 1.300 semanas:	(Recursos ahorrados + rentabilidad) / Factor actuarial pagos realizados.
	$\left[65,5 - 0,5 * \frac{IBL}{SMMLV} \right] * \frac{IBL}{100}$	
	Por cada cincuenta semanas adicionales y hasta un máximo de 1.800 semanas, el monto se incrementa en:	
	$1,5 * \frac{IBL}{100}$ IBL: ingreso base de liquidación, que corresponde al promedio del ingreso base de los últimos diez años efectivos de cotización (indexados). El ingreso base de cotización es el 100% del salario o el 70% del salario en el caso de salario integral. SMMLV: salario mínimo mensual legal vigente. No puede ser mayor al 80% del ingreso base de liquidación.	
Indemnización sustitutiva (RPM) Devolución de saldos (RAIS)	Consiste en la devolución de recursos para quienes no alcanzan a cumplir los requisitos de pensión. En el RPM es igual al ingreso base de liquidación promedio por el número de semanas cotizadas. En el RAIS es igual al capital ahorrado, incluidos los rendimientos y el bono pensional, si aplica.	
Fondo de Solidaridad Pensional	Financia las subcuentas de solidaridad y subsistencia.	
Beneficiarios de pensión por invalidez	Las causas de invalidez pueden ser accidental o enfermedad.	
Beneficiarios de pensión por sobrevivencia	El cónyuge o la compañera o compañero del fallecido o, en caso de que no aplique, hijos dependientes, padres o hermano con discapacidad.	

a/ En la cotización también hay un límite de 25 SMMLV.

Fuente: elaboración propia.

El monto de pensión de sobrevivencia en el RPM es equivalente al de la persona que falleció. Por otro lado, en caso de que el fallecido no estuviera aún pensionado, el monto depende del ingreso base de liquidación y las semanas cotizadas. En el RAIS, en caso de la muerte de un pensionado, la pensión de sobrevivencia se financia con los recursos previstos para la pensión. En caso de la muerte de un afiliado no pensionado, se financia con su cuenta de ahorro pensional, el bono pensional (si aplica) y la suma adicional del capital para completar la pensión a cargo de la aseguradora.

El monto de pensión de invalidez en el RPM depende del ingreso base de liquidación y las semanas cotizadas. No puede ser superior al 75% del ingreso base de liquidación (ni inferior al SMMLV). En el RAIS aquel se financia con la cuenta de ahorro pensional del afiliado, el bono pensional (si aplica) y la suma adicional del capital para completar la pensión a cargo de la aseguradora.

Finalmente, entre las diferentes cajas del Estado mencionadas al comienzo de este recuadro se encuentran los regímenes especiales del Fondo del Congreso, Fondo de Pensiones Públicas (Fopep), Fondo del Magisterio (Fomag), Caja de Fuerzas Militares y Caja de Sueldos de Retiro de la Policía. Los docentes, sin distinción de género, acceden a la pensión a los 57 años. En las fuerzas militares la pensión la obtienen a los 20 años de servicio por retiro forzoso y a los 25 años por retiro voluntario, a cualquier edad. En las fuerzas armadas la cotización de los miembros es del 5% y la tasa de reemplazo oscila entre 50% y 95% del sueldo básico (Comisión del Gasto y la Inversión Pública, 2017).

Recuadro 2

Comparación de sistemas pensionales

Para realizar una comparación del caso colombiano, presentamos una breve descripción del sistema pensional en dos países, Estados Unidos y Chile. El primero lo escogemos por ser un país desarrollado con una cobertura pensional amplia, un sistema que contribuye a la reducción de la desigualdad en el ingreso de la población mayor (la tasa de reemplazo decrece con el nivel de ingreso) y en el que el gobierno garantiza una pensión mínima a todos los afiliados. Se trata de un país con una carga fiscal importante en sus finanzas públicas (el gasto en pensiones como proporción del producto es el doble que en Colombia), en donde también existen los fondos privados, pero la pensión mínima está garantizada por el Estado. El caso de Chile nos interesa porque es un país Latinoamericano donde se ha establecido un régimen pensional de tres pilares, en el cual se da un papel preponderante a los fondos privados de pensiones y donde la cobertura pensional es alta pero el monto de las pensiones ha resultado bajo en los últimos años.

La población mundial, en general, está envejeciendo. Los tres países considerados en este recuadro no son la excepción. En 2018 la proporción de la población de 65 o más años fue del 11,5% en Chile, 8,5% en Colombia y 15,8% en Estados Unidos (Gráfico R2.1)²⁴. Por tanto, la edad de pensión es uno de los parámetros importantes en el análisis de los diversos aspectos del sistema pensional.

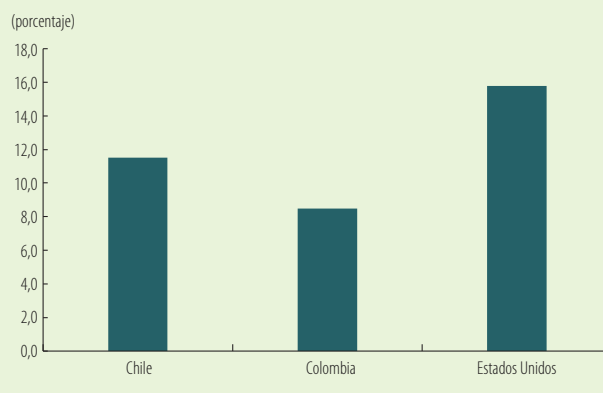
Hay cuatro aspectos importantes a tener en cuenta a la hora de describir un sistema pensional: su cobertura, su contribución a la disminución de la desigualdad en el ingreso, su tasa de reemplazo y su sostenibilidad en las finanzas públicas. En Chile se realizó una reforma pensional en 1980. Con esta se establecen prestaciones que dependen de los ahorros individuales y no de los salarios de los últimos años, y se consideran ajustes automáticos con la expectativa de vida. En esta reforma se sustituye la participación mayoritaria del Estado por administradoras privadas de fondos de pensiones reguladas y supervisadas por el Estado (Uthoff, 2001).

Chile ha liderado la privatización de los sistemas pensionales en Latinoamérica. En la actualidad el sistema pensional tiene tres pilares: redistributivo, cuentas individuales y voluntario. En 2008 se realizaron reformas que se concentraron especialmente en el pilar redistributivo y con las cuales se cubre el 60% de la población más vulnerable. Están dirigidas tanto a personas sin ahorro, con la pensión básica solidaria (PBS),

como a personas con ahorro, con el aporte previsional solidario (APS) (Uthoff, 2016).

Gráfico R2.1
Porcentaje de la población de 65 años o más en Chile, Colombia y Estados Unidos (2018)

Considerando Chile, Colombia y Estados Unidos, la proporción de personas de 65 años o más es mayor en Estados Unidos, con un 16,0% de la población. Sin embargo, es importante anotar que en general la población mundial está envejeciendo.



Fuente: Banco Mundial.

En términos de cobertura, el porcentaje de pensionados con respecto al total de personas de 65 años o más es mayor en Chile (87,1%) que en Colombia (26,7%). Los resultados contrastan aún más cuando se comparan por nivel de ingreso, en lo cual se observa que el sistema pensional colombiano no contribuye a la disminución de la desigualdad económica: en los niveles más altos de ingresos 564 de cada 1.000 personas alcanzan una pensión, mientras que en los niveles más bajos solo la consiguen 8 de cada 1.000 (Cuadro R2.1).

Una de las falencias más significativas del sistema pensional en Colombia es la baja cobertura²⁵. La proporción de cotizantes con respecto a la población económicamente activa ha aumentado significativamente en los últimos años (del 22% en 2004 al 35% en 2017); sin embargo, una alta proporción de los afiliados todavía no cotiza²⁶. Por su parte, una alta proporción

24 Pueden verse más detalles de la evolución de la distribución etaria de la población colombiana en la sección 2 y en particular en el Gráfico 22.

25 Tanto de su etapa de acumulación (cotizantes/población económicamente activa) como la de su etapa de desacumulación (pensionados /población en edad de pensionarse).

26 Afiliado: cotizó al menos una vez en la vida. Afiliado activo: una vez cada seis meses. Cotizante: cotizó durante el mes de análisis.

de la población en edad de retiro no se encuentra pensionada. Al comparar con Chile, la cobertura en Colombia resulta menor. En 2015 la relación de cotizantes con la población económicamente activa en Chile fue del 64,5% (Uthoff, 2016).

Cuadro R2.1

Cobertura en Chile y Colombia (2015): porcentaje de pensionados entre la población de 65 o más años (quintiles de ingreso 1 y 5) (porcentaje)

País	Total	Quintil 1	Quintil 5
Chile	87,1	83,7	81,6
Colombia	26,7	0,8	56,4

Fuente: CEPAL (2018).

En Colombia una dificultad para aumentar la cobertura son las altas tasas de reemplazo en el RPM (73,1% para el RPM y 38,6% para el RAIS). Con un presupuesto fijo del gobierno, entre mayores son las tasas de reemplazo, menor es la cobertura que se puede financiar. En 2010 la tasa de reemplazo fue del 54,9% en Chile (OCDE, BID y Banco Mundial, 2014). Las altas tasas de reemplazo en el régimen de prima media de Colombia implican unos subsidios altos financiados por el gobierno, lo que dificulta el aumento significativo de la cobertura, debido a consideraciones de tipo fiscal. Es importante anotar que en Chile la tasa de reemplazo de las cuentas individuales se ha visto afectada con las reducciones en las tasas de rentabilidad en la década de los dos mil, relativas a las de los noventa.

Por su parte, en Estados Unidos la legislación de seguridad social surgió desde 1935. El cubrimiento del programa de seguro social incluye los asalariados y los empleados por cuenta propia. Las cotizaciones son de 12,4% sobre el ingreso, los empleados contribuyen con la mitad y la otra mitad los empleadores. Cabe anotar que esta menor cotización con respecto a la colombiana puede favorecer la contratación de empleo formal (Santa María *et al.*, 2010), y mejorar la cobertura del sistema pensional. La máxima cantidad de ingresos anuales para realizar contribuciones es USD 127.200 en 2017. La edad de jubilación es 66 años, con una perspectiva de aumentarla a 67 en 2027. Para tener derecho a pensión se requiere haber contribuido al sistema por lo menos diez años y su monto se calcula con base en el promedio de los 35 años con ingresos más altos (incluyendo los años con ingreso cero, si estos son necesarios para completar los 35 años). La pensión máxima para personas que se retiren a la edad mínima de retiro es de USD 2.687 mensuales en 2017 (Social Security Administration, 2018b).

Las tasas de reemplazo en Estados Unidos son decrecientes según la relación del ingreso individual con el ingreso medio. Para 2016 especificamos en paréntesis la tasa de reemplazo para una relación del ingreso individual con el ingreso medio de 0,5 (59,9%), 0,75 (52,5%), 1 (49,1%), 1,5 (42,4%), 2 (37,1%) y 3 (26,8%) (OCDE, 2017). Las tasas de reemplazo diferenciadas ayudan a disminuir la desigualdad en el ingreso y pueden contribuir a la sostenibilidad del sistema y, por tanto,

a la ampliación de la cobertura. Este aspecto contrasta de manera importante con la legislación colombiana, descrita en el Recuadro 1, donde la tasa de reemplazo del régimen público disminuye levemente según el ingreso.

En Estados Unidos en 2015 la mediana del ingreso de los trabajadores fue USD 28.482, y la población cubierta por la seguridad social fue de 168 millones. Al comparar esta cifra con la población de 15 o más años, resulta una proporción del 52,5%, y con respecto a la población económicamente activa del 103,7% (Social Security Administration, 2018a).

En 2018 el ingreso per cápita en Chile fue de USD 15.270, en Colombia de USD 6.431 y en Estados Unidos de USD 63.690. Los mayores niveles de ingreso de Estados Unidos implican más recursos para mejorar indicadores del sistema pensional de solvencia, bienestar y cobertura. Sin embargo, en todos los países se enfrenta el mismo objetivo de estructurar el sistema pensional con el fin de que de manera sostenible se logre mejorar el nivel de vida de la población pensionada por vejez, sobrevivencia e invalidez.

En Chile el gasto del Gobierno en pensiones como proporción del producto en 2010 fue del 3,4% (OCDE, BID y Banco Mundial, 2014), mientras que en Estados Unidos en 2016 fue del 7% (OCDE, 2017) y en el caso de Colombia, como se explica en la sección 1, está cercano al 3,4%. En nuestro caso se trata de un gasto importante para el gobierno, en un sistema con una baja cobertura.

Para concluir, el sistema pensional colombiano contribuye menos a la disminución de la desigualdad en el ingreso, tiene una menor cobertura y tiene una carga fiscal relativa similar a Chile y menor que Estados Unidos. Por tanto, es necesario analizar si la modificación de algunos parámetros utilizados para la fijación de las pensiones pueda contribuir a mejorar algunos de estos aspectos. En particular, la sección 3 del presente artículo analiza, entre otros temas, cómo algunas reformas paramétricas pueden afectar la carga impositiva en el caso colombiano.

Recuadro 3

Problema de la representatividad de las tasas de reemplazo agregadas

La tasa de reemplazo en pensiones (también denominada a veces tasa de sustitución) usualmente se define como la proporción que representan los ingresos por jubilación que recibe una persona que se acaba de pensionar con respecto a los ingresos laborales que estaba recibiendo justo antes del retiro. Así, por ejemplo, si una persona justo antes de retirarse ganaba tres salarios mínimos mensuales y al jubilarse comienza a recibir una pensión de 1,8 salarios mínimos mensuales, la tasa de reemplazo en este caso es del 60% (1,8/3). Se trata de una medida de cuánto cambian los ingresos al momento de pensionarse y que puede servir, entre otros propósitos, para que el trabajador sea consciente de la reducción que tendrán sus ingresos cuando se retire y de tomar acciones anticipadas (v. g.: ahorro voluntario para la vejez, inversión para generar rentas adicionales en el futuro, etc.) con el fin de menguar el efecto de esta reducción.

No obstante, la tasa de reemplazo puede variar demasiado de un caso a otro y, por ello, es importante que cada trabajador observe cualquier cálculo agregado con precaución; es decir, que lo tome solo como una referencia inicial y busque la ayuda de expertos para obtener un cálculo más preciso para su caso particular.

El problema de la baja representatividad de los cálculos agregados se presenta tanto en el caso del régimen de prima media (RPM) como en el de ahorro individual con solidaridad (RAIS), aunque en este último la imprecisión del cálculo puede ser mucho mayor debido a que influyen más factores que varían de un caso a otro.

Para el caso del RPM, tomando en cuenta que en este régimen el ingreso base para liquidar la pensión (IBL) no puede estar por debajo de un salario mínimo ni por encima de 25 salarios mínimos, la proporción del monto de la pensión sobre el IBL puede variar entre el 53% y 80% de acuerdo con la regla de cálculo (véase el Cuadro R1.1)²⁷. Como se especifica en el Cuadro R1.1, esta proporción se incrementa con el número de semanas cotizadas al sistema y decrece con el ingreso base sobre el cual se liquida la pensión.

Debe tenerse en cuenta, sin embargo, que la tasa de reemplazo en el RPM puede variar en un rango mucho mayor al de la proporción citada en el párrafo anterior. Considérense los casos de dos personas cuyo número de semanas cotizadas al sistema y cuyos IBL son exactamente iguales. En particular supondremos que durante los últimos diez años de cotización²⁸ estas dos personas contribuyeron al sistema sobre ingresos promedio de tres salarios mínimos y que, como resultado del número de semanas cotizadas (1.300), reciben un monto de pensión igual al 64% de esos ingresos, esto es, una pensión de 1,92 salarios mínimos. No obstante, supongamos que, aunque los promedios de ingresos son iguales, la primera persona comenzó ese periodo de diez años con unos ingresos mayores que se fueron reduciendo, y al momento de retirarse solo recibía un salario mínimo y, en contraste, a la segunda persona le ocurrió justo lo contrario, comenzó con un salario bajo pero antes de retirarse recibía un ingreso de cinco salarios mínimos. Para el primer caso la tasa de reemplazo sería del 192% (1,92/1), mientras que para el segundo sería de apenas el 38,4% (1,92/5). Si bien sus condiciones promedio (y por tanto sus pensiones) son iguales, las diferencias entre los salarios al final de la vida laboral generan una diferencia significativa entre sus correspondientes tasas de reemplazo. Aunque las pensiones son exactamente las mismas, la tasa de reemplazo en el segundo caso está indicando que el individuo experimentó una caída drástica en el ingreso al momento de retirarse, mientras que en el primer caso sucedió justamente lo contrario.

En el caso del RAIS, el monto de la pensión depende de factores como el ahorro acumulado, los rendimientos y la expectativa de vida y, por tanto, estos factores inciden también en la tasa de reemplazo. Los cuadros R3.1 y R3.2 ilustran la variación de la tasa de reemplazo para mujeres y hombres, respectivamente, de acuerdo con tres factores: la rentabilidad, los años efectivamente cotizados y el crecimiento real (esto es, descontando la inflación) de los ingresos laborales.

Para la rentabilidad consideramos tres posibles valores: 3, 4 y 5%. De acuerdo con los datos calculados por la Superintendencia Financiera, la rentabilidad real promedio del fondo moderado en pensión obligatoria para los últimos cinco años, hasta noviembre de 2019, fue del 4,0% efectivo anual.

27 Dado que la pensión, por ley, no puede ser inferior al salario mínimo, esta proporción puede llegar a ser hasta del 100% para las personas de ingresos bajos (v. g.: el trabajador que recibe un salario mínimo y cumple los requisitos de jubilación, debe recibir una pensión de igual monto). Esto aplica tanto para el RPM como para el RAIS. El problema al que hacemos referencia en este recuadro se refiere a personas cuyos ingresos son lo suficientemente altos para no necesitar acudir a la garantía de pensión mínima.

28 Que es el periodo que usualmente se toma en el RPM para el cálculo del IBL.

Cuadro R3.1
Tasas de reemplazo en el RAIS según la rentabilidad, los años de cotización y el crecimiento de los ingresos laborales (mujeres) (porcentaje)

Rentabilidad (porcentajes)	Crecimiento real de los ingresos laborales								
	x1			x3			x5		
	Años de Cotización			Años de Cotización			Años de Cotización		
	25	30	35	25	30	35	25	30	35
3	26	31	36	14	17	19	11	13	15
4	36	44	51	19	23	27	15	18	21
5	52	63	73	27	32	37	20	24	28

Nota: suponemos que el ciclo laboral es de cuarenta años y que la cotización se distribuye uniformemente. Así, por ejemplo, para el caso de 25 años de cotización, la trabajadora aporta al sistema durante 7,5 meses ($7,5/12 = 25/40$) de cada año. Suponemos también que el crecimiento del ingreso laboral ocurre uniformemente a lo largo de los cuarenta años de vida laboral. Por ejemplo, si el ingreso se multiplica por 3, este crece anualmente alrededor del 2,86%. La expectativa de vida de una mujer que alcanza los 57 años es de vivir treinta años más, de acuerdo con las tablas de mortalidad de rentistas en Colombia, tomadas de la Resolución 1555 de 2010 de la Superintendencia Financiera.

Fuente: cálculos de los autores.

Cuadro R3.2
Tasas de reemplazo en el RAIS según la rentabilidad, los años de cotización y el crecimiento de los ingresos laborales (hombres) (porcentaje)

Rentabilidad (porcentajes)	Crecimiento real de los ingresos laborales								
	x1			x3			x5		
	Años de Cotización			Años de Cotización			Años de Cotización		
	25	30	35	25	30	35	25	30	35
3	32	39	45	18	21	25	14	17	19
4	45	54	63	24	28	33	18	22	25
5	63	75	88	32	38	45	24	29	34

Nota: suponemos que el ciclo laboral es de cuarenta años y que la cotización se distribuye uniformemente. Así, por ejemplo, para el caso de 25 años de cotización, el trabajador aporta al sistema durante 7,5 meses ($7,5/12 = 25/40$) de cada año. Suponemos también que el crecimiento del ingreso laboral ocurre uniformemente a lo largo de los cuarenta años de vida laboral. Por ejemplo, si el ingreso se multiplica por 3, este crece anualmente alrededor del 2,86%. La expectativa de vida de un hombre que alcanza los 62 años es de vivir veintinueve años más, de acuerdo con las tablas de mortalidad de rentistas en Colombia, tomadas de la Resolución 1555 de 2010 de la Superintendencia Financiera.

Fuente: cálculos de los autores.

Para los años efectivamente cotizados consideramos también tres posibles valores: 25, 30 y 35 años. Suponemos que la vida laboral es de 40 años y que la cotización se distribuye uniformemente a lo largo de la vida laboral. Así, por ejemplo, si se cotiza durante 25 de esos 40 años, suponemos que

el trabajador aporta al sistema durante 7,5 meses ($7,5/12 = 25/40$) de cada año²⁹.

Para el crecimiento real de los ingresos laborales se consideran tres casos: el de una persona cuyo ingreso real se mantiene igual a lo largo de toda su vida laboral ($\times 1$) y el de personas cuyos ingresos reales se multiplican a través de sus 40 años de vida laboral por tres y por cinco ($\times 3$ y $\times 5$, respectivamente). Suponemos que el crecimiento del ingreso laboral ocurre uniformemente a lo largo de ese período. Por ejemplo, si el ingreso se multiplica por 3, suponemos que ha crecido anualmente alrededor del 2,86%.

La diferencia en los cálculos para hombres y para mujeres está en el período de disfrute de la pensión. Actualmente la edad de pensión de las mujeres es 57 años y la expectativa de vida de una mujer que llega a esa edad, y se pensiona, es de aproximadamente 87 años. Es decir, las mujeres pensionadas están disfrutando su pensión alrededor de treinta años. Un hombre, en cambio, se pensiona a los 62 años y su expectativa, dado que llegue a esa edad y se pensione, es de aproximadamente 83 años. Disfruta la pensión en promedio unos 21 años³⁰. Debido a que en el RAIS la pensión se financia con el ahorro acumulado, su monto y, por tanto, la tasa de reemplazo, debe ser más baja en el caso de las mujeres puesto que tienen un período más prolongado de disfrute (desacumulación). No se toma en cuenta la posibilidad de pensión por sobrevivencia (una vez fallecido el pensionado pueden existir beneficiarios de pensión por sobrevivencia, como se explica en el Recuadro 1).

Como puede verse en los cuadros R3.1 y R3.2, las diferencias en los tres factores considerados afectan significativamente las tasas de reemplazo³¹. Por ejemplo, una persona que por razones como su mayor experiencia o educación ve crecer sus ingresos considerablemente a lo largo de su vida laboral, deberá esperar una tasa de reemplazo relativamente pequeña, puesto que ha cotizado durante muchos años sobre salarios que están muy por debajo del salario que tiene justo antes del momento de retirarse.

29 A diferencia del supuesto con el que se elaboraron los cuadros 9 y 10 de la sección 1, en donde se supuso que los años de cotización, 25 o 35, fueron continuos hasta el momento de pensionarse. Esto es equivalente a suponer que no se aporta nada al sistema en los primeros 15 o 5 años de vida laboral.

30 Las expectativas condicionales de vida de mujeres y hombres que alcanzan los 57 y 62 años, respectivamente, son tomadas de la Resolución 1555 de 2010 de la Superintendencia Financiera, que presenta las tablas de mortalidad de rentistas en Colombia, a partir de la información de la población afiliada al sistema de pensiones.

31 La tasa de interés para un momento y una administradora específica no varía según el afiliado, pero la rentabilidad promedio de la cuenta individual sí varía de acuerdo, entre otros, a las tasas de interés pagadas durante el período que ha cotizado (según los momentos en que contribuyó sobre mayores o menores ingresos), o de acuerdo con el riesgo de su respectiva cuenta (conservador, moderado o mayor riesgo).

Referencias

- Bosch, Mariano (2015). “Comentarios al OECD economic survey: Colombia”, en Seminario Académico, organizado por Fedesarrollo, la Universidad de los Andes y la OCDE, Bogotá, Colombia.
- Brass, William (1978). “The Relational Gompertz Model of Fertility by Age of Woman” (mimeographed), London School of Hygiene & Tropical Medicine.
- Cannan, Edwin (1895). “The Probability of a Cessation of the Growth of Population in England and Wales During the Next Century”, *The Economic Journal*, vol. 5, núm. 20, pp. 505-515.
- Castro, Luis J.; Rogers, Andrei (1981). “Model Migration Schedules: a Simplified Formulation and an Alternative Parameter Estimation Method”, International Institute for Applied Systems Analysis.
- Catalán, Mario; Magud, Nicolas E. (2017). “A Tradeoff between the Output and Net Foreign Asset Effects of Pension Reform”, *Open Economies Review*, Springer, vol. 28, núm. 4, pp. 685-709.
- Coale, Ansley J.; Demeny, Paul (1966). *Regional Model Life Tables and Stable Populations*. Princeton: Princeton University Press.
- Colpensiones (2016). “Presupuesto de ingresos y gastos”, Colpensiones.
- Colpensiones (2020). *Informe de gestión (2019)*, Colpensiones
- Comisión del Gasto y la Inversión Pública (2017). *Informe final*, Bogotá: La Imprenta Editores S.A.
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe (2007). “Proyección de población”, *Observatorio demográfico*, núm. 3, Santiago de Chile: Cepal.
- Comisión Económica para la América Latina y el Caribe (2018). *Panorama social de América Latina, 2017*, Cepal.
- Contaduría General de la Nación (2017). Situación financiera y de resultados del nivel nacional, a 31 de diciembre de 2016.
- Contaduría General de la Nación (2018). Situación financiera y de resultados del nivel nacional, a 31 de diciembre de 2017.
- Contaduría General de la Nación (2020). Situación financiera y de resultados del nivel nacional, a 31 de diciembre de 2019.
- Contraloría General de la República (2017). Situación de las finanzas del Estado, 2016.
- Contraloría General de la República (2019). Situación de las finanzas del Estado, 2018
- Contraloría General de la República, Dirección Nacional de Estadística (1938-1950). *Anuario General de Estadística: Colombia 1937-1948*, Bogotá: Imprenta Nacional.
- Contraloría General de la República, Dirección Nacional de Estadística (1942). Censo General de Población 1938, Resumen General del País. Bogotá: Imprenta Nacional.
- Corporación Centro Regional de Población (1974). *Aplicación de un modelo de simulación para Colombia: proyecciones demográficas y económicas 1964-1994*, Bogotá: CCRP.
- DANE (1953-1970). *Anuario General de Estadística: Colombia 1951-1967*, Bogotá: Minerva Ltda., Imprenta Nacional, DANE, Litografía Colombia S.A.
- DANE (1954). *Censo de población de Colombia 1951*, Bogotá: DANE.
- DANE (1967). *XIII Censo nacional de población 1964, resumen general*, Bogotá: Imprenta Nacional.
- DANE (1972 1987 1991 1992). *Boletín Mensual de Estadística*, núms. 252, 414, 460, 473. Bogotá: DANE.
- DANE (1974). *Anuario Demográfico, 1968-1969*, Bogotá: DANE.
- DANE (1981). *XIV Censo nacional de población y III de Vivienda 1973, resumen nacional*, Bogotá: DANE.

- DANE (1986). *Viajeros internacionales, 1973-1981*, Bogotá: DANE.
- DANE (1986). *XV Censo nacional de población y IV de Vivienda: censo 85*, Bogotá: Printer Colombiana Ltda.
- DANE (1987). *Registro de Defunciones en Colombia, 1970-1978*, Bogotá: Editora Guadalupe S.A.
- DANE (1987-1988, 1999, 2001). *Colombia estadística, 1987-1988, 1993-1997, 1998-2000*, Bogotá: DANE.
- DANE (1989). *Proyecciones nacionales de población: Colombia 1950-2025*, Bogotá: DANE.
- DANE (1996). *XVI Censo nacional de población y V de Vivienda: censo 1993, resumen nacional*, Bogotá: DANE.
- DANE (1997). “Colombia: proyecciones anuales de población por sexo y edad, 1985-2015”, *Estudios Censales*, núm. 4, Bogotá: DANE.
- DANE (1998). “Colombia: proyecciones quinquenales de población por sexo y edad, 1950-2050”, *Estudios Censales*, núm. 1, Bogotá: DANE.
- DANE (2001). “Colombia: proyecciones municipales de población por área, 1995-2005”, *Estudios Censales*, núm. 8, Bogotá: DANE.
- DANE (2008). *Censo general 2005, nivel nacional*, Bogotá: DANE.
- DANE (2009). “Proyecciones nacionales y departamentales de población 2005-2020”, *Estudios Postcensales*, núm. 7, Bogotá: DANE.
- DANE (2011). “Proyecciones de población por sexo y edades simples hasta 80 años y más, a nivel nacional y departamental: periodo 2005-2020” [en línea], consultado en: <https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/demografia-y-poblacion/proyecciones-de-poblacion>
- DANE (2018). “Módulo de migración internacional, 2014-2018”, *Gran encuesta integrada de hogares* [en línea], consultado en: http://microdatos.dane.gov.co/index.php/catalog/MICRODATOS/about_collection/42/1
- DANE (2019). “Estadísticas vitales de Colombia 1979-2017: nacimientos y defunciones (microdatos anonimizados)” [en línea], consultado en: http://microdatos.dane.gov.co/index.php/catalog/MICRODATOS/about_collection/22/5
- DANE (2019). “Resultados del Censo nacional de población y vivienda 2018: tercera entrega”, [en línea], consultado en: <https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/demografia-y-poblacion/censo-nacional-de-poblacion-y-vivenda-2018>
- Departamento de Contraloría, Dirección General de Estadística (1924). *Censo de población de la República de Colombia, 1918*, Bogotá: Imprenta Nacional.
- Departamento de Contraloría, Estadística General (1926-1927, 1929). *Anuario estadístico de Colombia 1924-1925, 1927*, Bogotá: Imprenta Nacional.
- Departamento de Contraloría, Estadística Nacional (1930-1932, 1934). *Anuario de estadística general 1928-1932*, Bogotá: Imprenta Nacional.
- Devriendt, Willem; Heylen, Freddy (2018). “Coping with Demographic Change: Macroeconomic Performance and Welfare Inequality Effects of Public Pension Reform” Working Papers, núm. 18/948, Faculty of Economics and Business Administration, Ghent University, Belgium.
- Dirección General de los Censos (1912). *Censo general de la República de Colombia 1912*, Bogotá: Imprenta Nacional.
- Dirección General de Regulación Económica de Seguridad Social (2017). *Boletín de Seguridad Social*, núm. 8, Ministerio de Hacienda y Crédito Público.
- Flórez, Carmen E. (2000). *Las transformaciones sociodemográficas en Colombia durante el siglo XX*, Bogotá: Banco de la República y Tercer Mundo Editores.
- Heer, Burkhard; Maußner, Alfred (2009). *Dynamic General Equilibrium Modelling. Computational Methods and Applications*, Berlin Heidelberg: Springer-Verlag.
- Heer, Burkhard (2019). *Public Economics: the Macroeconomic Perspective*, Springer Nature Switzerland.

- Judson, Dean H.; Popoff, Carole L. (2008). "Appendix C: Selected General Methods", en Jacob S. Siegel; David A. Swanson (eds.), *Methods and Materials in Demography* (segunda edición, pp. 677-732), Great Britain: Emerald Group Publishing Limited.
- Lee, Ronald D. (1993). "Modeling and Forecasting the Time Series of US Fertility: Age Distribution, Range, and Ultimate Level", *International Journal of Forecasting*, vol. 9, núm. 2, pp. 187-202.
- Lee, Ronald D.; Carter, Lawrence R. (1992). "Modeling and Forecasting US Mortality", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 87, núm. 419, pp. 659-671.
- Lee, Ronald D.; Miller, Timothy (2001). "Evaluating the Performance of the Lee-Carter Method for Forecasting Mortality", *Demography*, vol. 38, núm. 4, pp. 537-549.
- Merli, M. Giovanna (1998). "Mortality in Vietnam 1979-1989", *Demography*, vol. 35, núm. 3, pp. 345-60.
- Migración Colombia (2017). Flujos migratorios: 2007-2017, 4 de octubre, Bogotá, Colombia.
- Migración Colombia (2019). Flujos migratorios, 2012-2018 [en línea], consulado en: <https://public.tableau.com/profile/migraci.n.colombia#!/>, 14 de mayo.
- Migración Colombia; OIM; DANE (s. f.). *Anuario de movimientos internacionales de viajeros 2010-2017*, Bogotá: DANE.
- Ministerio de Hacienda, Dirección General de Estadística (1917-1920). *Anuario estadístico, 1915-1917*, Bogotá: Imprenta Nacional.
- Ministerio de Hacienda y Crédito Público (2019) MHCP. Marco Fiscal de Mediano Plazo 2019.
- Muñoz, Ángel; Romero, Carolina; Téllez, Juana; Tuesta, David (2009). "Confianza en el futuro", BBVA.
- OCDE (2017). *Pensions at Glance 2017, OECD and G20 indicators*, OCDE.
- OCDE; BID; Banco Mundial (2014). *Pensions at glance: Latin American and the Caribbean*, OCDE.
- Organización Internacional para las Migraciones; DANE; Migración Colombia (2018). *Anuario de entradas y salidas de viajeros internacionales, 2012-2016* [en línea], consultado en: <https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/demografia-y-poblacion/movilidad-y-migracion/anuarios-estadisticos-de-movimientos-internacionales>, 16 de marzo.
- Organización Internacional para las Migraciones; DAS; Celade; Sistema de Información sobre Migraciones Internacionales para los Países de la Comunidad Andina [Simica] (s. f.). *Anuario estadístico: movimientos de entradas y salidas internacionales de Colombia, 1996-2001*, Bogotá: DAS.
- Organización Internacional para las Migraciones; DAS; DANE (2004). *Anuario 2003: movimientos migratorios internacionales de Colombia*, Bogotá: Quebecor World.
- Organización Internacional para las Migraciones; DAS; DANE (2007-2012). *Anuario estadístico de movimientos internacionales, 2004-2009*, Bogotá: DANE.
- Pachón, Álvaro (2012). *Proyecciones de población a nivel departamental y municipal agregadas por área, urbano y rural, por sexo y grupos de edad, para el período 2010-2050 incluyendo la totalidad del país*, Misión Sistema de Ciudades, Bogotá: Departamento Nacional de Planeación.
- Pérez, Enrique (1970). *Parámetros demográficos 1951-1964: proyecciones de población 1965-1985*, Bogotá: Ediciones Universidad de los Andes.
- Presidencia de la República, Dirección Nacional de Estadística (1952). *Anuario general de estadística: Colombia, 1949*, Bogotá: Imprenta Nacional.
- Preston, Samuel H.; Bennett, Neil (1983). "A Census-Based Method for Estimating Adult Mortality", *Population Studies*, vol. 37, núm. 1, pp. 91-104.

- Preston, Samuel H.; Heuveline, Patrick; Guillot, Michel (2001). “Demographic Relations in Nonstable Populations”, *Demography: Measuring and Modeling Population Processes*, pp. 171-190, Malden: Blackwell Publishing.
- Preston, Samuel H.; Heuveline, Patrick; Guillot, Michel (2001). “Population Projection”, *Demography: Measuring and Modeling Population Processes*, pp. 117-137, Malden: Blackwell Publishing.
- Prieto, Rafael; Ortega, Francisco (1962). “Proyecciones de población y métodos empleados 1951-1975”, *Revista del Banco de la República*, vol. 35, núm. 420, pp. 1236-1241, octubre.
- Prieto, Rafael; Ortega, Francisco (1961). “Colombia: proyecciones de población y métodos empleados 1951-75”, Bogotá: Universidad de los Andes, CEDE.
- Raftery, Adrian E.; Alkema, Leontine; Gerland, Patrick (2014). “Bayesian Population Projections for the United Nations”, *Statistical Science*, vol. 29, núm. 1, pp. 58-68.
- República de Colombia (1917). “Censo de la República, 1905”, *Diario Oficial*, núm. 16028, 24 de febrero.
- Romero-Prieto, Julio E.; Meisel-Roca, Adolfo (2019). “Análisis demográfico de la violencia en Colombia”, *Cuadernos de Historia Económica*, núm. 50.
- Rueda, José O. (2012). *Historia de los censos en Colombia*, Bogotá: DANE.
- Santa María, Mauricio; Steiner, Roberto; Botero, Jorge H.; Martínez, Mariana; Milán, Natalia (2010). *El sistema pensional en Colombia: retos y alternativas para aumentar la cobertura*, Bogotá: Fedesarrollo.
- Smith, David P. (1992). *Formal Demography*, New York: Plenum Press.
- Suescún, Rodrigo; Steiner, Roberto (2017). *Un modelo de equilibrio general dinámico para la evaluación de la política económica en Colombia*, Reporte de Investigación, Fedesarrollo.
- Social Security Administration (2018a). *Annual Statistical Supplement to the Social Security Bulletin, 2017*, SSA.
- Social Security Administration (2018b). *Social Security Programs throughout the World: the Americas, 2017*, SSA.
- Sprague, Thomas (1880). “Explanation of a New Formula for Interpolation”, *Journal of the Institute of Actuaries*, vol. 22, núm. 4, pp. 270-285.
- Steffen, Matthias (1990). “Simple Method for Monotonic Interpolation in One Dimension”, *Astronomy and Astrophysics*, vol. 239, núm. 2, pp. 443-450.
- United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division (2017). *World Population Prospects: The 2017 Revision*, edición en DVD.
- United Nations; Department of International Economic and Social Affairs (1983). “Demographic models: Brass Reational Gompertz Fertility Model”, *Manual 10-Indirect Techniques for Demographic Estimation* (págs. 11-26), New York: Department of International Economic and Social Affairs.
- University of California, Berkeley (USA); Max Planck Institute for Demographic Research (Germany) (2019). Human Mortality Database [en línea], consultado en: www.mortality.org.
- Urdinola, B. Piedad; Lara, Miguel A. (2018). “Proyección de población total y por departamentos de Colombia usando tablas de vida multiestado”, en Ludi Simpson y Leandro M. González, ¿Convergencia demográfica?: análisis comparativo de las tendencias demográficas subnacionales en América Latina y el Caribe, pp. 263-293, Río de Janeiro: Asociación Latinoamericana de Población.
- Uthoff, Andras (2001). “La reforma del sistema de pensiones en Chile: desafíos pendientes”, *Serie de Financiamiento del Desarrollo*, núm. 112, Cepal.
- Uthoff, Andras (2016). “Aspectos institucionales de los sistemas de pensiones en América Latina”, *Serie Políticas Sociales*, núm. 221, Cepal.
- Villar, Leonardo; Forero, David (2018). “Elementos para una propuesta de reforma del sistema de protección para la vejez en Colombia”, *Cuadernos de Fedesarrollo*, núm. 58.

- Villar, Leonardo; Flórez, Carmen E.; Forero, David, Valencia-López, Natalia; Puerta, Nadia; Botero, Felipe (2015). “Protección económica a la población mayor en Colombia”, Bogotá: Editorial Fundación Saldarriaga Concha.
- Whelpton, Pascal, K. (1928). “Population of the United States, 1925 to 1975”, *American Journal of Sociology*, vol. 34, núm. 2, pp. 253-270.
- Whelpton, Pascal, K. (1936). “An Empirical Method of Calculating Future Population”, *Journal of the American Statistical Association*, vol. 31, núm. 195, pp. 457-473.
- Wilmoth, John; Zureick, Sarah; Canudas-Romo, Vladimir; Inoue, Mie; Sawyer, Cheryl (2012). “A Flexible Two-dimensional Mortality Model for Use in Indirect Estimation”, *Population Studies*, vol. 66, núm. 1, pp. 1-28.

Anexo 1

Fuentes y datos usados para la construcción de las estimaciones y proyecciones demográficas

En la segunda sección del artículo se usaron dos tipos de fuentes primarias. Primero, la población por sexos y edades de nueve censos de población: 1918, 1938, 1951, 1964, 1973, 1985, 1993, 2005 y los reportes preliminares del censo de 2018. Estos valores fueron tomados de las fuentes originales³², recolectados por la Contraloría General de la Nación hasta 1938 y luego por el DANE. Estos valores fueron ajustados según los totales armonizados por el DANE, que se reportaron en la obra *Las transformaciones sociodemográficas en Colombia durante el siglo XX* (Flórez, 2000). Sin embargo, en la sección no se tuvo en cuenta el censo de 1905, pues no se publicaron totales de población por sexo y edades (República de Colombia, 1917); el censo de 1912, porque la estructura etaria solo está disponible para la población masculina (Dirección General de los Censos, 1912); ni el censo de 1928, por los problemas de subenumeración de la población que se mencionan en la literatura (Rueda, 2012). Los totales de población fueron tomados en edades simples o quinquenales, según la disponibilidad de la información. En todos los casos se preservó la distribución por sexos y edades quinquenales, exceptuando el censo de 1973, el cual tuvo mayores omisiones en la población de 0 a 4 años. En efecto, este grupo fue ajustado proporcionalmente más que los demás. Considerando los problemas de calidad en el reporte de la edad de los censos colombianos hasta 1993, con una mayor preferencia a reportar valores terminados en 0 o en 5, se estimó la población en edades simples interpolando la distribución acumulada de población con un *spline* cúbico monotónico (Steffen, 1990). Esto permite mantener los totales de población quinquenal inalterados, minimizando las fluctuaciones espurias y evitando la estimación de cantidades negativas. Finalmente, a partir de las distribuciones suavizadas se estimaron valores intercensales por interpolación (*spline*) y se calcularon tasas de crecimiento intercensal por sexos y edades, para cada año desde 1918 hasta 2018.

La segunda fuente de información corresponde a las estadísticas de movimientos de la población: defunciones, nacimientos y entradas-salidas de colombianos y extranjeros del territorio nacional. Se consolidó una base de datos de defunciones y nacimientos a partir de los anuarios estadísticos de Colombia

publicados desde 1917. En orden cronológico, estas fuentes incluyen el *Anuario Estadístico* del Ministerio de Hacienda (Ministerio de Hacienda, Dirección General de Estadística, 1917-1920); el *Anuario Estadístico de Colombia* y el *Anuario General de Estadística* publicados por la Contraloría General de la Nación y la Presidencia de la República³³; el *Anuario General de Estadística*, el *Anuario Demográfico* y el *Registro de Defunciones en Colombia* publicados por el DANE (1953-1970; 1974; 1987). Todos estos anuarios fueron consultados en la biblioteca digital del DANE. A partir de 1979 se usaron los microdatos anonimizados de nacimientos y defunciones que administra esta misma institución (DANE, 2019). Únicamente se tuvieron en cuenta los años en los que se reportaron las defunciones totales, por sexos y grupo de edad; o en los que se registraron los nacimientos totales, por grupo de edad de la madre. Teniendo en cuenta que los grupos de edad no son homogéneos en todo el período analizado, las distribuciones acumuladas por edades fueron desagregadas en edades simples interpolando con un *spline* cúbico monotónico (Steffen, 1990), pero manteniendo los totales que se registraron en cada año. Alternativamente se pudieron usar otros métodos, como los multiplicadores de Sprague, que también son exactos en agregación (Sprague, 1880; Judson y Popoff, 2008; Smith, 1992), pero no evitan predecir cantidades negativas. Aunque existen vacíos en algunos años, estas fuentes permitieron construir series largas sobre el registro de eventos vitales en Colombia: las defunciones por sexo y edad desde 1915, y los nacimientos por edad de la madre desde 1937.

Las series de migración internacional se consolidaron a partir de publicaciones más dispersas. Estas incluyen los registros migratorios de entradas y salidas de colombianos y extranjeros en anuarios históricos de estadística general (Contraloría General de la República - Dirección Nacional de Estadística, 1938-1950; DANE, 1953-1970; DANE, 1974); en libros publicados del DANE como *Viajeros internacionales* y en revistas como el *Boletín Mensual de Estadística y Colombia Estadística* (DANE, 1986; DANE, 1972, 1987, 1991, 1992; DANE, 1987-1988, 1999, 2001); en los anuarios de la Organización Internacional para las Migraciones de las Naciones Unidas,

32 Se consultaron: Departamento de Contraloría, Dirección General de Estadística, 1924; Contraloría General de la República, Dirección Nacional de Estadística, 1942; DANE, 1954, 1967, 1981, 1986, 1996, 2008 y 2019.

33 Departamento de Contraloría, Estadística General, 1926-1927, 1929; Departamento de Contraloría, Estadística Nacional, 1930-1932, 1934; Contraloría General de la República, Dirección Nacional de Estadística, 1938-1950; Presidencia de la República, Dirección Nacional de Estadística, 1952.

en cooperación con el Celade, el DANE, el Departamento Administrativo de Seguridad (DAS) y recientemente Migración Colombia³⁴; y las entradas y salidas de colombianos y extranjeros registradas por Migración Colombia, que se encuentran disponibles en publicaciones seriadas o como infografías digitales (Migración Colombia, 2017; Migración Colombia, OIM, DANE, s.f.-2019; Migración Colombia, 2019). Estas fuentes permitieron construir series largas de entradas y salidas de viajeros internacionales a partir de 1930. A excepción de las infografías digitales, en los anuarios históricos no se publicaron mayores detalles sobre la distribución de los migrantes por sexos y edades. Sin embargo, los grupos de edad reportados en las infografías son muy amplios y no permiten estimar perfiles etarios. Dada esta limitación, se estimó la distribución por edades a partir de las entradas en el último año que se reportaron en el módulo de migración internacional de la *Gran encuesta integrada de hogares* (DANE, 2018). Estas distribuciones observadas en el período de mayores flujos migratorios en Colombia resultan ser ligeramente más masculinas y están muy concentradas en las edades laborales tanto en hombres como en mujeres. Las tasas específicas por edades que se estimaron de las encuestas se suavizaron usando el modelo analítico Castro-Rogers (Castro y Rogers, 1981).

Los datos migratorios fueron incluidos en las estimaciones bajo supuestos restrictivos. Primero, que la población colombiana era cerrada antes de 1930. Segundo, se impuso el mismo patrón migratorio para todos los años analizados, aunque manteniendo los totales que se registraron en cada año tanto en entradas como en salidas. Tercero, se supuso el mismo patrón para las entradas y las salidas; y a partir de estos valores se calcularon las tasas de migración neta para cada sexo y edad. Teniendo en cuenta las series históricas de entradas y salidas de nacionales y extranjeros (véase Anexo 4), las cifras de migración fueron muy bajas hasta mediados de la década de 1950. Asimismo, la diferencia entre inmigrantes y emigrantes no sugiere mayores desbalances, salvo en el período 1995-2005, cuando Colombia empezó a ser expulsora neta de población. Con todo lo anterior, descontar la migración internacional ayudaría a mejorar las estimaciones indirectas de la mortalidad y fecundidad. Asimismo, un supuesto conservador en el pronóstico de la migración internacional es el de permitir desbalances en el corto plazo y la igualación de entradas y salidas en el largo plazo.

34 Organización Internacional para las Migraciones, DAS, Celade, Sistema de Información sobre Migraciones Internacionales para los Países de la Comunidad Andina (Simica, s.f., 2002); Organización Internacional para las Migraciones, DAS, DANE (2004); Organización Internacional para las Migraciones, DAS, DANE (2007-2012); Organización Internacional para las Migraciones, DANE, Migración Colombia (2018).

Anexo 2

Estimación y pronóstico de la mortalidad

Estimación de la mortalidad

En la segunda sección se calcularon las tablas de vida por métodos indirectos, teniendo en cuenta la cobertura de la estadística vital en Colombia y el período analizado. Específicamente se usó una variación el método intercensal de Preston-Bennett (Preston y Bennett, 1983; Merli, 1998), porque permite trabajar con registros incompletos y no impone supuestos restrictivos sobre la dinámica poblacional; por ejemplo, que las poblaciones sean cerradas y estables (todas las edades crecen a la misma tasa). Este método estima las probabilidades de muerte a partir de las tasas de crecimiento intercensal calculadas para cada grupo de edad y las defunciones que se registran para esos mismos grupos, en el mismo período o en algún año intermedio. Aunque los métodos intercensales ofrecen una estimación para todo el período, en la sección demográfica se hicieron cálculos para cada año calendario a partir de las poblaciones interpoladas y tomando ventaja de que los anuarios reportaron las defunciones para cada año calendario.

Siguiendo una notación convencional, el método intercensal conecta la población de edad exacta $N(x)$, con el número de nacimientos del mismo período B , a partir de la probabilidad de alcanzar dicha edad $p(x)$ y las tasas de crecimiento natural $ni(\cdot)$, en todas las edades intermedias; es decir, de 0 a x años, como se muestra en la ecuación A.1.

$$N(x) = B \cdot p(x) \cdot e^{-\int_0^x ni(a) da} \quad (A.1)$$

El crecimiento natural de la población es el que depende únicamente de las tasas de mortalidad y el flujo de nacimientos, como típicamente ocurriría en una población cerrada. La tasa de crecimiento natural es la diferencia entre la tasa de crecimiento $r(a)$, calculada a partir del cambio en la población y la tasa de crecimiento de la migración neta $nm(a)$. Ajustando el efecto neto de la migración en las tasas de crecimiento de cada edad, se relaja el supuesto de población cerrada, aunque esto requiere estimar anticipadamente las tasas de migración neta para cada edad simple o grupo de edad.

Multiplicando a ambos lados de la ecuación A.1 por las tasas instantáneas de mortalidad $\mu(x)$, la ecuación A.2 muestra la relación entre el número de defunciones que se registran en una población de edad exacta $D(x) = \mu(x) \cdot N(x)$, como una función del número de defunciones que se cuantificarían en

una tabla de vida $d(x) = \mu(x) \cdot p(x)$. Esto teniendo en cuenta que $D(x)$ esta afectado por la migración y crecimientos inestables, pero una tabla de vida es un modelo estable en el que no hay crecimiento, de manera que el número total de defunciones iguala al tamaño inicial de la población, es decir que: $\int_0^\infty d(x) dx = l(0)$.

$$D(x) = B \cdot d(x) \cdot e^{-\int_0^x ni(a) da} \quad (A.2)$$

El número de nacimientos no siempre está disponible o simplemente tiene problemas de cobertura y conviene excluirlo de las estimaciones. Una alternativa consiste en usar cantidades relativas (Merli, 1998), calculando la razón de defunciones en edades adyacentes, como se muestra en la ecuación A.3.

$$\frac{d(x+1)}{d(x)} = \frac{D(x+1)}{D(x)} \cdot e^{\int_x^{x+1} ni(a) da} \quad (A.3)$$

Las ecuaciones A.2 y A.3 están escritas en edades continuas y eso no siempre facilita su estimación. Las defunciones no son reportadas en edades exactas sino en edades agrupadas/simples, que corresponden al último cumpleaños en el mejor escenario. Una aproximación consiste en suponer que las tasas calculadas a partir de edades discretas corresponden al punto medio del intervalo de edad (Preston, Heuveline, & Guillot, Demographic Relations in Nonstable Populations, 2001); de manera que: $\int_0^x ni(a) da = \sum_{a=0}^{x-1} {}_1ni_a + 0,5 \cdot {}_1ni_x$. Teniendo en cuenta los supuestos y simplificaciones anteriores, la ecuación A.4 permite calcular las defunciones en una tabla de vida ${}_1d_x$ (el subíndice derecho indica la edad, mientras que el izquierdo la longitud de ese intervalo de edad), a partir de las registradas ${}_1D_x$ y el crecimiento natural de la población ${}_1ni_x$.

$$\frac{{}_1d_{x+1}}{{}_1d_x} = \frac{{}_1D_{x+1}}{{}_1D_x} \cdot e^{0,5 \cdot ({}_1ni_{x+1} + {}_1ni_x)} \quad (A.4)$$

El número de defunciones de una tabla de vida es suficiente para calcular tasas de mortalidad y probabilidades acumuladas de muerte/supervivencia. Este método resulta confiable, incluso cuando las defunciones registradas son una muestra o cuando existen problemas de cobertura. En estos casos, hay supuestos implícitos además de los ya mencionados. Por ejemplo, la cobertura en dos edades adyacentes es similar y la población que nació en años continuos enfrentó el mismo régimen de mortalidad. Por esta razón, los resultados

son menos confiables cuando las bajas coberturas están más acentuadas en algunas edades o disminuyen progresivamente con la edad. Estos problemas no son ajenos a los datos colombianos. En particular, las probabilidades de supervivencia que se calculan con este método y se extienden a edades avanzadas con la ecuación de Gompertz resultan superiores a las estimadas con un modelo de tabla de vida (Romero-Prieto y Meisel-Roca, 2019). Teniendo en cuenta esta limitación, de las tablas de vida calculadas por el método intercensal se usó la información más confiable, y los perfiles/regímenes de mortalidad de la población colombiana se estimaron usando un modelo de tabla de vida. Usados como métodos indirectos, los modelos de tabla de vida permiten estimar tasas de mortalidad en todas las edades (de 0 a 100+ años) a partir de las probabilidades de muerte en algunas edades con información más confiable o disponible.

En la segunda sección se estimó un modelo de tabla de vida siguiendo la metodología de Wilmoth *et al.* (2012). Se trata de un modelo de estimación indirecta en el que se estima un patrón de mortalidad a partir de pocos parámetros. Estos parámetros son ajustados haciendo que el modelo iguale algunos valores de la población que se está estudiando y que se consideran como más confiables. Por ejemplo, probabilidades de muerte o esperanza de vida que están menos afectadas por los problemas en la cobertura de los datos o en el reporte de la información. Desde esta perspectiva, la tasa de mortalidad a los x años es una función del nivel de mortalidad h , y de un parámetro adicional k , relacionado con el patrón de mortalidad de Wilmoth *et al.* (2012). Como se muestra en la ecuación A.5, en la sección se prefirió una versión modificada en la que el patrón de mortalidad se modela a partir de dos parámetros. La ventaja de incluir más parámetros en el modelo es la de poder modelar patrones de

mortalidad más complejos, incorporando más información relevante de la población colombiana.

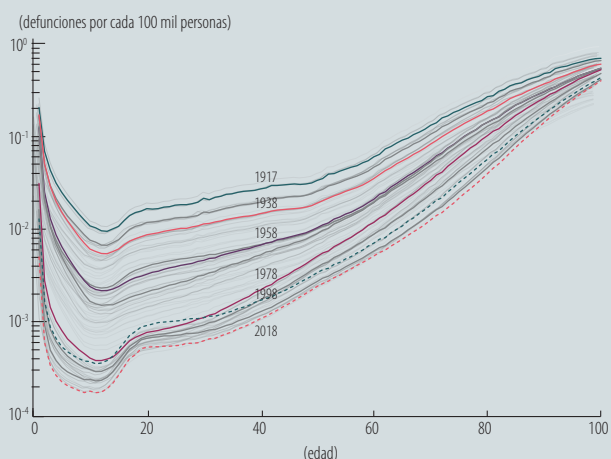
$$\log [m_x] = a_x + b_x \cdot h + c_x \cdot h^2 + v_x \cdot k_1 + w_x \cdot k_2 \quad (\text{A.5})$$

La graduación del parámetro k permite modelar características epidemiológicas específicas de una población, como el exceso de mortalidad masculina en adultos jóvenes que estaría relacionado con accidentes y homicidios. El modelo fue estimado a partir de 2.704 tablas de vida de una selección de países y hacen parte del repositorio *Human Mortality Database* (University of California, Berkeley, Estados Unidos, y Max Planck Institute for Demographic Research, Alemania, 2019). Los coeficientes fueron estimados en dos etapas. Primero, se estimaron a_x , b_x y c_x , para cada edad simple de 0 a 100+ años, empleando mínimos cuadrados ordinarios y usando como predictor el logaritmo de la probabilidad de morir antes del quinto cumpleaños, $h = \log [q(5)]$. Segundo, se recuperaron los coeficientes v_x y w_x a partir de los dos primeros vectores que resultan de factorizar en valores propios (SVD) la covarianza de los residuales en diferentes edades. Teniendo en cuenta las diferencias epidemiológicas, se estimaron modelos independientes para el sexo masculino y el femenino. El Gráfico A2.1 muestra las tasas específicas de mortalidad masculina y femenina durante los años en que esta información estuvo disponible.

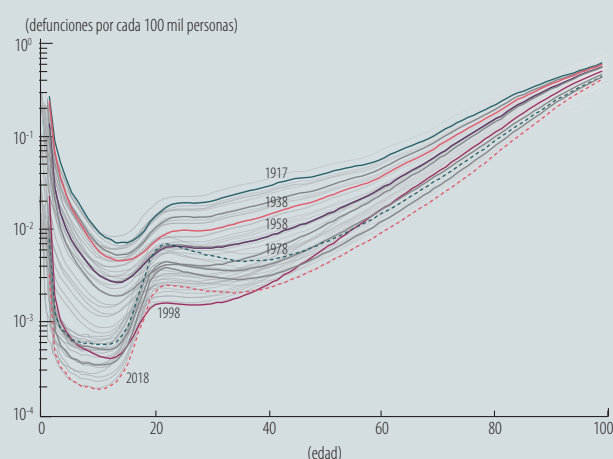
Una vez estimados los coeficientes, el modelo se calibró para los datos colombianos a partir de la probabilidad de morir en los intervalos de [5, 10], [15, 35] y [15, 50] años, previamente estimados por el método intercensal. Estos intervalos de edad fueron seleccionados teniendo en cuenta que no incluyen los cinco primeros años de vida, pues se trata de edades que históricamente pudieron tener coberturas más bajas.

Gráfico A2.1
Tasas específicas de mortalidad estimadas para la población colombiana

A. Sexo femenino



B. Sexo masculino



Nota: eje vertical en escala logarítmica. Edades simples. Tasas correspondientes al punto medio de cada intervalo de edad. Se usan métodos de estimación indirecta para resolver problemas de cobertura en los registros históricos y modelos de tabla de vida para estimar la mortalidad.

Fuente: cálculos de los autores a partir de crecimientos intercensales, estadísticas vitales (nacimientos y defunciones) y registros migratorios (entradas y salidas de nacionales y extranjeros), cuyas fuentes de detallan en el Anexo 1.

Tampoco incluyen las probabilidades de muerte en la población de 50 años o más, tratando de usar la mínima información necesaria para estimar el exceso de mortalidad masculina de adultos jóvenes. La calibración consistió en hallar por métodos numéricos los valores óptimos $\{h, k_1, k_2\}$, que igualan las predicciones del modelo a las probabilidades de muerte estimadas para Colombia. Esta aproximación permite estimar un régimen de mortalidad m_x y probabilidades de supervivencia $p(x)$, para cada sexo, edad y en cada año con información disponible.

Pronóstico de la mortalidad

Teniendo en cuenta que el objetivo de la segunda sección es el de proyectar la población durante los próximos cien años, se construyeron series largas de los indicadores demográficos más relevantes para hacer pronósticos de muy largo plazo. La estimación indirecta de los perfiles de mortalidad en Colombia hasta 2018 fue uno de esos insumos. Los perfiles de mortalidad se componen de todas las tasas específicas de 0 a 100+ años. Teniendo en cuenta la fuerte correlación que existe entre las tasas de mortalidad en diferentes edades, resulta conveniente proyectar la mortalidad a partir de pocos parámetros que sintetizan lo más importante de estos perfiles. Uno de los métodos predilectos para pronosticar la mortalidad es el modelo Lee-Carter de un solo parámetro (Lee y Carter, 1992), que se muestra en la ecuación A.6. A pesar de la simpleza, comparado con otros métodos de pronóstico, resulta ser más ajustado (Lee y Miller, 2001).

$$\log [m_x(t)] = a_x + b_x \cdot k(t) \quad (\text{A.6})$$

El método Lee-Carter consiste en indexar la intensidad de la mortalidad a un único valor $k(t)$, y pronosticar ese valor como una serie de tiempo. Es decir que se trata de una versión más sencilla si se compara con el modelo de estimación enunciado en la ecuación A.5. A partir de ese valor y coeficientes específicos por cada sexo y edad $\{a_x, b_x\}$, se recuperan perfiles de mortalidad de 0 a 100+ años, similares a los que se usaron como insumo para el modelo. Esto es suponiendo que los perfiles de mortalidad son observados durante suficiente tiempo como para separar las variaciones intertemporales en la mortalidad de las características inherentes a cada grupo de edad.

Al igual que en el modelo de estimación, los coeficientes del modelo de pronóstico son estimados en dos etapas. Primero el coeficiente a_x , que equivale a un promedio geométrico de la mortalidad a la edad x , durante el período de observación. Segundo, el coeficiente b_x y el valor de $k(t)$, tomando los primeros vectores propios y el primer valor propio que resultan de factorizar los residuales. Todos los coeficientes son ajustados imponiendo condiciones de normalización, tal que: $\sum_{x=0}^{100+} b_x = 1$, y $\sum_{t=1918}^{2018} k(t) = 0$. El paso siguiente fue investigar la dinámica de $k(t)$ para cada sexo (femenino y masculino), suponiendo que los choques aleatorios tienen una varianza σ^2 constante y tienen un efecto permanente sobre la mortalidad, como se muestra en las ecuaciones A.7.1 y A.7.2.

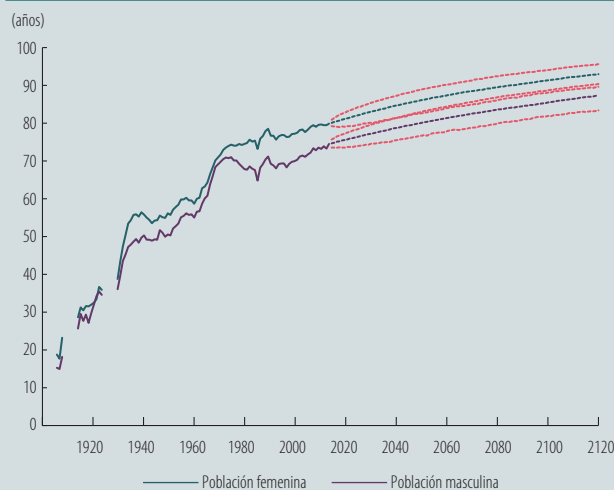
$$k_s(t) = k_s(t-1) + d_s + e_s(t), \quad s = f, m \quad (\text{A.7.1})$$

$$e_m(t) = \delta \cdot e_f(t) + \gamma(t). \quad (\text{A.7.2})$$

Los coeficientes estimados fueron: $d_f = -2,69$, $d_m = -1,92$, $\delta = 0,75$, $\sigma_f = 6,32$ y $\sigma_m = 3,31$, atenuando el año 1991, con una variable *dummy*. A partir de estos valores, y suponiendo la normalidad de los errores, se simularon mil trayectorias para el valor de $k(t)$ entre 2019 y 2120 para la población masculina y la femenina. Con cada una de estas trayectorias se pronosticaron patrones de mortalidad a largo plazo, usando la ecuación A.6. Los pronósticos de las tasas de mortalidad no solo fueron insumo para calcular otras variables como la esperanza de vida al nacer, pues también fueron usados para proyectar la población junto con los pronósticos de fecundidad y migración que se describen en las siguientes secciones.

El Gráfico A2.2 muestra un análisis preliminar que resulta de calcular la esperanza de vida al nacer a partir de las trayectorias proyectadas de la mortalidad. Teniendo en cuenta la variabilidad y la tendencia con la que ha descendido la mortalidad en Colombia en los últimos cien años, se pronostican aumentos sostenidos en la esperanza de vida durante las próximas décadas.

Gráfico A2.2
Esperanza de vida al nacer en Colombia, calculada a partir del pronóstico en las tasas específicas de mortalidad según el modelo Lee-Carter



Nota: se usan métodos de estimación indirecta para curar problemas de cobertura en los registros históricos y modelos de tabla de vida para estimación de la mortalidad. Pronóstico de la mortalidad a partir de registros históricos y modelo Lee-Carter. En la proyección del período 2020-2120, la tendencia central corresponde al percentil 50 y los intervalos corresponden a los percentiles 5 y 95. Valores corresponden al 30 de junio de cada año.

Fuente: cálculos de los autores a partir de crecimientos intercensales, estadísticas vitales (nacimientos y defunciones) y registros migratorios (entradas y salidas de nacionales y extranjeros) cuyas fuentes de detallan en el Anexo 1.

Anexo 3

Estimación y pronóstico de la fecundidad

Estimación de la fecundidad

La fecundidad se estima a partir de la distribución de los nacimientos por edades de las madres y la población femenina en edad reproductiva. En condiciones de baja mortalidad, se trata del componente más sensible para las proyecciones de población, porque afecta tanto el tamaño como la distribución por edades. Cuando la fecundidad está por debajo de los niveles de reemplazo (2,11 hijos por mujer en edad reproductiva), las pirámides de población se encogen en su base. Cuando es muy alta, la base se ensancha y la población crece rápidamente.

En la segunda sección se estimó la fecundidad a partir de estadísticas vitales, pero a través de métodos indirectos, dados los problemas de cobertura y calidad de los datos en períodos históricos. El primer paso consistió en estimar un flujo de nacimientos que fuera coherente con las dinámicas poblacionales de Colombia durante el siglo XX y principios del XXI. Integrando a ambos lados de la ecuación A.1, se puede despejar el número de nacimientos para un año particular a partir del total de población, de las probabilidades de supervivencia estimadas para ese año y del crecimiento natural, como se muestra en la ecuación A.8. Considerando que esta ecuación está en edades continuas, se tuvo en cuenta el mismo supuesto y la misma aproximación para edades discretas discutida en el Anexo 2.

$$B = \frac{\int_0^{\infty} N(x) dx}{\int_0^{\infty} p(x) \cdot e^{-\int_0^x m(a) da} dx} \quad (\text{A.8})$$

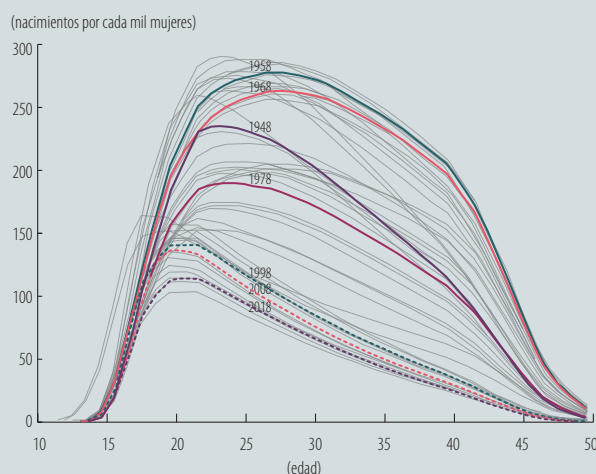
En cada año, el número de nacimientos corregido se distribuyó entre la población femenina en edades fértiles (11 a 49 en el último cumpleaños), a partir de las estadísticas vitales registradas en el mismo año y desagregadas en edades simples. Implícitamente se supone que, en las estadísticas vitales, cada grupo de mujeres en edad fértil tiene el mismo porcentaje de nacimientos no registrados. Es decir que permiten inferir la distribución etaria, aunque prevalezcan problemas en los totales registrados. El número de nacimientos y la población femenina de cada edad permiten calcular la tasa específica de fecundidad ${}_1f_a$ y la tasa global de fecundidad (TGF), como se muestra en la ecuación A.9. Esta tasa indica el número de hijos que llegaría a tener una mujer que alcanza la edad de 11 años, si enfrentara el régimen de fecundidad que se observa para un año en particular y sobreviviera hasta completar ese régimen, es decir hasta sus 50 años de edad.

$$TGF = \sum_{x=11}^{49} {}_1f_x = \sum_{x=11}^{49} \frac{{}_1B_x}{{}_1N_x} \quad (\text{A.9})$$

Teniendo en cuenta que las estadísticas vitales históricas no solamente tienen problemas de cobertura, sino que algunas distribuciones no representan perfiles convencionales de fecundidad (unimodal), las tasas específicas de fecundidad fueron suavizadas con el modelo de dos parámetros de Brass-Gompertz (United Nations. Department of International Economic and Social Affairs, 1983; Brass, 1978). Este ajuste no cambia la tasa global de fecundidad que se estimó en la ecuación A.9, pero introduce menos variabilidad en los pronósticos a largo plazo y, por tanto, reduce la incertidumbre de las proyecciones.

El Gráfico A3.1 muestra las tasas específicas de fecundidad que resultan de suavizar los patrones observados a partir del modelo relacional de Brass. Se observa la reducción en la fecundidad durante las últimas décadas y una mayor concentración en las edades más jóvenes.

Gráfico A3.1
Tasas específicas de fecundidad estimadas para la población colombiana



Nota: edades simples. Tasas correspondientes al punto medio de cada intervalo de edad. Se usan métodos de estimación indirecta para curar problemas de cobertura en los registros históricos. Perfil por edades suavizado con el modelo relacional de Brass. Fuente: cálculos de los autores a partir de crecimientos intercensales, estadísticas vitales (nacimientos y defunciones) y registros migratorios (entradas y salidas de nacionales y extranjeros) cuyas fuentes de detallan en el Anexo 1.

Pronóstico de la fecundidad

En la segunda sección se pronosticó la fecundidad aislando el patrón por edades y modelando la intensidad de la fecundidad $k(t)$ como una serie de tiempo. Se pronosticó la dinámica de la $TGF(t)$, siguiendo una de las alternativas discutidas por Lee (1993). A partir de cada valor pronosticado, su equivalente en términos de la intensidad de la fecundidad y el patrón por edades se calcularon tasas específicas de fecundidad hasta 2120, usando la ecuación A.10 y haciendo los mismos supuestos de normalización que en el caso de la mortalidad, tal que: $\sum_{x=11}^{49} b_x = 1$, y $\sum_{t=1937}^{2018} k(t) = 0$.

$$\log [{}_1f_x(t)] = a_x + b_x \cdot k(t) \quad (\text{A.10})$$

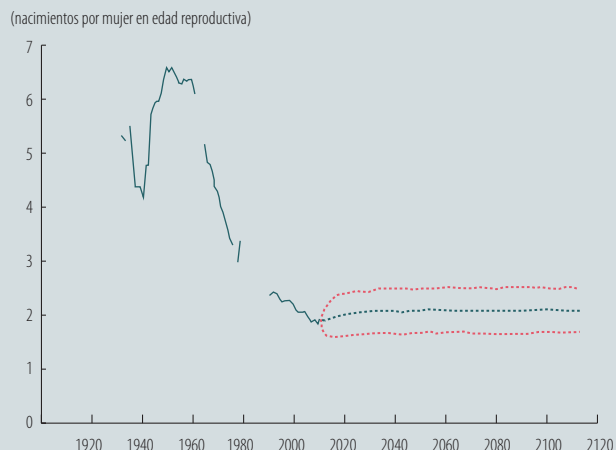
Una de las principales ventajas de modelar los cambios que se anticipan en la TGF , en lugar de $k(t)$, es el de poder hacer supuestos explícitos sobre la tasa de fecundidad de largo plazo. Teniendo en cuenta que la fecundidad en Colombia ha venido en descenso desde la década de 1960 y las series históricas basadas en registros están disponibles desde la década de 1930, definitivamente no se observa que se estabilice en algún valor en todo este período. Asimismo, durante los últimos años la TGF ha estado ligeramente por debajo de su nivel de reemplazo, y así surge la pregunta de qué tan persistente puede llegar a ser este fenómeno.

$$TGF(t) = \alpha + \gamma \cdot TGF(t-1) + e(t) \quad (\text{A.11})$$

Si el pronóstico de la TGF es guiado únicamente por sus observaciones históricas, el resultado es que continuaría cayendo indeterminadamente durante los próximos años. Por esta razón se impusieron supuestos de estabilidad de largo plazo, suponiendo que la TGF se comporta como una serie altamente persistente $\gamma = 0,9$; que en promedio converge a la tasa de reemplazo $\alpha = 2,11 \cdot (1-\gamma)$; y cuyos choques aleatorios hacen que en el 95% de las veces esta se encuentre en un rango de $2,11 \pm 0,5$ hijos por mujer en edad fértil. Este último es un rango convencional en la literatura de estimación demográfica (Raftery, Alkema y Gerland, 2014). Con los supuestos anteriores, se pronosticaron mil trayectorias aleatorias de la fecundidad hasta 2120 a partir de la ecuación A.11, como se muestran en el Gráfico A3.2.

Gráfico A3.2

Pronóstico de la tasa global de fecundidad en Colombia



Nota: la tasa global de fecundidad (TGF) es calculada como la integral de la función de tasas específicas por edades. Indica el número promedio de nacimientos que tendría una mujer si no existiera mortalidad antes o durante su vida reproductiva. Esta medida funciona bajo el supuesto de cohorte sintética; es decir, manteniendo constantes las tasas específicas que en cada año se estiman para todas las edades. Pronóstico de la TGF a partir de registros históricos e imponiendo supuestos de convergencia de largo plazo: nivel de reemplazo. Intervalo de confianza de $\pm 0,5$ hijos alrededor del nivel de reemplazo, al 95% de confianza. Se usan métodos de estimación indirecta para subsanar problemas de cobertura en los registros históricos. Valores corresponden al 30 de junio de cada año.

Fuente: cálculos de los autores a partir de crecimientos intercensales, estadísticas vitales (nacimientos y defunciones) y registros migratorios (entradas y salidas de nacionales y extranjeros) cuyas fuentes de detallan en el Anexo 1.

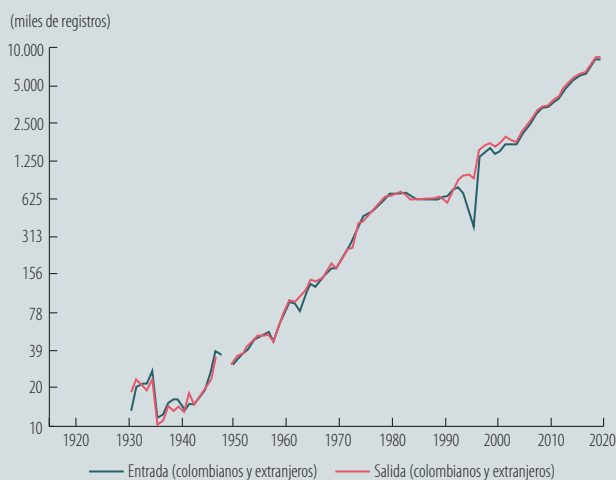
Anexo 4

Estimación y pronóstico de la migración internacional

Estimación de la migración a partir del registro de entradas y salidas

Durante las últimas décadas Colombia ha mostrado un incremento sin precedentes en el número de personas que entran y salen del territorio nacional, como se muestra en el Gráfico A4.1. Para 2019 tanto las entradas como las salidas superaron los 8 millones de registros, mientras que en 2009 los registros no eran superiores a 3,5 millones. Son varias las razones que contribuyen a este fenómeno. Por un lado, está la promoción al turismo que incrementó el número de personas que anualmente visitan el país. Por otro lado, están las dinámicas demográficas que han concentrado la población en edades laborales y con mayores tasas migratorias. A esto se suma la crisis humanitaria de Venezuela, que en los últimos años cambió la dirección de los flujos migratorios con el país vecino y aumentó el porcentaje de extranjeros que residen en Colombia.

Gráfico A4.1
Entradas y salidas de colombianos y extranjeros



Nota: eje vertical en escala logarítmica. Las unidades son registros y no personas, teniendo en cuenta que un solo individuo puede entrar y salir varias veces durante el mismo año. Por simplicidad se supone que los registros corresponden al 30 de junio de cada año.

Fuente: registros migratorios (entradas y salidas de nacionales y extranjeros) cuyas fuentes de detallan en el Anexo 1.

Este anexo describe los métodos que empleamos para estimar y proyectar tasas de migración a partir del registro de entra-

das y salidas de nacionales y extranjeros. La primera consideración es que, a diferencia de las encuestas, los registros no son equivalentes a cambios de residencia y no siempre informan el carácter temporal o permanente de los movimientos de la población. Sin embargo, por la ecuación de balance poblacional, la diferencia entre las entradas y las salidas informa sobre el incremento que pudo experimentar una población en un período determinado. Asimismo, los registros permiten contabilizar tanto las entradas como las salidas, a diferencia de la mayoría de las encuestas migratorias que permiten estimar únicamente las entradas.

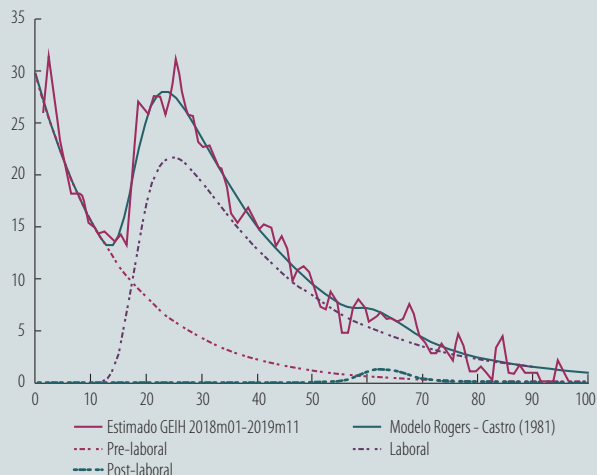
La segunda consideración es que este tipo de registro administrativo históricamente fue divulgado en forma de totales y no siempre es posible conocer cómo se distribuye en las diferentes edades. Se trata de una limitación importante y esto no siempre permite comparar las cantidades en períodos largos, pues el número de migrantes también se ve afectado por la distribución de la población por edades. Dada esta limitación, impusimos un patrón genérico, que fue estimado de la *Gran encuesta integrada de hogares* y hace referencia a las tasas de inmigración por sexos y edad (Gráfico A4.2). Este patrón, que describe una migración laboral y prelaboral (trabajadores que migran con hijos pequeños), se usó para distribuir el número de entradas y salidas para cada sexo y edad. En todos los años supusimos el mismo patrón. Estas cifras fueron el insumo para estimar tasas específicas, usando el tamaño de la población de cada sexo y edad como una medida de la población en riesgo de migrar.

La estimación y pronóstico la hicimos a partir de un modelo de series de tiempo, que se compone de dos variables: una tasa de inmigración y una de emigración. Teniendo en cuenta que el período de observación va de 1930 a 2019, empleamos las tasas estandarizadas, suponiendo en cada año una distribución uniforme de la población en cuanto a sexos y edades. El análisis de tasas estandarizadas permite interpretar cambios efectivos en la migración que son independientes de otros procesos poblacionales que ocurrieron durante el mismo período. Para efectos de estimación y pronóstico, impusimos restricciones sobre las tasas estandarizadas, de manera que siempre fueran positivas y no superaran un valor máximo. Por ejemplo, la tasa de emigración acotada $em(t)$ resulta de hacer una transformación a la tasa estandarizada $EM(t)$, suponiendo que siempre es positiva e inferior al valor R , como lo muestra la ecuación A.12.

Gráfico A4.2

Patrón por edades de inmigración reciente (población femenina)

(inmigrantes por cada mil personas)



Nota: se tuvo en cuenta la migración durante los doce últimos meses. Esto permite estimar tasas a partir del segundo año de vida y no requiere de ajustes en el denominador. Se hicieron los ajustes respectivos en la edad de los migrantes y la población en riesgo de migrar. Así, por simplicidad y por no tener la fecha exacta de la migración, se supuso que la mitad ingresó al país con la misma edad que reportó en la encuesta, y la otra mitad ingresó antes de su último cumpleaños, es decir, con un año menos de edad. A partir del patrón por edades, se usó el modelo Rogers-Castro para suavizar e identificar los componentes laborales de la migración. Se hicieron cálculos independientes para el sexo masculino y femenino, pero se presenta únicamente el de la población femenina.

Fuente: DANE (*Gran encuesta integrada de hogares*, módulo de migración enero de 2018 a noviembre de 2019).

$$em(t) = \log \left[\frac{1/R \cdot EM(t)}{1 - 1/R \cdot EM(t)} \right] \quad (A.12)$$

Por conveniencia, se supuso el mismo umbral tanto para la emigración como la inmigración ($R = 0,15$). Este valor indica que en un año calendario menos del 15% de la población entra o sale del territorio nacional, suponiendo una distribución uniforme entre sexos y edades. Se trata de un valor arbitrario y que podría seguir en aumento, teniendo en cuenta que se estima en 0,12 para 2019.

El paso siguiente fue investigar la dinámica de la tasa de emigración $em(t)$ y la tasa de inmigración $im(t)$, suponiendo que los choques aleatorios tienen una varianza σ^2 constante y un efecto permanente sobre cada tasa, como se muestra en las ecuaciones A.13.1, A.13.2 y A.13.3.

$$im(t) = im(t-1) + d_i + e_i(t), \quad (A.13.1)$$

$$em(t) = em(t-1) + d_e + e_e(t), \quad (A.13.2)$$

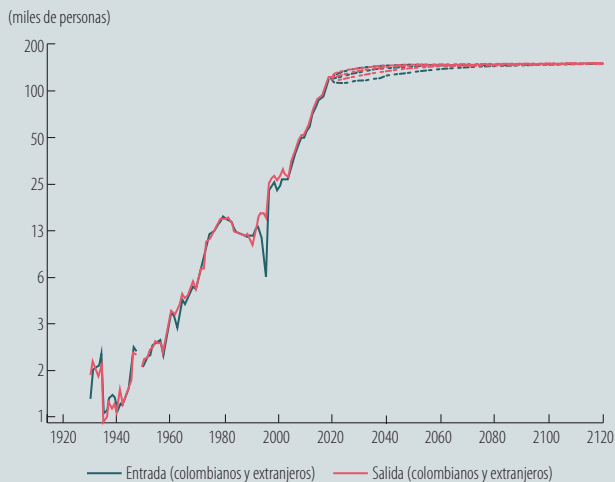
$$e_e(t) = \delta \cdot e_e(t) + \gamma(t). \quad (A.13.3)$$

Los coeficientes estimados fueron: $d_i=0,065$, $d_e=0,070$, $\delta=0,690$, $\sigma_i=0,143$ y $\sigma_e=0,088$, atenuando los años 1934, 1995 y 2017, con variables *dummy*. A partir de estos valores y suponiendo la normalidad de los errores, simulamos mil trayectorias para la tasa estandarizada de inmigración $IM(t)$ y la tasa estandarizada de emigración $EM(t)$ entre 2020 y 2120, a partir de la ecuación A.14.

$$EM(t) = \frac{R \cdot e^{em(t)}}{1 + R \cdot e^{em(t)}} \quad (A.14)$$

Las tasas de migración estandarizada que estimamos para el periodo 1920-2019 y su pronóstico hasta 2120 se muestran en el Gráfico A4.3. A partir de estas tasas estandarizadas, calculamos las tasas específicas por sexos y edades, usando los perfiles migratorios estimados de las encuestas de hogares. El balance entre tasas de entradas y salidas permite conocer el efecto neto sobre la población colombiana. En este sentido, el Gráfico A4.4 muestra la tasa neta de migración en el periodo estimado y proyectado. La tendencia central de las proyecciones corresponde al percentil 50 y el intervalo de confianza lo calculamos con los percentiles 5 y 95. Aunque la dispersión en las tasas es considerable, la magnitud es realmente moderada. Las tasas de migración neta sugieren que Colombia ha sido expulsor de población desde la década de 1990. Como parte de los supuestos de estabilidad, los pronósticos muestran que la brecha se cerraría como condición de equilibrio en el largo plazo. Sin embargo, el balance negativo es evidente en la tendencia central de corto y mediano plazos. El efecto de este desbalance sobre las proyecciones es un menor valor de la población proyectada y un aumento en la dispersión, teniendo en cuenta la incertidumbre que adicionan las diferentes trayectorias que se proyectan en el componente migratorio.

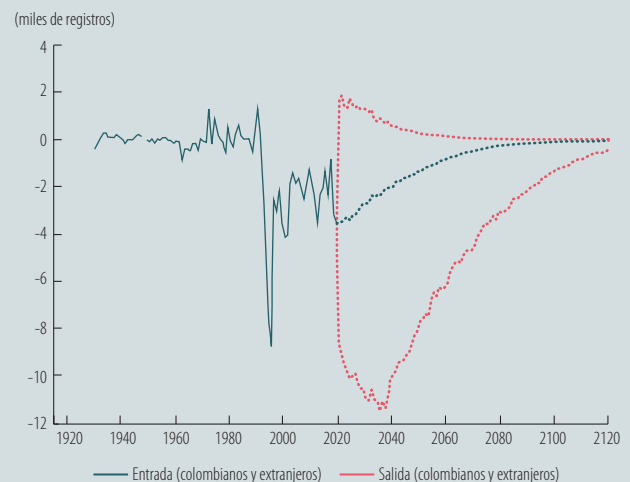
Gráfico A4.3
Estimación y proyección de las tasas de migración estandarizadas



Nota: eje vertical en escala logarítmica. Tasa estandarizada en la que se remueve el efecto de los cambios en la distribución por sexos y edades de la población colombiana, facilitando la comparación entre años distantes. Para el pronóstico de la migración se supuso que las tasas estandarizadas de migración no serían superiores a 150 por cada 1.000 colombianos. A largo plazo se supuso una igualación entre la tasa de inmigración y la de emigración. En la proyección del período 2020–2120, la tendencia central corresponde al percentil 50 de cada tasa y los intervalos corresponden a los percentiles 5 y 95. Las tasas corresponden al 30 de junio de cada año.

Fuente: cálculos de los autores a partir de registros migratorios (entradas y salidas de nacionales y extranjeros) cuyas fuentes de detallan en el Anexo 1 y del DANE (*Gran encuesta integrada de hogares*; módulo de migración).

Gráfico A4.4
Tasa de migración neta estimada y proyectada



Nota: tasa neta estandarizada. Para el pronóstico de la migración se supuso que las tasas estandarizadas de migración no serían superiores a 150 por cada 1.000 colombianos. A largo plazo se supuso una igualación entre la tasa de inmigración y la de emigración. En la proyección del período 2020–2120, la tendencia central corresponde al percentil 50 y los intervalos corresponden a los percentiles 5 y 95. Las tasas corresponden al 30 de junio de cada año.

Fuente: cálculos de los autores a partir de registros migratorios (entradas y salidas de nacionales y extranjeros), cuyas fuentes de detallan en el Anexo 1, y del DANE (*Gran encuesta integrada de hogares*; módulo de migración).

Anexo 5

Descripción del modelo usado en la sección 3, definición del equilibrio y valores de los parámetros

Modelo base

Considere una versión simplificada de una economía en la que tres tipos diferentes de agentes interactúan entre sí: consumidores u hogares, empresas y gobierno. Los consumidores corresponden a distintas cohortes de individuos, diferenciadas por la edad y por el hecho de si trabajan o se encuentran pensionadas. En cada período t nace una nueva generación de individuos a la vez que la generación que llegó a la edad máxima muere, por lo que este tipo de modelos suele denominarse comúnmente como de generaciones traslapadas. Durante su vida laboral, los trabajadores contribuyen a uno de los dos regímenes pensionales disponibles: uno denominado de reparto, administrado públicamente, y uno de ahorro individual, de naturaleza privada. Por otra parte, las firmas maximizan beneficios mediante la producción, bajo una tecnología de rendimientos constantes a escala, a partir de la combinación de los insumos capital (propiedad de los hogares) y trabajo. Finalmente, el gobierno recauda las contribuciones de los trabajadores que están bajo el régimen público y el pago de un impuesto adicional a las rentas laborales de todos los trabajadores, los cuales son utilizados en su totalidad para el pago de pensiones del régimen público.

Para efectos de esta modelación, un período t corresponde a un año. En cada t , una nueva generación de individuos “nace” – por razones del modelo nos referimos por “nacer” a su entrada a la vida laboral (que suponemos ocurre a los 21 años) –. Dicha generación vive máximo 75 períodos (ese máximo tiempo de vida lo representamos mediante J), es decir, en edad, los individuos no viven más allá de 95 años; se retiran de trabajar cuarenta períodos después de empezar su vida laboral (el tiempo total de vida laboral lo representamos mediante T) – es decir, a los 60 años de edad –, lo que implica que su tiempo máximo de retiro (denotado por TR) es igual a 35 períodos. En cada t , sin embargo, existe una probabilidad de que el individuo no siga vivo en $t+1$. Para modelar dicho evento, se incluye una probabilidad de que aquellos que viven en el período s sigan vivos en el período $s+1$, lo cual se denota como ϕ_s (probabilidad de supervivencia). Por definición $\phi_0 = 1$ y $\phi_{75} = 0$. La letra s nos sirve para identificar tanto el período de vida como la cohorte de la que hace parte el individuo.

Hogares (consumidores)

Cada individuo (representativo) maximiza, cada período, el valor presente de todas sus utilidades. Lo anterior puede expresarse matemáticamente como:

$$\text{Max}_{c,l} \sum_{s=1}^J \beta^{s-1} \left(\prod_{j=1}^s \phi_{t+j-1} \right) u(c_{t+s-1}^s, l_{t+s-1}^s) \quad (\text{A.15})$$

En este caso, la función de utilidad instantánea, que depende del consumo (c_{t+s-1}^s) y de la oferta de trabajo (l_{t+s-1}^s) de cada hogar, se define como:

$$u(c_{t+s-1}^s, l_{t+s-1}^s) = \frac{(c_{t+s-1}^s)^{\gamma(1-\sigma)} (1-l_{t+s-1}^s)^{(1-\gamma)(1-\sigma)}}{1-\sigma} \quad (\text{A.16})$$

donde σ es igual a la inversa de la elasticidad intertemporal de sustitución, γ es igual al peso relativo del ocio y el consumo en la utilidad.

En cada uno de los períodos los consumidores enfrentan la siguiente restricción presupuestaria: sus gastos en consumo y su inversión en bienes de capital no pueden superar sus ingresos tanto laborales (o su pensión, si estos se encuentran en edad de retiro) como por rendimientos de sus inversiones en períodos anteriores. Esto se resume en la ecuación (A.17):

$$c_t^s + k_{t+1}^{s+1} = \chi_t^s + [1 + r_t] k_t^s \quad (\text{A.17})$$

definiendo χ_t^s como:

$$\chi_t^s = \begin{cases} (1-\tau-\rho) w_t A_t l_t^s & \text{si } s \leq 40 \\ pen_t & \text{si } s > 40 \end{cases} \quad (\text{A.18})$$

siendo k_t el capital (riqueza) en posesión del hogar, y que alquila a las empresas para que estas produzcan, r_t es el rendimiento que reciben por alquilar el capital, w_t es el salario que reciben por ofrecer su trabajo en el mercado laboral, A_t es el factor de progreso tecnológico, pen_t es igual a la pensión que recibe el hogar en su época de retiro, τ representa el impuesto que el gobierno cobra a los ingresos laborales y ρ es la contribución obligatoria al sistema pensional. Se supone, además, que los hogares nacen sin posesiones, por lo que $k_t^1 = 0$, y no dejan herencias si han llegado al último período posible de vida, es decir, $k_t^{76} = 0$.

Como mencionamos, en esta economía coexisten dos modalidades de pensión: bajo la primera, en cada t los trabajadores contribuyen con una porción de sus ingresos laborales a un fondo, de administración pública, del cual se pagan las

pensiones de aquellos que están pensionados en ese mismo régimen. A diferencia de los modelos tradicionales, donde los recursos recaudados entre los trabajadores se distribuyen equitativamente entre los pensionados, aquí incluimos una regla explícita que define el monto de la mesada pensional, la cual recoge las particularidades del sistema colombiano. Así, como muestra la ecuación (A.19), la pensión en el régimen de reparto (SR) va a ser igual a un porcentaje del promedio del ingreso laboral de los últimos diez años de trabajo del hogar:

$$pen_t^{SR} = \theta \frac{\sum_{i=0}^{Z-1} w_t A_{t-i} l_{t-i}}{Z} \quad (A.19)$$

siendo θ la proporción de cálculo para determinar el monto de la pensión con respecto a los últimos Z años y Z es igual a dieciséis³⁵.

Bajo el régimen de ahorro, el individuo va aportando durante cada año de su vida laboral a un fondo privado el cual, cuando llegue su edad de retiro, financiará su pensión. Cada período el individuo gana intereses sobre el monto ahorrado. La acumulación de ahorros en el fondo se describe en la ecuación (A.20):

$$F_t = \rho w \sum_{q=1}^t A_q l_q^s (1+r)^{t-q} \quad \text{cuando } t \leq 40 \quad (A.20)$$

Al llegar a la edad de retiro, los recursos ahorrados son entregados a una aseguradora, que toma posesión de estos y a cambio le garantiza una pensión constante (en términos reales) al individuo, hasta el momento en que fallece (independientemente de la edad a la que ello ocurra). La pensión se calcula de tal forma que, ganando los mismos rendimientos (r), el fondo se agotaría al alcanzar la expectativa de vida (condicional al momento de pensionarse), que para el año 2020 según nuestras estimaciones estaría en 83 años (23 años después del retiro). De esta forma, la pensión en el régimen de ahorro individual (SAI) se calcularía como:

$$pen_t^{SAI} = \frac{r(1+r)^{23}}{(1+r)^{23}-1} F_{60} \quad (A.21)$$

En este modelo, como se menciona en el texto principal (sección 3.1), se supone que existen traslados de individuos de distintas cohortes que se encuentran en el régimen de ahorro individual hacia el régimen de reparto. La determinación del porcentaje de traslados es exógena, esto es, no es modelada como resultado de un proceso de optimización individual.

Empresas

Las empresas utilizan una tecnología con rendimientos constantes a escala, en la que la combinación de capital físico y trabajo les permite producir una cantidad determinada de producto. Dicha tecnología es del tipo Cobb-Douglas y se representa a partir de la siguiente ecuación:

35 Para el cálculo de la pensión en el caso colombiano se tienen en cuenta los últimos diez años efectivos de cotización, lo que en el modelo equivale a 16 años, puesto que cada individuo cotiza 25 de cada 40 años (o equivalentemente 5 de cada 8 meses).

$$Y_t = (A_t L_t)^{1-\alpha} K_t^\alpha \quad (A.22)$$

Se supone que la tecnología incluye una productividad que incrementa la efectividad del factor trabajo en el tiempo, representada por el símbolo A_t . Esta productividad crece a la tasa exógena g_A . En equilibrio, y en términos efectivos (es decir, por cada unidad efectiva de trabajo), cada factor de producción se remunera de acuerdo con su productividad marginal, en un resultado estándar en la literatura:

$$\begin{aligned} w_t &= (1-\alpha) \kappa_t^\alpha \tilde{L}_t \\ r_t + \delta &= \alpha \kappa_t^{\alpha-1} \tilde{L}_t^{1-\alpha} \end{aligned} \quad (A.23)$$

donde $\kappa_t = K_t / (A_t L_t)$ es igual al capital por unidad efectiva de trabajo en el período t ; $\tilde{L}_t = L_t / N_t$ denota la razón entre trabajo demandado como proporción de la población total; w_t , r_t y δ denotan, respectivamente, el salario, la tasa de interés y la tasa de depreciación.

Gobierno

El gobierno de este modelo cumple una misión muy específica: recauda recursos de los agentes de la economía con el objetivo de pagar las pensiones que tiene a su cargo, es decir, las mesadas de todos los pensionados bajo el régimen de reparto. Las fuentes de ingresos van más allá de las contribuciones de los afiliados a ese régimen e incluyen los siguientes rubros:

- Recaudos por cobro de impuesto a las rentas laborales.
- Recursos que llegan por parte de todos aquellos cotizantes que se trasladan del régimen de ahorro individual al régimen de reparto.

A partir de dichas fuentes de ingresos el gobierno de este modelo determina de manera endógena la tasa de impuesto a las rentas laborales de acuerdo con la ecuación (A.24):

$$\tau = \frac{\Psi_1 - \Psi_2 - \Psi_3}{\Psi_4} \quad (A.24)$$

donde

$\Psi_1 = \Gamma_T (1-\vartheta) \sum_{j=1}^{TR} \Phi_{T+j} \sum_i pen_{T+j}^{i,SR}$, corresponde al pago de pensiones del régimen de reparto (SR).

$\Psi_2 = \sum_{j=2}^{T-Z} (\Gamma_j - \Gamma_{j-1}) \Phi_j \sum_i F_{j,t-p}$, corresponde a los recursos provenientes de los hogares que se trasladan del régimen de ahorro individual al régimen de reparto.

$\Psi_3 = \rho w_t \sum_{j=1}^T \Phi_j \sum_i l_j^{i,SR}$, es la suma de todos los recursos provenientes de la contribución obligatoria de los afiliados al régimen de reparto.

$\Psi_4 = w_t \sum_{j=1}^T \Phi_j \sum_i l_j^i$, es la base gravable sobre la que se aplica el impuesto a las rentas laborales.

Γ identifica la proporción de trabajadores afiliados al régimen de reparto; ρ es la fracción del ingreso con la que se contribuye obligatoriamente al sistema pensional, y Φ_t representa la masa poblacional correspondiente a cada cohorte viva en un período t .

Modelo con impuesto a los rendimientos de capital y al consumo

En la sección 3.2.6 se plantea un análisis alternativo, en el que el gobierno equilibra sus finanzas haciendo uso de dos impuestos adicionales: un impuesto a las rentas de capital y otro al consumo. Así, es posible analizar los impactos en esta economía de recaudar recursos mediante múltiples combinaciones de los tres impuestos. Para este propósito realizamos algunos cambios sobre el modelo base. En primer lugar, la restricción presupuestal del consumidor es ahora igual a la descrita en las ecuaciones (A.25) y (A.26):

$$(1 + \theta) c_t^s + k_{t+1}^{s+1} = \chi_t^s + [1 + (1 - \epsilon) r_t] k_t^s \quad (\text{A.25})$$

definiendo χ_t^s como:

$$\chi_t^s = \begin{cases} (1 - \tau - \rho) w_t A_t l_t^s & \text{si } s \leq 40 \\ pen_t & \text{si } s > 40 \end{cases} \quad (\text{A.26})$$

En particular, la renta de trabajo se va a afectar por la tasa de contribución al sistema pensional y el impuesto a las rentas laborales, la rentabilidad del capital estará sujeta a una tasa de impuesto, denotada por ϵ , y el gasto en consumo se verá incrementado por la tarifa impositiva denotada por θ .

En segundo lugar, el gobierno amplía su fuente principal de ingresos: ahora, este recibe recursos por las contribuciones de los afiliados al régimen de reparto, por el recaudo de los impuestos a las rentas de capital y al consumo y, como en el modelo original, termina de conseguir lo faltante a partir de la tarifa de impuesto sobre las rentas laborales. Estas ideas se expresan en la ecuación (A.27):

$$\tau = \frac{\Psi_1 - \Psi_5 - \Psi_6 - \Psi_2 - \Psi_3}{\Psi_4} \quad (\text{A.27})$$

donde:

$\Psi_5 = \epsilon r \sum_{j=1}^{T+TR} \left[\Phi_j \sum_i k_{j+1}^i \right]$ es igual al recaudo por cobro del impuesto al capital.

$\Psi_6 = \theta r \sum_{j=1}^{T+TR} \left[\Phi_j \sum_i c_j^i \right]$ es igual al recaudo por cobro del impuesto al consumo.

Ψ_1 , Ψ_2 , Ψ_3 , y Ψ_4 son iguales a los representados en la ecuación (A.24).

Definición del equilibrio en estado estacionario

El equilibrio se fundamenta en la consistencia entre el comportamiento individual con el comportamiento agregado de la economía. Ello implica, entonces, que las firmas maximizan sus beneficios, los consumidores maximizan el valor presente de todas sus utilidades intertemporales, el gobierno se encuentra balanceado y los mercados de bienes y de factores se vacían.

Para expresar el equilibrio en términos de variables estacionarias, es necesario realizar transformaciones de estas, así:

Para el caso de las variables agregadas, estas se reescriben como:

$$\kappa_t \equiv \frac{K_t}{A_t L_t}, \tilde{C}_t \equiv \frac{C_t}{A_t L_t}, \tilde{Y}_t \equiv \frac{Y_t}{A_t L_t}$$

mientras que las variables individuales son ahora iguales a:

$$\tilde{c}_t \equiv \frac{c_t}{A_t}, \tilde{w}_t \equiv \frac{w_t}{A_t}, \widetilde{pen}_t \equiv \frac{pen_t}{A_t}, \tilde{k}_t \equiv \frac{k_t}{A_t}$$

Siguiendo a Heer y Maußner (2009), un equilibrio en estado estacionario, para una política gubernamental $\{\tau, \rho, \theta\}$ y una combinación de acumulación de capital y edades en el período t , corresponde a un sistema de precios, de asignaciones y de productividades, A_t , que satisfacen las siguientes condiciones:

1. Los consumidores maximizan la utilidad intertemporal dada en (A.15) sujetos a las restricciones presupuestarias dadas en (A.17) y (A.18).
2. Las firmas maximizan beneficios a partir del cumplimiento de las condiciones dadas en (A.23).
3. Las variables agregadas K_t, C_t, L_t son iguales a la suma (tomando en cuenta las masas poblacionales por cohorte) de las variables individuales.
4. El presupuesto del gobierno simplificado se encuentra balanceado.
5. El mercado de bienes se vacía.

Valores de los parámetros

Para dar valor a los parámetros β , γ y σ , partimos de los valores usados por Heer (2019, Capítulo 6) – en un modelo de generaciones traslapadas para EEUU con igual función de utilidad a la usada en el presente artículo $\beta=1,01$, $\gamma=0,31$ y $\sigma=2,0$ –, y los calibramos permitiendo diferencias con respecto a esos valores de referencia con el fin de obtener dos objetivos, como se menciona en la sección 3.1: una tasa de interés de equilibrio igual a 4,5% (véase nota al pie 12) y evitar las tenencias de capital negativo que tienden a presentarse en el modelo cuando un individuo se acerca a los 95 años (Cuadro A5.1).

Para la proporción del ingreso por capital en la producción (α) y la tasa de depreciación (δ) (que Heer fija en 0,36 y en 0,08, respectivamente), fijamos valores intermedios con respecto a los usados por Suescún y Steiner (2017) para el caso de los sectores de la economía colombiana.

Para la explicación de la proporción θ véase la nota al pie 8.

Para g_A usamos la tasa promedio de crecimiento per cápita de la economía colombiana desde 2000 hasta 2018, con datos del Banco Mundial.

Para l usamos el promedio de las tasas de crecimiento anual de la población mayor de edad (18 años en adelante) que resultan de nuestras propias estimaciones y proyecciones (véase la segunda sección del artículo) entre 2001 y 2030.

Para la explicación de los valores asignados a ρ y Z , véase la nota al pie 10.

La proporción de pensionados en el régimen de reparto (Γ_T) se obtiene con base en los datos del Cuadro 6, año 2019.

Cuadro A5.1
Calibración de los parámetros en el modelo de generaciones traslapadas

Parámetro	Valor	Descripción
β	1,02	Factor de descuento.
σ	2,5	Inverso de la elasticidad de sustitución intertemporal.
α	0,4	Participación del ingreso por capital.
θ	0,64	Proporción en la fórmula de cálculo de la pensión (en el régimen de reparto).
δ	6,0%	Tasa de depreciación.
γ	0,44	Peso relativo del consumo en la utilidad.
g_A	2,50%	Tasa de crecimiento (per cápita) de la economía.
ι	1,30%	Tasa de crecimiento de la población.
ρ	7,19%	Contribución obligatoria al sistema pensional.
Γ_T	88%	Proporción de pensionados en el régimen de reparto.
T	40	Número de períodos de vida laboral.
TR	35	Número máximo de períodos de retiro.
Z	16	Número de períodos de trabajo para el cálculo de la pensión en el régimen de reparto.

Nota: la explicación o justificación del valor asignado a cada parámetro se encuentra en el Anexo 5. Para los casos del parámetro θ y de los parámetros ρ y z , véanse las notas al pie 8 y 10 respectivamente.

Fuente: elaboración de los autores.

Anexo 6

Análisis de sensibilidad del modelo a cambios en algunos parámetros

El objetivo de este anexo es evaluar la sensibilidad de los resultados presentados en la sección 3 del documento. El ejercicio consiste en hallar el estado estacionario del modelo cuando se cambia el valor de un parámetro específico. Los parámetros sobre los cuales se realiza el análisis son: la tasa de crecimiento per cápita de la economía (g_A), el factor de descuento de los hogares (β), el peso relativo del consumo en la función de utilidad (γ), la tasa de depreciación (δ), la tasa de crecimiento de la población (ι) y el inverso de la elasticidad de sustitución intertemporal (σ).

Para analizar la sensibilidad ante los cambios en los parámetros, se observan los efectos sobre tres variables claves en los resultados del modelo: la tasa de interés real, el salario por unidad efectiva de trabajo y el acervo de capital efectivo. El Cuadro A6.1 presenta el intervalo considerado para cada parámetro. Para definir estos intervalos se ha intentado que los valores del escenario base representen puntos intermedios de los mismos y se ha tomado en cuenta que correspondan a valores factibles, esto es, para los cuales nuestro algoritmo converge y encuentra una solución de estado estacionario.

Cuadro A6.1
Intervalos de los parámetros para el análisis de sensibilidad

Parámetro	Intervalo	
	Límite inferior	Límite superior
g_A	1%	4%
β	0,998	1,04
γ	0,3	0,6
δ	3%	9%
ι	0%	2%
σ	1,5	3,5

Nota: se ha asignado a cada parámetro un rango amplio de posibles valores, intentando que el valor del parámetro en el escenario base del modelo (véase Anexo 5) corresponda a un valor intermedio en el respectivo intervalo.

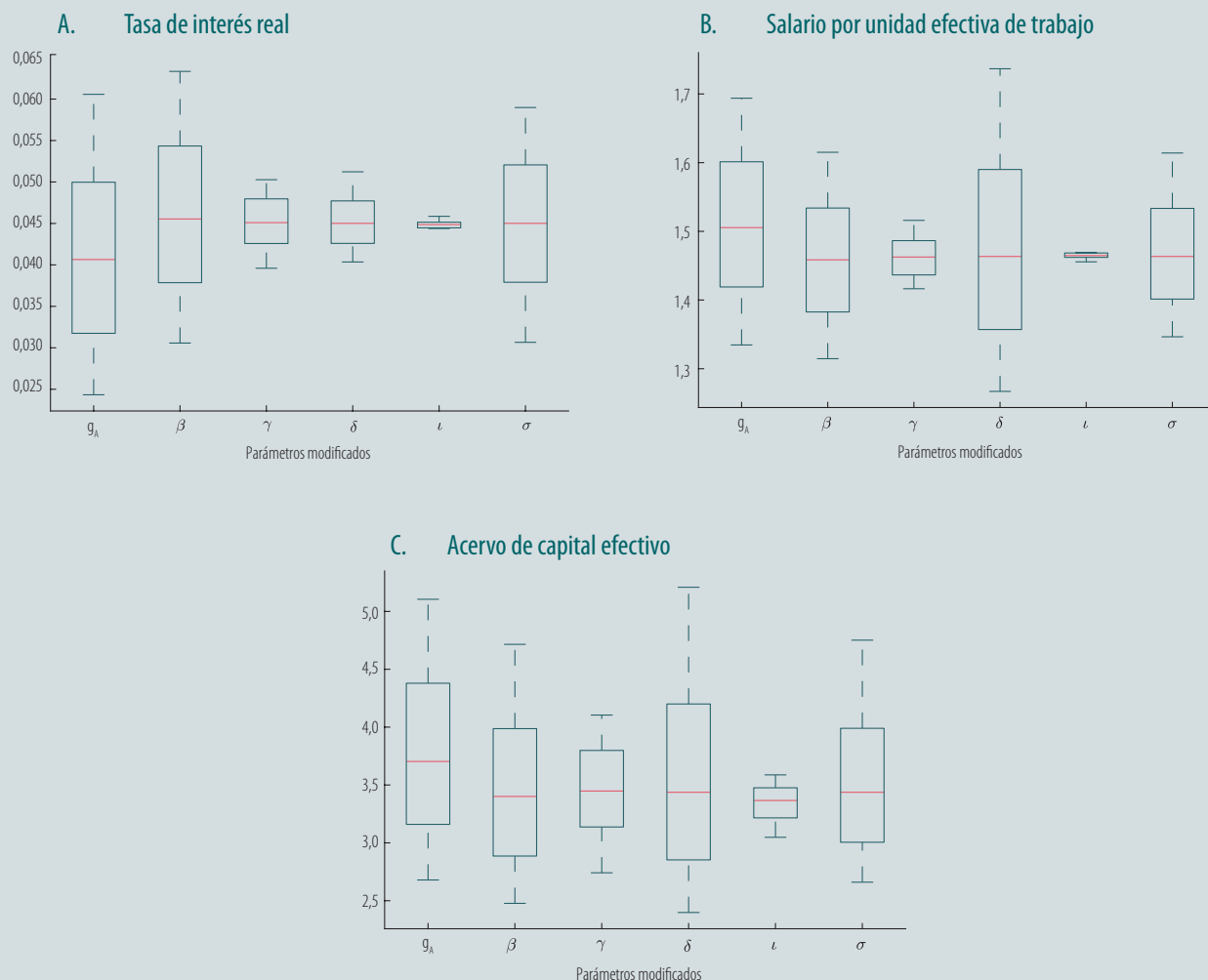
Fuente: elaboración de los autores.

El Gráfico A6.1 muestra, en un conjunto de análisis del tipo *boxplot*, el comportamiento de las variables clave escogidas para evaluar el desempeño del modelo. En términos generales, los resultados muestran cierta robustez, por cuanto a pesar de que se consideran intervalos amplios para los parámetros, los resultados de las variables clave, entre los percentiles 25 y 75 (rectángulo), no presentan en general grandes amplitudes.

Se destaca la sensibilidad del acervo de capital (panel C) a la tasa de depreciación, al crecimiento económico y a la tasa de descuento, así como de la tasa de interés real (panel A) al crecimiento económico y la poca sensibilidad de todas las variables contempladas ante cambios en la tasa de crecimiento de la población.

Gráfico A6.1

Valores de la tasa de interés real, el salario efectivo y el capital ante diferentes valores de los parámetros del modelo



Nota: los parámetros que varían son: la tasa de crecimiento per cápita de largo plazo (g_A), el factor de descuento de los hogares (β), el peso relativo del consumo en la función de utilidad (γ), la tasa de depreciación (δ), la tasa de crecimiento de la población (ι) y el inverso de la elasticidad de sustitución intertemporal (σ). La línea roja marca la mediana de cada variable en cada escenario de cambio de parámetros, mientras que el rectángulo agrupa los valores entre el percentil 25 y el percentil 75. Los bigotes enmarcan los datos más extremos que, sin embargo, no son catalogados como valores atípicos.

Fuente: cálculos de los autores.

