

UNIVERSIDAD
NACIONAL
DE COLOMBIA

Determinantes de la densidad de contribución, tasas de reemplazo y transición en el sistema pensional colombiano

HECTOR ALBERTO BOTELLO PEÑALOZA

Universidad Nacional de Colombia
Facultad de Economía
Bogotá, Colombia
2018

Determinantes de la densidad de contribución, tasas de reemplazo y transición en el sistema pensional colombiano

HECTOR ALBERTO BOTELLO PEÑALOZA

Tesis de investigación presentada como requisito parcial para optar al título de:
Magister en Ciencias Económicas

Director:
PhD. Jairo Orlando Villabona Robayo

Línea de Investigación:
Economía Pública y Políticas

Universidad Nacional de Colombia
Facultad de Economía
Bogotá, Colombia

2018

Resumen

Esta investigación analiza los determinantes de la densidad de cotización y las tasas de transición en Colombia. Se implementa un modelo lineal, ordinal para explicar los factores que afectan el nivel de densidad de cotización y las tasas de reemplazo. Como insumo se utiliza la Encuesta Longitudinal de Protección Social del año 2012 con información de 7,712 individuos dentro de la población económicamente activa y la Encuesta Longitudinal de la Universidad de los Andes del 2013 y 2016. Los resultados muestran que en promedio los colombianos no cotizan la mitad de su vida laboral, equivalente a 7 años. Las variables socioeconómicas relacionadas con su nivel de cotización son la experiencia, el sexo, la educación y el estado civil.

Adicionalmente, se encuentra que el crecimiento económico genera un impacto significativo en la trayectoria laboral, como en el caso de los empleados que iniciaron su primer empleo desde de 1999. Ellos evidencian una densidad de cotización 4% menor que sus pares que iniciaron su primer empleo en el año 1995. Entre otros resultados relevantes, se aprecia que el 20% de los ocupados no tienen el mínimo de semanas cotizadas requeridas en el régimen público.

Se considera que los factores como la competencia entre regímenes, el combate de la informalidad y las formas alternativas de cotización cuando las personas dejan de cotizar para la pensión, constituyen políticas que recomendablemente se deben revisar si se aspira a optimizar los sistemas pensionales en Colombia.

Palabras claves: Pensiones; historial de contribución; densidad de contribuciones; tasas de transición, cotización.

Abstract

This research analyzes the determinants of contribution density and transition rates in Colombia. A linear, ordinal model is implemented to explain the factors that affect contribution density and replacement rates. As an input, the 2012 Longitudinal Social Protection Survey is used with information on 7,712 individuals within the economically active population and the 2013 and 2016 Longitudinal Survey of the Universidad de los Andes. The results show that on average Colombians do not contribute half of their working life, equivalent to 7 years. The socioeconomic variables related to their contribution level are experience, sex, education and marital status.

In addition, economic growth generates a significant impact on labor trajectory, as in the case of employees who started their first job since 1999. They show a contribution density 4% lower than their peers who started their first job in 1995. Among other relevant results, it can be seen that 20% of employed people do not have the minimum number of weeks of contribution required in the public system.

Factors such as competition between regimes, the fight against informality and alternative forms of contribution when people stop contributing to pensions are policies that should be reviewed if pension systems in Colombia are to be optimized.

Keywords: Pensions; contribution history; contribution density; transition rates; duration.

Contenido

	Pág.
Lista de figuras.....	1
Lista de tablas	2
Introducción	1
1 Descripción del Sistema de Pensión en Colombia	5
2 Revisión de Literatura.....	10
3. Diseño Metodológico	13
3.1 Determinantes de la tasa de cotización	13
3.1.1 Modelo lineal	14
3.1.2 Modelo ordinal	15
3.2 Impacto de las crisis económicas en la densidad de cotización.....	20
3.3 Cálculo de la tasa de densidad óptima.	21
3.4 Determinantes de las tasas de reemplazo.....	22
3.5 Datos.....	23
3.5.1 Estudio de las tasas de densidad de cotización.	23
3.5.2 Estudio de las tasas de reemplazo	23
3.6 Descripción de los datos	24
4 Análisis de los Resultados	29
4.1 Resultados del modelo lineal y ordinal	29
4.2 Resultados del modelo de cambio estructural	32
4.3 Resultados de las tasas de densidad de cotización óptima.	33
4.4 Resultados de los determinantes de las tasas de reemplazo	35
5 Conclusiones y recomendaciones.....	37
5.1 Recomendaciones de política.....	38
5.2 Agenda de investigación	40
Bibliografía	45

Lista de figuras

	Pág.
Figura 0-1: Gasto público en pensiones. América Latina. Año 2015.	2
Figura 1-1: Porcentaje de ocupados que cotizan a pensión.	7
Figura 1-2: Porcentaje de trabajadores que cotizan en Colombia por género.	8
Figura 3-1: Distribución original de la densidad de contribución.	16
Figura 3-2: Distribución de la variable auxiliar.	17
Figura 3-3: Supuesto de regresiones paralelas.	19
Figura 3-4: Distribución del tiempo por categoría ocupacional por experiencia.	26
Figura 3-5: Densidad de cotización media por tiempo trabajado por sexo.	27
Figura 3-6: Densidad de cotización media por tiempo trabajado por nivel educativo.	27
Figura 4-1: Densidad teórica por edad del primer empleo. Régimen público.	34
Figura 4-2: Porcentaje de personas por debajo de su densidad óptima.	35
Figura 5-1: Relación entre la densidad de cotización y la edad de los individuos. ...	41
Figura 5-2: Relación entre la densidad y el nivel educativo de los individuos.	42
Figura 5-3: Histograma y pruebas de normalidad para los residuos estandarizados.	42

Lista de tablas

	Pág.
Tabla 3-1: Parámetros para el cálculo de la densidad de cotización óptima.	21
Tabla 3-2: Número de empleados por años de experiencia laboral y nivel educativo.	24
Tabla 3-3: Mediana de la edad del primer empleo por experiencia y educación.	25
Tabla 3-4: Número de años promedio sin estar cotizando en el sistema pensional.	28
Tabla 4-1. Resultados de los modelos lineal y ordinal. Efectos marginales.....	31
Tabla 4-2. Resultados de las estimaciones sobre la tasa de reemplazo.	36

Introducción

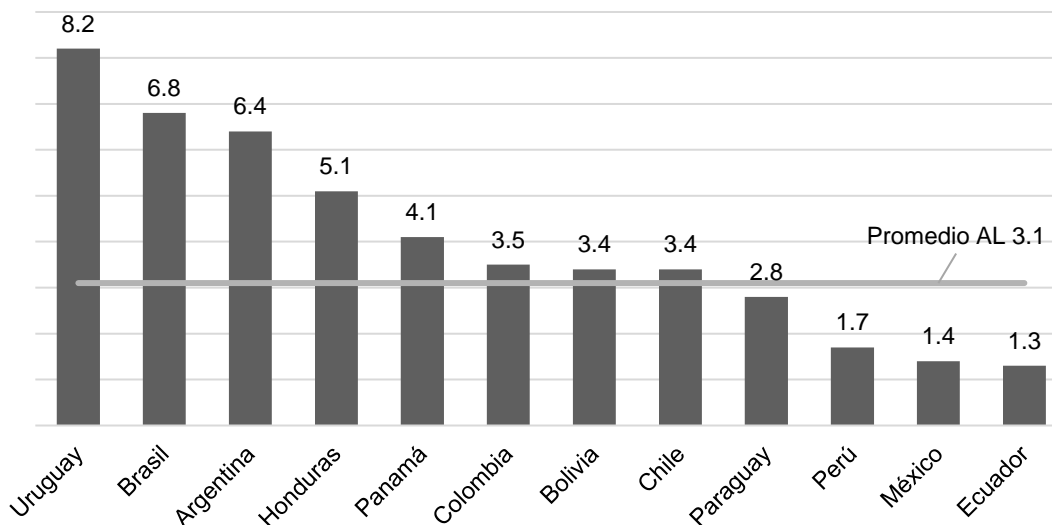
El objetivo de los sistemas de pensiones es garantizar que los ciudadanos obtengan un ingreso mínimo que les permita mantener su calidad de vida cuando lleguen a su edad de jubilación. En América Latina, los planes de contribución individual fueron parte de las reformas introducidas en los regímenes de pensiones desde los años ochenta del siglo pasado con el objetivo de mejorar los niveles de cotización; pero su habilidad para proteger a los trabajadores pobres en la vejez ha sido limitada (Sanromán, Rossi, Grushka, Fajnzylber, Forteza, 2011). Hoy los países utilizan una porción significativa de sus recursos fiscales en el sostenimiento de los sistemas de pensiones, en América Latina se reporta un promedio del 3,1% del PIB, tal y como se detalla en la Figura 0-1

Los bajos niveles de contribución obedecen al hecho de que los trabajadores deben cotizar un número mínimo de semanas, a fin de que alcancen la edad de jubilación con fondos financieros suficientes para retirarse dignamente del mercado laboral. En el caso de que pierdan su empleo o se involucren en el sector informal de la economía, los montos finales de pensiones se reducirán y por ende su calidad de vida en la edad de jubilación.

En este sentido, la informalidad constituye un problema en el mercado de trabajo latinoamericano. Alrededor del 50% de los trabajadores tienen empleo informal. (Gómez & Morán, 2012). En consecuencia, muchas personas en edad de pensionarse, no poseen los fondos ni han cotizado las semanas mínimas que les aseguren una renta suficiente, capaz de asegurarles una merecida calidad de vida. El porcentaje de personas que acceden a una pensión, -tasa de cobertura pensional activa-, fue de solo 45% en América Latina en 2015. (BID, 2015). En este sentido, se puede afirmar que existen relaciones muy estrechas entre la calidad del sistema de pensiones y la dinámica del mercado de trabajo, siendo esta última más volátil por causa de los cambios de la estructura económica, las decisiones microeconómicas, las políticas públicas y los movimientos del ciclo económico. En este

contexto, un deterioro de las condiciones del mercado de trabajo puede conducir a los trabajadores, en especial a aquellos con menos calificaciones e ingresos, a buscar formas informales de subsistencia, reduciendo, tanto sus contribuciones a la seguridad social, como sus aspiraciones a una pensión más alta.

Figura 0-1: Gasto público en pensiones. América Latina. Año 2015.



Fuente: BID (2015).

En este orden de ideas, la calidad y sostenibilidad de los sistemas de pensiones pueden estudiarse a través de indicadores como la evolución demográfica, la esperanza de vida, el crecimiento económico, las tasas de rendimiento de los aportes, la tasa de cotización entre otros factores. Cada variable incide en un pilar del sistema en cuanto a su eficiencia, solidaridad y universalidad. Por ejemplo, el envejecimiento de la población reduce la capacidad del régimen público de responder a las prestaciones sociales al reducir la base de aportantes activos (Bravo, 1999). En otro caso, el crecimiento económico y las tasas de interés influyen en el crecimiento de los aportes de los trabajadores que cotizan en el régimen privado. (Lüthen, 2016).

Pero esta investigación hace énfasis particular en las variables a nivel de la cotización de cada trabajador. Los principales indicadores que se han relacionado en la literatura son:

- a) *Densidad de cotización*: La relación entre el tiempo cotizado sobre el tiempo trabajado.
- b) *Tasa de transición*: Tiempo que los trabajadores pasan sin cotizar en la seguridad social; en consecuencia, un indicador complementario al primero.

c) *Tasa de reemplazo*: La dependencia entre el ingreso pensional y el salario devengado en años productivos.

Los indicadores mencionados se han utilizado en varias ocasiones para evaluar la calidad y la sostenibilidad de los sistemas de pensiones en diferentes países. (Sanromán, Rossi, Grushka, Fajnzylber, Apella y Forteza, 2011, BID, 2015). Efectivamente el deterioro de cualquiera de estos afecta de modo directo los montos de pensión que recibirán los trabajadores; y, así mismo la capacidad del sistema de pensiones de lograr su objetivo. Por lo tanto, el estudio de las condiciones con las por medio de las cuales se garantiza la sostenibilidad de los sistemas de pensiones ha sido de gran interés dentro de la literatura. Igualmente, conocer la calidad de los sistemas de pensiones mediante uso de los indicadores relacionados con las contribuciones, proporciona una imagen de los grupos que son más vulnerables a estar sub-representados al momento de recibir ingresos en su edad de jubilación. Con lo anterior, se pueden trazar recomendaciones y realizar las reformas necesarias para favorecer a estos grupos poblacionales en el objetivo de lograr para ellos una mejor mayor calidad de vida.

Basada en las premisas anteriores, esta investigación busca analizar los determinantes de la densidad de cotización, tasas de reemplazo y de transición en el en el sistema colombiano de pensiones. La presente investigación aporta a la literatura en diferentes sentidos. En primer lugar, se hace uso de una base de datos que no se ha utilizado antes para el estudio de las trayectorias laborales en Colombia. Segundo, se implementan dos modelos para estimar los determinantes sobre la densidad de cotización, debido a la distribución particular que exhibe esta variable. Tercero, se calcularon las tasas de densidad óptima de cada individuo y se confrontaron con la presentada por los individuos al momento de hacer la encuesta. Esto con la finalidad de mostrar cuántos individuos tendrían los fondos para poder cumplir con los requisitos del régimen público en Colombia. En cuarto lugar, presenta evidencia del efecto causal de las crisis económicas en la densidad de cotización de las personas que inician su primer empleo controlando por diversas variables. Finalmente, se utiliza una estrategia longitudinal para encontrar las tasas de reemplazo y sus determinantes.

1 Descripción del Sistema de Pensión en Colombia

En Colombia hay dos regímenes pensionales: el Régimen de Ahorro Individual con Solidaridad (RAIS), bajo el cual operan las Administradoras Privadas de Fondos de Pensión (AFP); y el Régimen de Prima Media (RPM), administrado por COLPENSIONES. La edad de jubilación en la contribución pública ha ido cambiando progresivamente en los últimos años. A partir del 1 de enero de 2014, la edad de jubilación pasó de los 60 a los 62 años para los hombres y desde los 55 a los 57 para las mujeres. El número mínimo de semanas en el sistema de prima media para el retiro debe ser de 1300 semanas, tanto para hombres como para mujeres. El monto final de pensión se determina en el sistema público por el monto de ingresos promedio devengado en los últimos diez años de la vida laboral. Los desembolsos pensionales se obtienen a través de una renta vitalicia garantizada por el gobierno. Nunca se otorgan pensiones mensuales por valor menor al de un salario mínimo, tanto en el régimen privado como en el público. Esto se logra mediante el Fondo de Garantía de Pensión Mínima que se nutre de una parte de la contribución privada mencionada más adelante. En este punto surge el subsidio estatal, para aquellas pensiones que no alcanzaron el límite de los aportes menores a un salario mínimo, En este caso, el gobierno otorga un subsidio a fin de llegar a esta cifra. En el caso de las superiores a un salario mínimo se usa en cada caso el valor de la tasa de reemplazo resultante de la aplicación de la fórmula prevista por el artículo 10 de la Ley 797 de 2003. Para el cálculo se utiliza una tasa del 4% anual real, según lo convenido por la Superintendencia Financiera (Ramos & Farné, 2017).

Si se aplica a una contribución en el sistema privado, se contabilizan en promedio 1.150 semanas. Sin embargo, en un fondo de pensiones privado, no hay una edad mínima para pensionarse. Esto es factible siempre y cuando se disponga de un capital suficiente para

financiar la pensión. El monto de pensión depende del tiempo que la persona haya acumulado desde los inicios de su historia laboral, más el valor de los rendimientos financieros obtenidos por el fondo. Estos rendimientos deben estar por encima de un mínimo establecido por el gobierno y por encima de la cifra de inflación. Los desembolsos de la pensión se pueden entender como una cuenta en donde se des-ahorra mes a mes. Si llegase el caso en que los empleados no cumplan los requisitos mínimos para lograr su pensión, estos pueden optar por la devolución del saldo de su cuenta más los rendimientos que hayan obtenido.

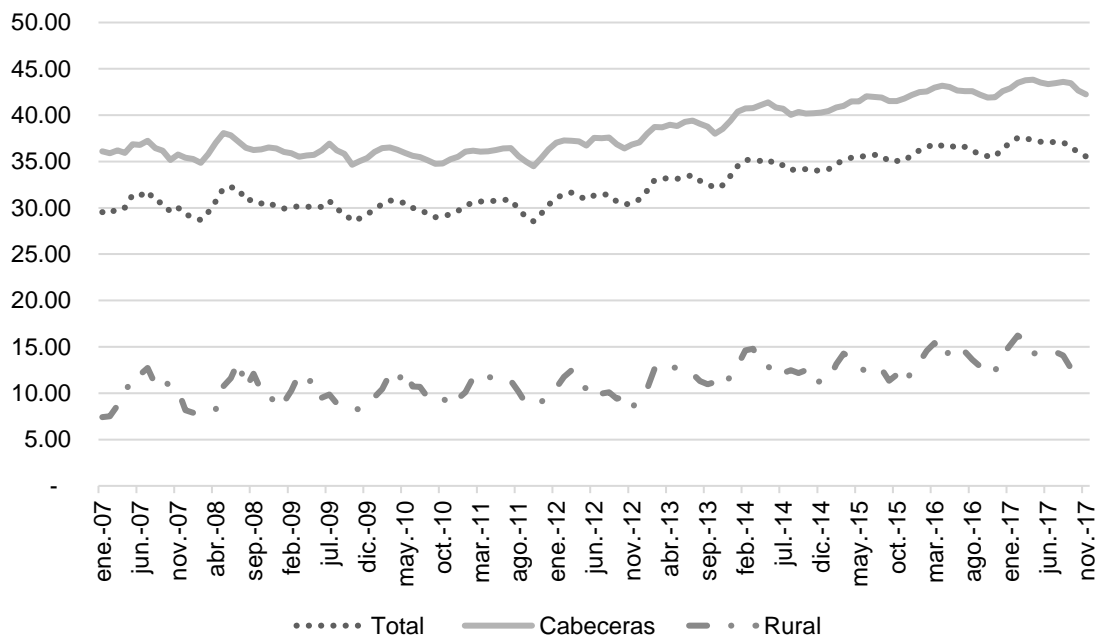
En Colombia, la contribución legal mensual de los trabajadores que aportan al sistema público es equivalente al 16 por ciento del salario percibido, donde el trabajador cubre el 4 por ciento de dicha contribución y el empleador el 12 por ciento restante. Por su parte, los trabajadores independientes deben aportar este porcentaje sobre el 40% de lo devengado mensualmente, sin que esta cifra se ubique por debajo de un salario mínimo. En el régimen de prima media, del 16 por ciento, el 13 por ciento se destina al pago de la pensión de vejez y el otro 3 por ciento corresponde a gastos administrativos y prima de seguro. En el caso del régimen privado, del 16%, el 11,5% se asigna a la cuenta individual, el 3% a los gastos administrativos y las primas de seguro, y el 1,5% restante al fondo de garantía de pensión mínima, que tiene por objeto apalancar las pensiones de las personas del régimen privado que cumplen la edad y las semanas de contribución, pero que no disponen de recursos suficientes en su cuenta individual para poder beneficiarse del régimen. Además de las contribuciones establecidas por la ley, en el sistema privado de pensiones hay contribuciones adicionales que se hacen conforme al número de salarios mínimos recibidos por el trabajador. Esto con el fin de asegurar la pensión mínima para quienes ganan solamente un salario mínimo. Y para aquellos, cuyos ingresos superan los 4 salarios mínimos, la contribución adicional es del 1% de los ingresos recibidos. En el caso de los ingresos superiores a 16 salarios mínimos, además de contribuir con el 1 por ciento anterior, deben hacer un aporte adicional que oscile entre el 0,2 por ciento y el 1 por ciento de sus ingresos totales; estos dineros recaudados se asignan al fondo nacional de solidaridad.

Según el sistema actual existen 3 tipos de pensiones:

- *Vejez*: Pago recibido al final de la vida laboral. Es el producto del ahorro acumulado durante la etapa productiva, o el promedio del ingreso laboral de los últimos diez años.
- *Discapacidad*: Es un auxilio económico, garantía de una indemnización mensual, cuando el trabajador ha perdido el 50 por ciento o más de su capacidad laboral, por cualquier evento que no sea una enfermedad profesional.
- *Supervivencia*: Corresponde a una asignación mensual que cubre a los beneficiarios legales en caso de fallecimiento del asegurado por causas distintas a un accidente o enfermedad profesional.

En el caso de los ingresos de pensiones para personas vulnerables, existen programas respaldados por el gobierno cuyo objetivo es que asegurar una protección mínima para aquellos ciudadanos ubicado ya en la etapa de jubilación. Un ejemplo de estos programas es "Colombia Mayor", cuyo propósito es proteger a los adultos mayores sin ingresos de pensión ingresos de pensión, que se encuentran en situación de abandono o que viven en extrema pobreza e indigencia. Dicho subsidio otorga a los beneficiarios un ingreso de \$240,000 (aproximadamente \$76.80 USD) cada dos meses (BID, 2015).

Figura 1-1: Porcentaje de ocupados que cotizan a pensión.

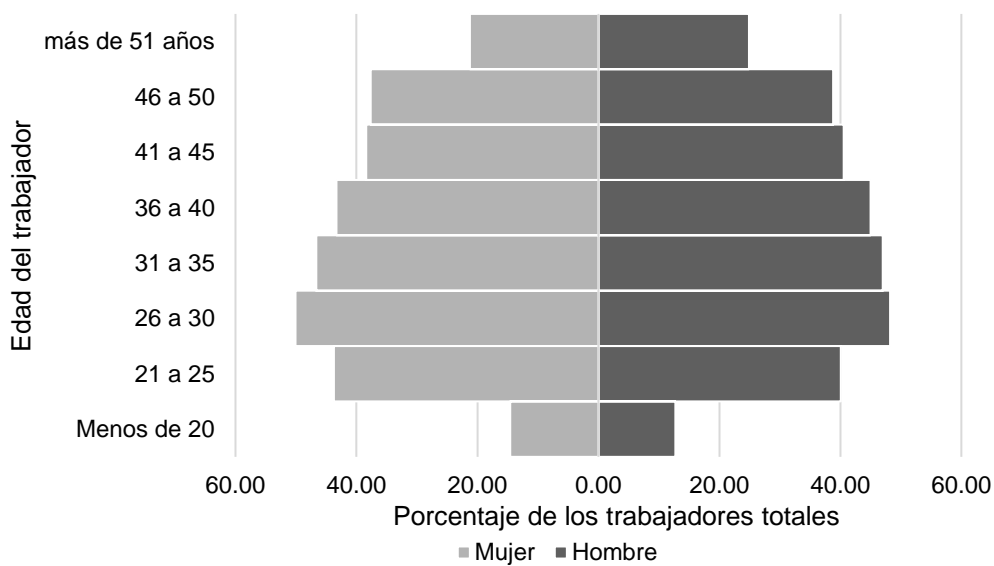


Fuente: Gran Encuesta Integrada de Hogares. DANE 2012.

Sin embargo, algunos autores (Avella & Herrera, 2018; Bosch, M., Berstein, Castellani, Oliveri, & Villa, 2015) han mostrado que el sistema pensional en Colombia presenta serias dificultades. Una de estas ha sido el bajo porcentaje de personas que cotizan a pensión, en la Figura 1-1 se muestra dicho porcentaje por localización geográfica.

En este orden de ideas, solo el 35% de la población ocupada se encuentra cotizando a pensión. En las principales 23 ciudades de Colombia la tasa de cotización se incrementa hasta el 50%, mientras que en el sector rural ésta solo alcanza el 11%. Alrededor del 40% de los hombres en edad productiva se encuentran cotizando al sistema pensional, a diferencia de las mujeres que solamente lo hacen en un 25% (Figura 1-2).

Figura 1-2: Porcentaje de trabajadores que cotizan en Colombia por género.



Fuente: Gran Encuesta Integrada de Hogares 2017. DANE.

Las consecuencias de la situación anterior se manifiestan en las condiciones de la población en edad de jubilación en Colombia, según la Gran Encuesta Integrada de Hogares del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE):

- Solo el 24% de esta población recibe pensión. En el sector rural la cobertura es solo del 7% y para las mujeres de esta área es del 5%. Los hombres del sector urbano presentaron la mayor tasa con el 34%.

- El 32% de la población en edad de jubilación aún se encuentra laborando. Este porcentaje para los hombres rurales se incrementa hasta el 59%. Entre tanto, su tasa de pobreza dentro de la población se encuentra en el 17%.
- La desigualdad de los ingresos pensionales se mide mediante el indicador de Gini. Éste toma valores entre 0 –ausencia de desigualdad-, y 1 -desigualdad máxima-. En Colombia se estima que este indicador alcanza el 0,4; índice alto en comparación a con Chile, Paraguay, El Salvador y Uruguay, donde no supera el 0,3 con base en los datos de la Encuesta Longitudinal de Protección Social de 2012. En Colombia, las diferencias son causadas por el quintil 5 de mayores ingresos, dado que el 80% de los pensionados ganan menos de 2 salarios mínimos. Esta característica regresiva del sistema pensional ha contribuido a incrementar la desigualdad total de los ingresos (Montenegro, Jiménez & Hurtado, 2013).

No obstante, la baja cobertura de las contribuciones no es única de Colombia. Es frecuente en varios países independientemente de los diversos sistemas de pensión. Por ejemplo, en China se registra que el 48% de los trabajadores urbanos contribuyeron (Salditt et al 2007). En Polonia solo el 68% contribuye, en Corea del Sur, el 58% de la fuerza laboral contribuye (Banco Mundial, 2000). Para Brasil y México se registran tasas de contribución del 49% y 39% respectivamente (Rofman y Lucchetti, 2006).

En Colombia, otro de los fenómenos que ha generado la situación del sistema de pensiones, es que los trabajadores se están trasladando al régimen público atraídos por el subsidio estatal que otorga. La consecuencia de este fenómeno son las grandes diferencias en el volumen otorgado de los subsidios, según la pensión recibida. Según Bosch, Berstein, Castellani, Oliveri y Villa (2015) la población que contribuye con más de cinco salarios mínimos al RPM, equivalente al 3 % de la población total, recibe la mayoría de los beneficios (\$728 millones de pesos por afiliado). Con base en la exposición anterior, se obtiene un contexto que permite contextualizar la investigación y los resultados conseguidos; igualmente se puede identificar la base sobre la cual bien podrían implementarse mejoras en los sistemas de pensiones

2 Revisión de Literatura

La revisión de literatura tuvo como objetivo encontrar trabajos que estudiaran la situación de la densidad de cotización y sus tasas de reemplazo en diversos países en desarrollo especialmente en América Latina. Igualmente, se indagó por el conjunto de variables que estudiaron los autores para explicar el comportamiento de los fenómenos mencionados, enfatizando el método utilizado por los diversos autores.

Los resultados de la revisión muestran que la cobertura del sistema de pensiones es baja para América Latina. Rofman y Oliveri (2012) analizan la cobertura de pensiones para un grupo de países latinoamericanos con base en las encuestas de hogares que datan desde 1990 a 2010. Los autores señalan que, a pesar de las reformas llevadas a cabo en el período estudiado, la densidad de cotizaciones entre los trabajadores activos se mantuvo baja en la mayoría de los países. El 40% de los ocupados cotizaba a los sistemas de seguridad social en 11 de las 15 naciones consideradas a mediados de 2000, mientras que en el resto de los países el porcentaje fue inferior. Para Uruguay, Bucheli et al. (2006) calcularon las densidades de cotización de los trabajadores con el fin de estimar cuántos alcanzarían pensión en el sistema previsional de Uruguay. Para ello utilizaron una muestra de 70,109 trabajadores que contribuyeron a la previsión social al menos una vez entre abril de 1996 y diciembre de 2004. Encontraron mediante un cálculo actuarial que sólo 16% de los trabajadores privados lograría cumplir con los 35 años de cotización a los 60 años y sólo el 32% lo lograrían a los 65 años de edad.

Sin embargo, la revisión de la literatura sobre los determinantes de la cotización de pensiones ha sido reciente y, en cierto grado, limitada en América Latina; concentrándose en países con cantidades mayores de información como son Chile y México. Para el primero, Mesa et al. (2004) recurrieron a encuestas de hogares desde 1992 a 2000 buscando los determinantes de la densidad contributiva en Chile. El modelo implementado fue un modelo probit con correcciones de la heterocedasticidad. Los autores prueban

especificaciones diferentes porque las variables muestran signos diferentes para cada una. Al final, el modelo elegido muestra que los hombres tienen una mayor densidad de cotización que las mujeres, excepto cuando se considera la experiencia laboral. El nivel educativo y la edad tienen una asociación positiva pero decreciente con la densidad de contribución bajo todas las especificaciones. El estado civil no es significativo bajo ninguna especificación. La experiencia en el mercado laboral está positivamente correlacionada con la densidad de cotizaciones. La educación financiera y el conocimiento de los diferentes sistemas de pensiones tienen un efecto positivo en la densidad de cotización. Los autores encuentran que los trabajadores del sector primario y las pequeñas empresas reportan niveles más bajos de contribuciones. Las mujeres, los trabajadores rurales, los pobres y los menos educados también se encuentran entre los que tienen la menor densidad de cotizaciones. Estos patrones son similares a los obtenidos por Ribe & al. (2012) en una muestra de tres países latinoamericanos (Chile, Argentina y Uruguay).

Una de las causas mencionadas para la literatura limitada sobre el estudio de la densidad de contribución, es la falta de bases de datos adecuadas para el análisis resultando entonces en la necesidad de implementar registros administrativos. Por ejemplo, para Chile, Arenas et al. (2004), se tomó una muestra de 17,246 trabajadores provenientes de una encuesta longitudinal para estimar la tasa de cotización en el periodo comprendido entre 1981 y 2001. En sus cálculos encontraron una densidad de cotización cercana al 50%, siendo los hombres los de mayor nivel que las mujeres. Por su parte, En el caso de El Salvador, en Argueta et al. (2015), se calculan densidades de cotización utilizando registros administrativos de una muestra de 595,434 trabajadores. A partir de lo anterior se encontró una densidad del 23% y el hecho de que más de la mitad de la población ocupada no cumple con los requerimientos mínimos de pensión. En México, Ibarra & Blando (2017) determinaron mediante una base de datos de 52.8 millones de registros, mostrando una tasa de densidad de cotización cercana al 42.9 por ciento, con una alta varianza entre distintas cohortes de experiencia. En particular, se encontraron menores densidades de cotización para las mujeres; los trabajadores de mayor edad, aquéllos que ingresaron tardíamente al mercado laboral y los trabajadores de menores ingresos

Finalmente, para el caso Colombia se han realizado trabajos para diagnosticar la situación del sistema pensional colombiano resaltando desde su historia hasta los desafíos que

enfrenta (Montenegro, Jiménez & Hurtado, 2013). Pero para el tema que es de interés para esta investigación se puede resaltar el trabajo de López y Lasso (2012) estiman la probabilidad de que distintos grupos de trabajadores alcancen pensión, para ello utilizan la historia de cotización de una muestra de 167,304 cotizantes. Entre sus resultados se muestra que solo los más educados podrían pensionarse, además según el modelo planteado por los autores, aunque se eleve significativamente la densidad de cotizaciones y los salarios de los obreros y empleados, esto resultaría insuficiente dados los bajísimos ingresos de los trabajadores informales. En Colombia. ANIF (2016) menciona que el 27% de los ocupados tiene densidades de cotización del 100%. Entre las causas que el autor acusa son los altos costos laborales, la existencia de inflados subsidios en el SISBEN que al final impactan el grado de formalización del empleo. Ramos & Farné (2017) realizan diversos supuestos para realizar simulaciones sobre el impacto de los subsidios pensionales en Colombia tomando como supuesto una densidad de cotización del 87% para ambos sexos.

La revisión refleja la necesidad de seguir ahondando en el conocimiento sobre la situación de las densidades de contribución y sus determinantes de las densidades de contribución, transición y reemplazo para Colombia. Es de reconocer el uso de modelos lineales, de elección discreta y probabilísticos como los más comunes para este tipo de investigaciones y el uso de encuestas para realizar un análisis más integral que el otorgado por los registros administrativos.

3. Diseño Metodológico

Con el fin de cumplir los objetivos de la investigación se utilizan cuatro aproximaciones metodológicas. En primer lugar, se busca realizar una caracterización de los grupos que presentan diferentes niveles de densidad de cotización a través de modelos lineales y ordinales. En segundo lugar, se utiliza un modelo de cambio estructural para probar la hipótesis de si la crisis económica de Colombia en 1999 tuvo un impacto en la densidad de cotización promedio de los trabajadores que empezaron su primer empleo alrededor de este periodo.

En tercer lugar, se plantean los supuestos para el cálculo de la densidad óptima dentro del régimen público en función de la edad del primer empleo del individuo y se compara con el observado dentro de las encuestas. Finalmente, a través de un modelo lineal se elabora una caracterización de los grupos que presentan diferentes niveles en sus tasas de reemplazo.

3.1 Determinantes de la tasa de cotización

Dada la estructura del mercado laboral en Colombia, la densidad de cotización presenta una distribución *particular* tal y como se aprecia en la Figura 3-1. Para afrontar esta situación, se utilizan dos aproximaciones en pro de mejorar las estimaciones. El primer enfoque es la estimación por regresión lineal y el segundo mediante una regresión ordinal probabilística.

3.1.1 Modelo lineal

El primer modelo utilizado es un modelo de regresión lineal calculado sobre un modelo logarítmico por medio de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), teniendo como variables independientes las características socioeconómicas del trabajador (ecuación 3.1)¹.

$$Densidad = B_0 + \sum_{i=1}^n B_i X_i + e_i \quad (3.1)$$

Donde *Densidad* corresponde a la densidad de cotización de los trabajadores. Los coeficientes (β) se interpretan como el aumento o la disminución porcentual sobre la densidad de cotización que ejercerá la presencia de cada una de las características de los trabajadores. Por su parte, X_i , es un vector con las características socioeconómicas de los trabajadores. El error e_i se distribuye como una normal con media cero y varianza constante. Una vez se ha establecido el modelo de regresión lineal, se procede a realizar las pruebas de los supuestos de normalidad, la homocedasticidad y la no colinealidad; en caso de no cumplirse alguno de los supuestos anteriores se procederá a su corrección y restimación. La efectividad de este modelo se mide a través de la varianza de la variable dependiente *capturada* por las independientes; este indicador se denomina R^2 , el cual cuanto más alto, más *efectivo* es el modelo en determinar el comportamiento de la variable dependiente.

Existe un problema implícito en la base de datos, denominado sesgo de selección². Este consiste principalmente en la ausencia de aleatoriedad dentro de las encuestas (Esquivel, 2007; Rivera, 2013). Se define como sesgo porque una muestra concentrada en cierto grupo poblacional “sesga” el resultado obtenido de una variable de interés hacia el grupo que tenga mayor representación. Este problema se refleja dado que algunos individuos no

¹ La relación lineal entre la variable dependiente con las independientes se prueba en el anexo 1 para las variables continuas.

² Para este trabajo se utiliza la Encuesta Longitudinal de Protección Social realizada por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística en el año 2012. Esta se describe con detalle más adelante.

reportaron la densidad de cotización, especialmente aquellos con mayor tiempo en el sector informal o cesante. Esto podría sesgar los resultados de las estimaciones por lo que se exige una forma de compensar este desbalance.

La rectificación de este problema se lleva a cabo con la corrección de Heckman y se realiza estimando dos regresiones. Según Heckman (1979) la primera estimación se realiza con base en una ecuación sobre la probabilidad de respuesta no nula de su densidad de cotización frente a los factores que pueden incidir en la elección (Ver ecuación 3.2).

$$\pi = Z_0 + \sum_{i=2}^n \varphi_i Z_i + u_i \quad (3.2)$$

Donde π se refiere a la probabilidad de respuesta no nula, Z_i corresponde a un vector con variables explicativas que influyen en la decisión de participar en el mercado laboral tales como la edad, el sexo, el número de hijos, el nivel educativo. Variables reseñadas como significativas en diferentes trabajos para el mercado laboral colombiano (Muñoz, Hernández & Pulido, 2016). El componente fi (φ) representa el vector de coeficientes, y u_i son los errores de la estimación. Después de realizada, el segundo cálculo es la ecuación incorporando la corrección de selección realizada por ρ_i (π) (Rivera, 2013) (Ver ecuación 3.3).

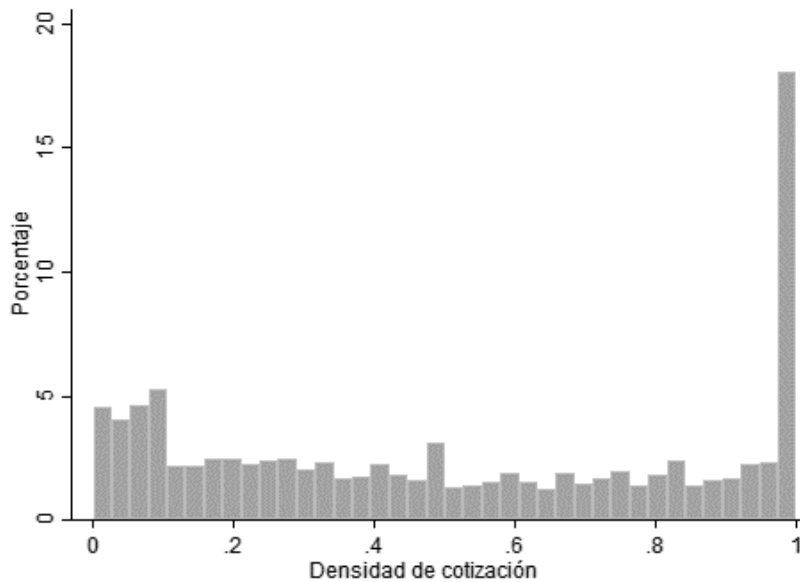
$$Densidad = B_0 + \sum_{i=1}^n B_i X_i + \theta\pi + e_i \quad (3.3)$$

Según Torres y Celton (2009), la importancia del uso del (λ) se determina al estimar la regresión, siempre y cuando su coeficiente (θ) sea significativo. En el caso de no serlo se podría trabajar directamente sin la necesidad de la corrección.

3.1.2 Modelo ordinal

A causa de la distribución *particular* de la densidad de cotización es posible que no se cumplan todos los supuestos detrás del modelo de regresión lineal. Por esto se usa la aproximación de un modelo ordinal. En este tipo de estimación se clasifican a los individuos en intervalos según el valor de su densidad de cotización. En primer lugar, se muestra la distribución observada de la variable dependiente, que se muestra en la figura siguiente:

Figura 3-1: Distribución original de la densidad de contribución.



Fuente: Encuesta longitudinal de protección social. DANE 2012.

Posteriormente, se construye el indicador auxiliar según los siguientes intervalos:

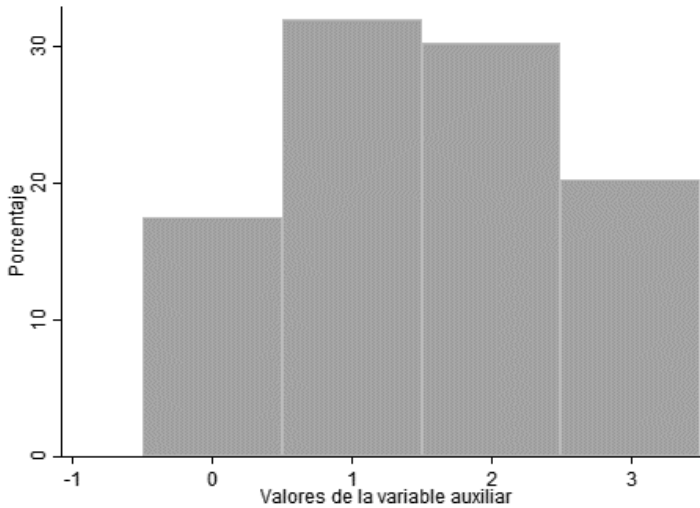
- Toma un valor de cero, si la densidad de contribución se encuentra en la parte más baja de la distribución, desde el valor de 0% hasta el 10%.
- Es el valor de 1 si la densidad de contribución del individuo va desde el 10% hasta el 50%.
- Es el valor de 2 si la densidad de contribución del individuo va desde el 50% hasta el 95%.
- Es el valor de 3 si la densidad de contribución del individuo va desde el 95% hasta el 100%.

Después de la operación anterior, la variable dependiente toma la forma mostrada en la Figura 3-2

En este orden de ideas, medir los determinantes del tipo de densidad requiere el uso de modelos diferentes a los modelos lineales utilizados normalmente, pues la variable dependiente no tiene sentido cardinal. Esto implica, por ejemplo, que no hay

proporcionalidad en ir de 0 a 1 y de 1 a 2. Esta situación influye en la estimación y en la posterior inferencia de los modelos.

Figura 3-2: Distribución de la variable auxiliar



Fuente: Encuesta longitudinal de protección social. DANE 2012.

En este sentido el presente trabajo plantea el uso de modelos ordinales probabilísticos para la estimación. En estos, se utiliza la distribución de una variable latente Y^* (densidad de contribución) y la conversión de la misma en un tipo de ecuación probabilística de estados. Estos modelos tienen varios supuestos básicos (Clogg & Shihadeh, 1994):

- a. En el modelo hay una variable observable “Y” y no observable Y^* .
- b. Y está en función de Y^* , esta última es continua, mientras que Y es de naturaleza discreta.
- c. Es posible dividir la naturaleza de Y^* en puntos de cortes (Y_i) fundamentados en una diferenciación entre sí, aspecto que es probado mediante la prueba de Brant.

$$\begin{aligned}
 Y_1 &= 1 \text{ si } Y^* \leq \kappa_1 \\
 Y_2 &= 1 \text{ si } \kappa_1 \geq Y^* \leq \kappa_2 \\
 Y_3 &= 1 \text{ si } Y^* \geq \kappa_2
 \end{aligned}
 \tag{3.4}$$

- d. Para el proceso de estimación de la ecuación, se parte en un inicio del tratamiento lineal corriente de la variable latente, sus componentes serian:

$$Y^* = \sum_{k=1}^K B_k X_{Ki} + \varepsilon_i \xrightarrow{Si} Z_i = \sum_{k=1}^K B_k X_{Ki} \Rightarrow Y^* = Z_i + \varepsilon_i \quad (3.5)$$

Siendo i cada una de las observaciones, K número de variables contenidas en el modelo y ε el término del error. El modelo ordenado logit estima una transformación probabilística del valor esperado de la ecuación anterior:

$$Z_i = \sum_{k=1}^K B_k X_{Ki} = E(Y^*) = P(\kappa_{i-1} \geq Y^* \leq \kappa_i) \quad (3.6)$$

La $F(Z_i)$ sigue una función logística de la forma:

$$P(\kappa_{i-1} \geq Y^* \leq \kappa_i) = \frac{1}{1 + \exp(Z_i - \kappa_i)} - \frac{1}{1 + \exp(Z_i - \kappa_{i-1})} \quad (3.7)$$

El termino lineal determina el cambio de la respuesta Z en la escala dentro de la variable latente, siempre y cuando la variable Y estuviera conformada por cinco respuestas, y sirve para ilustrar la estructura que subyace en la construcción del modelo logit ordenado.

La fuerza de los coeficientes dependerá de la cantidad de datos que se ubiquen dentro de cada uno de los espacios establecidos por la variable dependiente, por consiguiente, la forma de la distribución podría variar. En este punto la forma funcional del modelo incluirá variables apoyadas en el marco teórico y en la literatura revisada.

$$P(\kappa_{i-1} \geq Y^* \leq \kappa_i) = f(Z_i) = \sum_{k=1}^K B_k X_{Ki} \quad (3.8)$$

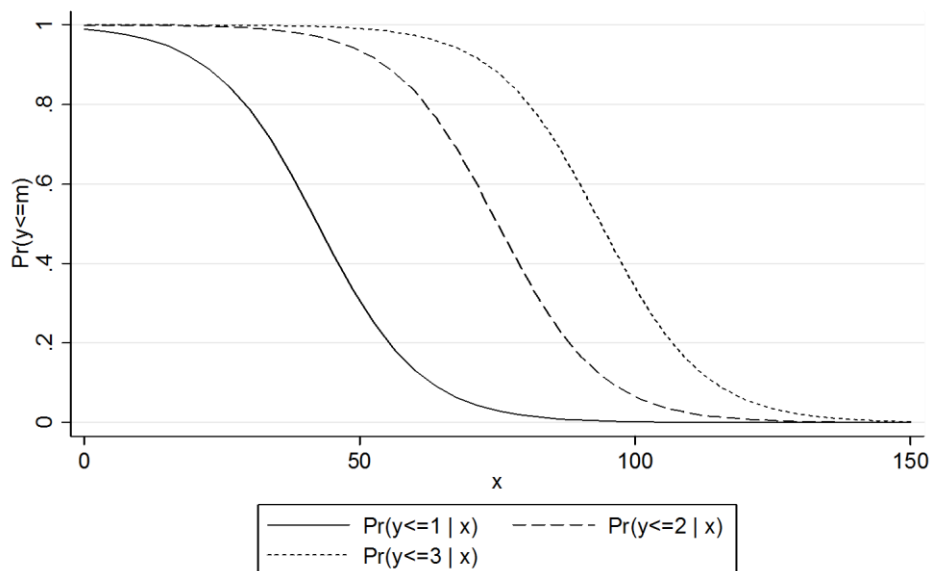
Siendo X_{Ki} el vector de variables independientes que se han identificado en la literatura como determinantes de la densidad de cotización. Estas variables son el nivel educativo, sexo, categoría ocupacional, experiencia, localización, rama de actividad entre otras.

No obstante, estos coeficientes indican el cambio en logaritmo de las probabilidades en Y asociadas con una unidad de cambio en la variable unida al coeficiente mencionado, la

fórmula de conversión en pro de despejar los efectos marginales sería equivalente a la inversa de la función logística presentada en la ecuación 3.3.

Los modelos ordinales asumen que cada variable independiente X tiene el mismo efecto (positivo o negativo) en cada una de las categorías ordinales de la variable dependiente Y . Es decir que X afecta igual la probabilidad de resultado de la categoría 1 como de la 2 y así sucesivamente, tomando en cuenta el ajuste por cada punto de corte. Esto se puede representar mediante el supuesto de regresiones paralelas, se grafica a manera de ejemplo para tres cortes en la Figura 3-3.

Figura 3-3: Supuesto de regresiones paralelas



Fuente: Gujarati (2010).

Para comprobar esto empíricamente se realiza la prueba de Brant sobre la suposición de regresión paralela. Esta prueba compara los coeficientes de la pendiente de los registros binarios 0-1 implicados por el modelo de regresión ordenada. Los intervalos requieren ser significativos para la utilización del modelo. En caso de no serlo, los límites entre los intervalos no son válidos y por tanto son semejantes en coeficiente y medias.

En el programa utilizado para realizar las estimaciones es Stata 13, se reportan tanto los resultados de una prueba general para todo el modelo como pruebas individuales de cada una de las variables contenidas en el modelo.

3.2 Impacto de las crisis económicas en la densidad de cotización

La crisis económica de Colombia de 1999 supuso la peor desaceleración de la actividad productiva desde la gran depresión de 1929. Durante este periodo la actividad llegó a caer hasta un 6% con un incremento del desempleo hasta el 20%. Esto sugiere que los trabajadores cuya vida laboral inició después de esta época son potencialmente diferentes a quienes iniciaron su vida laboral antes.

Por este motivo se implementa un modelo de cambio estructural para medir el impacto de la crisis económica de 1999 en Colombia sobre la densidad de cotización de los trabajadores en Colombia. La población base son los trabajadores que iniciaron su primer empleo antes del año 1999 frente a la población de trabajadores primerizos que iniciaron después de 1999. La estructura de datos de la ELPS permite controlar por un gran número de variables no observadas; y en particular tiene una ventaja importante, en el sentido de que es posible controlar por características del primer empleo íntimamente relacionadas con el grado de contribución del trabajador, a la vez que relaciona dicha información con la edad en la cual inicio su primer empleo.

En este caso, se utilizará el mismo modelo lineal especificado en 3.1 pero con una variable adicional. Económicamente se expresa en la siguiente ecuación:

$$Densidad = B_0 + B_1 1999 + \sum_{j=2}^n B_j X_j + e_i \quad (3.9)$$

Donde *Densidad* es una variable continua que corresponde a la tasa de contribución del trabajador; 1999 es una variable dicotómica cuyo valor es uno si el individuo inicio su primer empleo después de 1999; mientras el cero es asignado a los trabajadores primerizos antes de este año. Por su parte X_j es el conjunto de variables socioeconómicas de los trabajadores. El coeficiente de interés es B_1 , el cual indicaría el porcentaje de diferencia de la densidad de cotización entre un grupo y otro. Un coeficiente significativo negativo de B_1 indica el diferencial porcentual en la densidad de contribución entre los grupos comparados.

3.3 Cálculo de la tasa de densidad óptima.

Si bien es cierto que en Colombia coexisten dos tipos de sistemas (el público y el privado) regidos por diferentes condiciones, esta investigación solo aborda el cálculo para el régimen público. En este sistema, las personas deben cumplir un número de semanas de cotización y la edad de jubilación. En este sentido, con base en la edad del primer empleo del individuo, se puede obtener cual es la densidad de contribución que debería tener en el presente. Este tipo de estimación actuarial se ha utilizado en otros trabajos como en Ibarra & Blando (2017). Como resultado se obtiene el porcentaje de la PEA que no tienen en el momento de la encuesta, las cotizaciones requeridas para obtener la pensión por el régimen público, evaluando con esto la situación futura del régimen en términos de subsidios. Para realizar este ejercicio se utilizan los siguientes parámetros mostrados en la Tabla 3-1.

Tabla 3-1: Parámetros para el cálculo de la densidad de cotización óptima.

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Edad teórica ingreso al mercado laboral	Edad de pensión	Periodo laboral potencial	Periodo de contribución (años)	Densidad mínima requerida
20	62/57	42/37	25	59.5/67.6
25	62/58	37/32	25	67.6/78.1
30	62/59	32/27	25	78.1/92.6
35	62/60	27/22	25	92.6/100

Fuente: Cálculos del autor

Dados una edad de ingreso al mercado laboral (1), una edad pensión fijada según el género del individuo (2) y un periodo de contribución mínimo también fijado por el régimen público en 1300 semanas o 25 años (4). Con estos parámetros se puede determinar un periodo laboral potencial teórico (3) que es la diferencia entre (1) y (2). En este orden de ideas, se divide (3) entre el periodo laboral potencial para obtener el promedio de semanas que mínimo debería cotizar el individuo para alcanzar las semanas de contribución obligatoria determinadas por el sistema de pensiones público. Para el régimen privado, la obtención de la pensión de garantía mínima se logra si se ha alcanzado la edad de pensión igual que en el régimen público, pero la cotización debe llegar a 1150 semanas.

A partir de este cálculo se encuentra (halla) la densidad óptima que debería tener cada individuo, en relación con su edad de primer empleo, y compararla con la densidad observada, pudiendo clasificar así a los ocupados en Colombia y la calidad de la contribución pensional. Los resultados se discriminan por experiencia laboral, nivel educativo y género.

3.4 Determinantes de las tasas de reemplazo

La tasa de reemplazo es igual a la razón del valor pensional devengado sobre el valor del ingreso laboral que se obtuvo antes de pensionarse. En Colombia, en el régimen público, la tasa de reemplazo se calcula con base en el salario promedio de los últimos 10 años. Nunca siendo la pensión devengada menor a un salario mínimo. En este sentido el primer paso es calcular las tasas de reemplazo brutas aplicando la siguiente ecuación:

$$Tasa\ de\ reemplazo = \frac{Ingreso\ pensional\ devengado}{Ingreso\ laboral\ obtenido} \quad (3.10)$$

En el régimen privado la tasa de reemplazo varía, dado que, según los rendimientos, el ingreso laboral base con el cual se cotizó, determina el valor final de la pensión. Con esto en mente, en segundo lugar, el presente trabajo busca determinar cuáles son las variables socioeconómicas de los trabajadores frente a las variables del género, el nivel educativo, departamento, parentesco, estado civil, tamaño de la empresa, valor del salario entre otras. La relación se determina mediante un modelo de regresión lineal, similar al utilizado en la sección de determinantes de la tasa de contribución, representada por la siguiente ecuación.

$$Tasa\ de\ reemplazo = A_0 + \sum_{i=1}^n A_i X_i + u_i \quad (3.11)$$

En esta ecuación la tasa de reemplazo es la variable dependiente del modelo lineal de estimación por medio de mínimos cuadrados ordinarios. Donde A es cada uno de los coeficientes asociados a las variables de control del vector de coeficientes $\sum_{i=1}^n A_i X_i$. Por su parte, el error de la regresión está dado por u_i que se distribuye de manera normal.

Para este tipo de cálculos no sólo es necesario utilizar bases longitudinales donde se puedan observar el ingreso antes (salario) y después (pensional) de la edad de jubilación,

también es preciso que contenga las variables socioeconómicas de los periodos mencionados para poder controlar los diferentes aspectos que podrían influir en los niveles de cada una.

El objetivo de este apartado es el de caracterizar los diferentes niveles de tasas de reemplazo que tienen los colombianos. Esto contribuirá a entender cuáles grupos etarios pierden una mayor cantidad de ingreso en la edad de jubilación.

3.5 Datos

3.5.1 Estudio de las tasas de densidad de cotización.

Este estudio utiliza la Encuesta Longitudinal de Protección Social (ELPS) de Colombia provista por el DANE. Esta es una encuesta por muestreo realizada en 2012 donde la unidad de observación está constituida por los hogares y las personas. Los temas investigados abarcan desde la infraestructura propia de las viviendas hasta la estructura socioeconómica de los hogares. De estos se indaga por: la tenencia, la recepción de subsidios, la tenencia de bienes, ingresos totales entre otros.

Con respecto a las variables relacionadas sobre las personas, la ELPS toma información demográfica básica, sobre el sistema de salud y condiciones de salud, así como sobre el cuidado de menores de 5 años, la educación para las personas de 5 años y más, el mercado, trayectoria e historia laboral y sistema de pensiones. En este orden de ideas, todos los análisis y estimaciones se realizan con factores de expansión corregidos, a la vez que se eliminan los datos faltantes para las variables de densidad de contribución.

3.5.2 Estudio de las tasas de reemplazo

A diferencia de los estudios de BID (2015) y Durán & Peña (2011) que utilizan simulaciones teóricas de las sendas de las tasas de reemplazo, en esta investigación se busca encontrar las tasas de reemplazo observadas mediante el uso de la Encuesta longitudinal de la Universidad de los Andes entre 2013 y 2016. Esta permite el seguimiento de los trabajadores durante su vida laboral con su salario y después de la edad de jubilación con su ingreso pensional. En ambos periodos se encuentran consignadas el conjunto de

variables socioeconómicas que caracterizan a los individuos. Se filtra a las personas con edad de pensión en 2016 que reportaron ingresos por jubilación contributiva (régimen público y privado) en este año e ingresos laborales en el 2013. Posteriormente se realiza la estimación por medio del modelo de regresión lineal.

3.6 Descripción de los datos

En Tabla 3-2 se muestra una breve descripción del número de trabajadores analizados por años de experiencia laboral por género y nivel educativo. Los niveles educativos se separaron en:

- Bajo: Ningún grado educativo a nivel primaria completo
- Medio: Nivel secundaria, media, técnica y tecnológica.
- Alto: Universitario, maestría y doctorado.

En este sentido, se aprecia una mayor proporción de trabajadores con nivel alto en los años iniciales de experiencia, fenómeno inverso al encontrado en la parte alta. Los hombres componen el 60% de la muestra total frente al 40% de las mujeres, composición que se mantienen en toda la distribución.

Tabla 3-2: Número de empleados por años de experiencia laboral y nivel educativo.

Años de experiencia	Hombre	Mujer	Bajo	Medio	Alto	Total
5 o menos años	1,024,671	594,840	422,916	983,827	212,768	1,619,511
Entre 6 y 10 años	907,325	339,248	299,233	741,059	206,281	1,246,573
Entre 11 y 15 años	850,781	272,584	297,463	655,400	170,502	1,123,365
Entre 16 y 20 años	970,292	293,760	430,000	626,770	207,282	1,264,052
Entre 21 y 25 años	827,842	220,067	391,524	503,774	152,611	1,047,909
Entre 26 y 30 años	805,191	167,022	437,669	448,653	85,891	972,213
Entre 31 y 38 años	733,522	144,895	431,098	361,216	86,103	878,417
Más de 38 años	394,314	21,863	300,510	98,814	16,853	416,177

Fuente: ELPS 2012.

Otro de los problemas al considerar la densidad de cotización de los trabajadores es la edad en la que empiezan su primer empleo. En la Tabla 3-3 se puede observar la edad mediana del primer empleo por género y nivel educativo en Colombia según la ELPS.

Según estos datos, se ha incrementado la edad para empezar el primer empleo gracias al incremento en la escolarización de la población. Igualmente, se puede apreciar que los trabajadores con bajo nivel educativo empiezan su vida laboral más jóvenes que el resto y viceversa. Igualmente, en promedio las mujeres tienen una edad de inicio laboral mayor que la de los hombres.

Tabla 3-3: Mediana de la edad del primer empleo por experiencia y educación.

Experiencia total	Bajo		Medio		Alto	
	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
Menos de 5 años	15	20	18	19	20	20
Entre 6 y 10 años	16	17	18	18	20	20
Entre 11 y 15 años	15	16	18	18	19	19
Entre 16 y 20 años	15	15	18	18	19	19
Entre 21 y 25 años	15	15	18	19	18	19
Entre 26 y 30 años	14	15	18	17	19	20
Entre 31 y 38 años	14	15	17	17	18	18
Más de 38 años	13	13	15	17	18	15

Fuente: Cálculos del autor con base en la ELPS 2012.

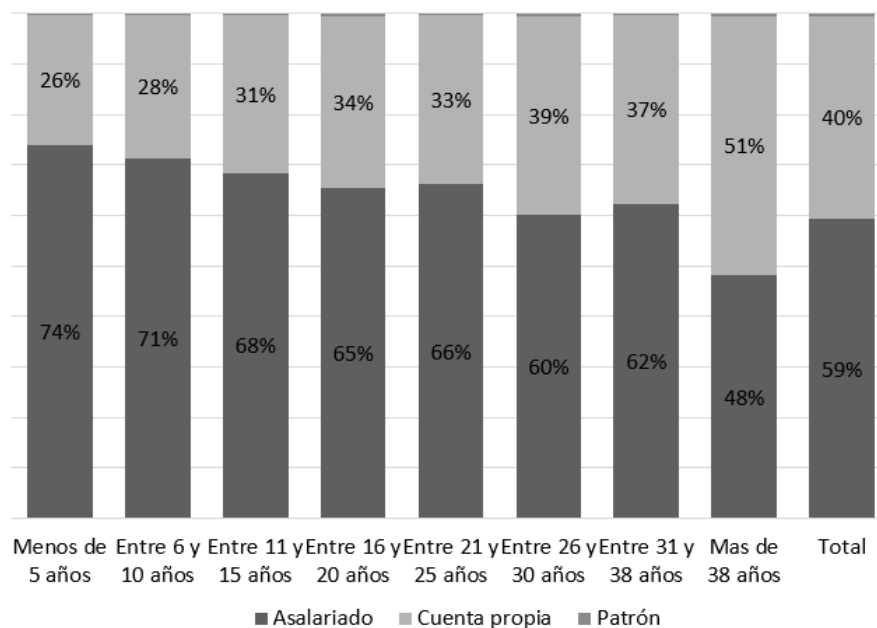
Una información importante obtenida a partir de los análisis de las trayectorias laborales son las categorías ocupacionales que han tenido en su vida laboral los trabajadores colombianos. Este dato se calcula sumando todo el tiempo en meses que los trabajadores han estado empleados por los diferentes tipos de categorías ocupacionales. En este caso, en la Figura 3-4 se puede apreciar que los trabajadores con un mayor tiempo en el mercado laboral (+38 años) se han empleado en un 51% de su tiempo en actividades de cuenta propia frente al 26% de los que tienen menos de 5 años de experiencia. Es de notar que el tiempo que en total dedicado a ser patrón se ha mantenido constante. Con base en los datos de la ELPS se observa que las tasas de densidad de contribución media en Colombia son del 51%, quiere decir que los colombianos han cotizado solo la mitad de su vida laboral. En la

En el caso de los niveles educativos, la Figura 3-6 permite observar que las personas de nivel educativo más alto han podido cotizar de manera consistente al sistema de pensiones con relación a los niveles educativos medios y bajos. En las personas con menos de cinco

años de experiencia laboral, las personas de nivel alto tuvieron una densidad de cotización del 62%, frente a un 55% de los de educación media y 40% de los de nivel bajo de educación.

Figura 3-5 se muestran las tasas de densidad de contribución entre hombres y mujeres por edad de tiempo laborado. En promedio, se aprecia que las mujeres tienen tasas medias de contribución superiores a los hombres para todos los intervalos de experiencia.

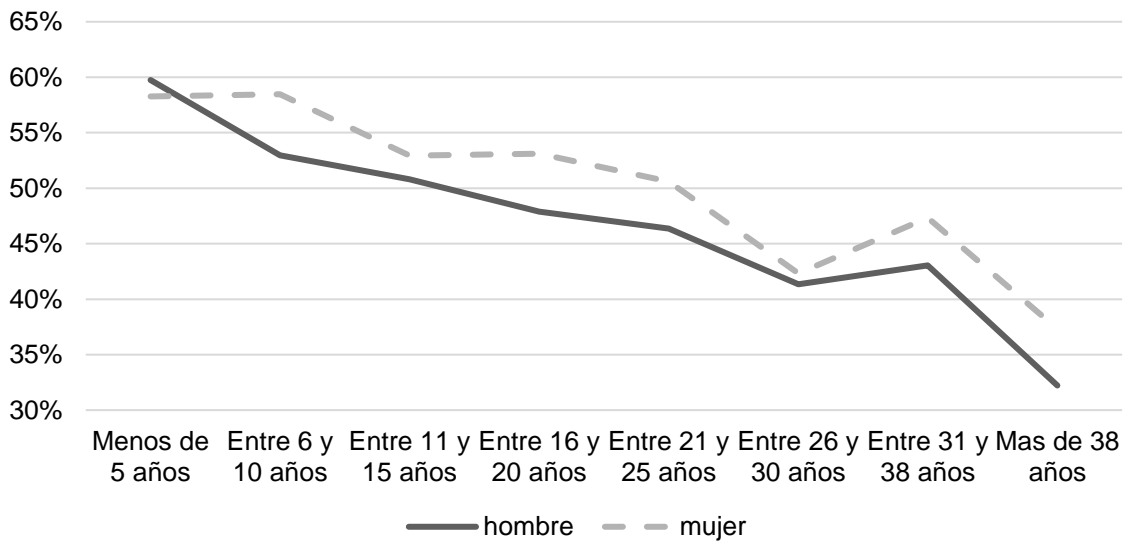
Figura 3-4: Distribución del tiempo por categoría ocupacional por experiencia.



Fuente: Cálculos del autor con base en la ELPS 2012.

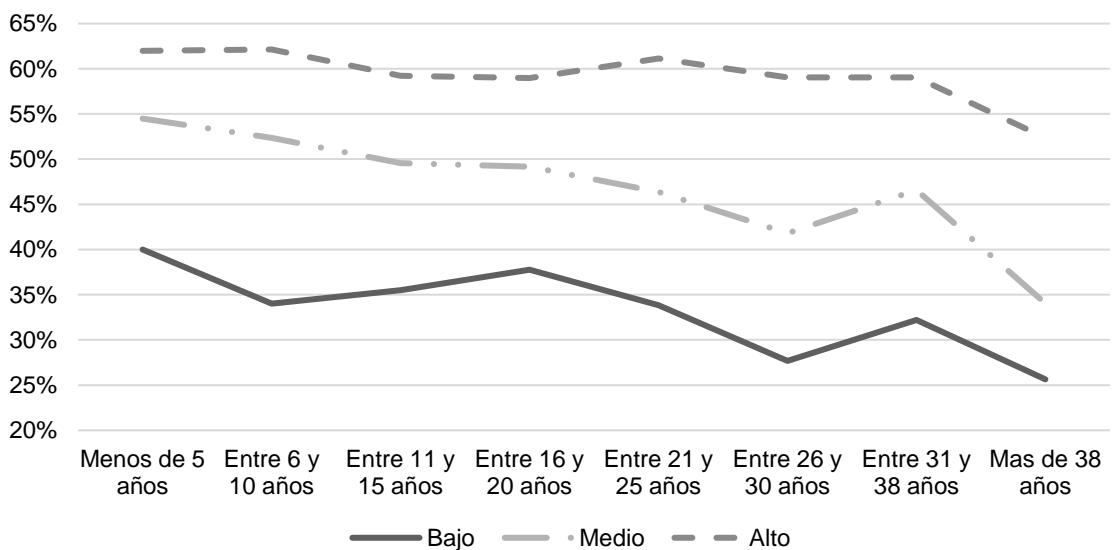
En el caso de los niveles educativos, la Figura 3-6 permite observar que las personas de nivel educativo más alto han podido cotizar de manera consistente al sistema de pensiones con relación a los niveles educativos medios y bajos. En las personas con menos de cinco años de experiencia laboral, las personas de nivel alto tuvieron una densidad de cotización del 62%, frente a un 55% de los de educación media y 40% de los de nivel bajo de educación.

Figura 3-5: Densidad de cotización media por tiempo trabajado por sexo



Fuente: Cálculos del autor con base en la ELPS 2012.

Figura 3-6: Densidad de cotización media por tiempo trabajado por nivel educativo



Fuente: Cálculos del autor con base en la ELPS 2012.

Los niveles de densidad de cotización, calculada y analizada descriptivamente para Colombia, se mantienen en línea con los resultados encontrados para la muestra de países latinoamericanos descritos en la revisión de literatura. En términos explicativos los mayores niveles de densidad de cotización en los primeros estadios de experiencia esta explicado por dos factores: El primero, correspondiente a la etapa inicial de su vida laboral. No han

afrontado todas las dinámicas propias de este mercado. Por otro lado, se tiene en consideración la mayor de importancia que las personas jóvenes asignan a su ahorro pensional. Lo anterior, se infiere de sus mayores niveles de escolaridad, tal y como lo muestra el modelo de densidad de cotización elaborado por Valdes (2008).

Complementando la información anterior, se puede calcular cuál es el promedio de años que los trabajadores han estado sin cotizar, según su experiencia laboral. Dicha información se consigna en la **¡Error! La autoreferencia al marcador no es válida..** Se puede apreciar que los colombianos en promedio no han cotizado la mitad de su vida laboral, equivalente a 7 años. Los más afectados han sido los trabajadores por encima de los 38 años en el mercado laboral que poseen un nivel educativo bajo, éstos han pasado un 80% de su vida laboral sin cotizar o 36 años. Los que presentan un mejor comportamiento son los ocupados con un nivel alto de educación, los cuales han pasado menos de un tercio de su vida laboral por fuera del sistema de cotización.

Tabla 3-4: Número de años promedio sin estar cotizando en el sistema pensional.

Experiencia	Número de años			Porcentaje promedio de la vida laboral		
	Bajo	Medio	Alto	Bajo	Medio	Alto
Menos de 5 años	1	2	1	28.0%	45.0%	25.0%
Entre 6 y 10 años	6	4	2	77.6%	49.2%	22.2%
Entre 11 y 15 años	9	6	4	71.4%	45.0%	33.3%
Entre 16 y 20 años	12	9	8	63.2%	51.5%	42.7%
Entre 21 y 25 años	17	14	6	71.4%	60.5%	28.0%
Entre 26 y 30 años	23	17	10	79.4%	63.9%	33.3%
Entre 31 y 38 años	25	20	13	74.6%	59.0%	36.8%
Más de 38 años	36	31	22	79.4%	74.5%	50.0%
Total	18	7	4	75.0%	53.8%	33.3%

Fuente: Cálculos del autor con base en la ELPS 2012.

4 Análisis de los Resultados

4.1 Resultados del modelo lineal y ordinal

Los resultados del modelo lineal y del modelo ordinal se muestran en la Tabla 4-1. En una estimación inicial, el modelo lineal presentó diferentes problemáticas en sus supuestos, por lo que se valida el uso del modelo ordinal. Para este último, la prueba de especificación resultó válida para la hipótesis nula de correcta especificación, puntos de corte diferenciados y no omisión de variables. Para el modelo lineal, los problemas de la heterocedasticidad se corrigieron mediante la metodología de errores robustos.

Para la interpretación de los resultados tanto para el modelo lineal como ordinal, se entiende que el efecto marginal de las variables continuas equivale al porcentaje en el que se incrementa la probabilidad de estar en cierto estadio dado un cambio del 1% en la variable independiente de análisis. En el caso las categóricas, el efecto marginal mide el cambio en la probabilidad de manera relativa a una característica base. Entonces, la inferencia estadística se hace con base en el supuesto de *ceteris paribus*. Con lo anterior se pasa a evaluar cada una de las relaciones entre las variables independientes con la dependiente en los dos modelos. Entre los resultados se encuentra que ambos modelos proveen el mismo sentido en la interpretación de las variables.

En el caso del modelo lineal se encuentra un R² del 16% junto con una significancia global del modelo menor al 5%. En relación con las hipótesis del presente trabajo, se encuentran diferencias significativas entre el grado de cotización promedio de las mujeres frente al de los hombres (-0,7%). Este resultado estuvo acorde con lo alcanzado en la literatura para Latinoamérica, por ejemplo, en Arenas de Mesa, A., Behrman & Bravo (2004) y en otros países en desarrollo como Braham & Marouani, (2016) en Turquía. Sin embargo, la diferencia aquí encontrada es menor que en esos trabajos.

En relación con el tiempo que el trabajador ha sido cuenta propia, un año adicional en esta categoría reduce la densidad de cotización en un 2%, por su parte, un año adicional de ser asalariado incrementa la densidad en un 2%. Como se pudo observar en el análisis de datos, esto ejercería presiones sobre la población con una mayor experiencia dado que esta es la que mostró un mayor porcentaje de trabajo por cuenta propia. Por etnia del trabajador, se encuentra que las personas que se identifican como indígenas tienen un 2% menos de densidad, que las personas que no se identifican asimismo con alguna etnia. En el caso de las personas afrodescendientes, rom, raizal entre otras etnias, el porcentaje es del -2,7%. Este resultado es de interés en la literatura dado que ninguno de los trabajos reseñados se ha controlado por esta variable. Lo cual suponer señalar a esta población como de las más vulnerables a la hora de querer conseguir su pensión. Por años de experiencia laboral, las personas con menos de 5 años tienen en promedio una mayor densidad de cotización que el resto de grupos de experiencia. Por ejemplo, con relación al grupo que posee más de 36 años, el primero posee una densidad de cotización promedio 21% mayor, frente a los de 31 a 36 años, siendo el diferencial es del -16%. Frente al grupo de 11 y 15 años, el diferencial es del -9%; entre los 5 y 10 es del -4.5%. Lo que muestra una menor capacidad de cumplir las semanas cotizadas a medida que se tiene un mayor número de años dentro de la PEA a causa de la alta informalidad laboral. En este sentido, una mayor edad laboral ha estado relacionada con una mayor probabilidad de ser informal, por ejemplo, en Lozano y Díaz (2015). En el caso del modelo ordinal, se encuentra que los puntos de corte de la variable latente son significativamente diferentes mediante el test de Brant, en términos del ajuste global, el modelo resulta aceptable considerando que el valor del estadístico χ^2 es significativo (5.013). A su vez, todas las variables introducidas presentaron niveles de significancia estadística del 5% y según el R^2 McFadden's el modelo consigue explicar un 5,2% de la varianza de la variable dependiente.

En este modelo, los coeficientes determinan cual es la probabilidad de encontrarse en cada uno de los intervalos. El interés de este trabajo busca observar cuales características permiten a los individuos ubicarse en el tramo superior de la distribución.

Tabla 4-1. Resultados de los modelos lineal y ordinal. Efectos marginales.

Variable	Característica evaluada	Modelo lineal	Modelo ordinal				Característica base
			1	2	3	4	
Sexo	Mujer	-0.007199***	0.010925***	0.007056***	-0.007631***	-0.009373***	Hombre
		-0.000243	-0.00017	-0.000198	-0.000222	-0.000181	
Parentesco	Pareja	-0.003978***	0.009338***	0.00671***	-0.00724***	-0.008984***	Jefe de hogar
		-0.000437	0.00029	0.00015	-0.000341	-0.000223	
	Hijo	-0.002695***	0.003168***	0.00229***	-0.002481***	-0.003021***	
		-0.000525	0.000428	-0.00032	-0.00037	-0.000334	
	Otros	-0.020127***	0.009094***	0.006238***	-0.007048***	-0.008345***	
		-0.000566	-0.000405	-0.00036	-0.000331	-0.000473	
Log (Años de ser asalariado)	0.026274***	-0.024423***	-0.01728***	0.018736***	0.022804***		
	-0.000203	-0.000068	-4.72E-05	-6.92E-05	-9.84E-05		
Log (Años de ser cuenta propia)	-0.020428***	0.017653***	0.012303***	-0.013577***	-0.016373***		
	-2.75E-05	-1.00E-05	-5.80E-06	-1.36E-04	-3.53E-05		
Etnia	Indígena	-0.019613***	0.042186***	0.023824***	-0.032586***	-0.033314***	Ninguna
		-0.000817	-0.000829	-0.00042	-0.000635	-0.000554	
	Afro, rom, gitano otras	-0.027734***	0.048529***	0.027259***	-0.037528***	-0.038264***	
Edad laboral	Entre 6 y 10 años	-0.045691***	0.030031***	0.018926***	-0.023282***	-0.025823***	< 5 años
		-0.000729	-0.000539	-0.000306	-0.000492	-0.000376	
	Entre 11 y 15 años	-0.095311***	0.056239***	0.03197***	-0.043203***	-0.044801***	
		-0.000631	-0.000582	-0.000368	-0.000568	-0.000458	
	Entre 16 y 20 años	-0.124982***	0.053927***	0.030885***	-0.041689***	-0.043155***	
		-0.000783	-0.00059	-0.000388	-0.000532	-0.00043	
	Entre 21 y 25 años	-0.163092***	0.107082***	0.048337***	-0.081618***	-0.073859***	
		-0.000696	-0.000836	-0.000146	-0.000528	-0.000336	
	Entre 26 y 30 años	-0.191044***	0.114076***	0.048497***	-0.086828***	-0.075703***	
		-0.000688	-0.000773	-0.000254	-0.000578	-0.00033	
	Entre 31 y 38 años	-0.165047***	0.086512***	0.041525***	-0.06637***	-0.061771***	
		-0.000711	-0.00085	-0.000235	-0.000682	-0.000517	
	Más de 38 años	-0.214012***	0.13494***	0.049089***	-0.100915***	-0.082644***	
		-0.000793	-0.00087	-0.000122	-0.000647	-0.000275	
Nivel educativo	Medio	0.056571***	-0.09147***	-0.06270***	0.069006***	0.085042***	Bajo
		-0.000392	-0.000322	-0.000282	-0.000217	-0.000207	
	Alto	0.129972***	-0.1391***	-0.12503***	0.095068***	0.168952***	
		-0.000626	-0.000205	-0.000377	-0.000227	-0.000356	
Dummy	Antes de 1998	0.047944***	-0.068067***	-0.05303***	0.050751***	0.073951***	Después de 1998
		0.0004183***	0.0003521***	0.000264***	0.0002646***	0.0003496***	
Pseudo R2		0.161	0.0557	0.0557	0.0557	0.0557	
Observaciones		5,263,332	5,263,332	5,263,332	5,263,332	5,263,332	
Errores estándar entre paréntesis							
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1							

Fuente: Cálculos del autor con base en la ELPS 2012.

En este orden de ideas, los trabajadores varones con altos niveles de educación y sin etnicidad los que se encuentran en esta parte. Al igual que en el modelo lineal, el ser mujer disminuye la probabilidad de tener una mayor densidad de cotización, 0.9% frente a los hombres. Un individuo con un alto nivel de educación tiene un 17 por ciento más de probabilidad de aportar el 100 por ciento en comparación con una persona con un bajo nivel de educación el cual tiene un 13% de probabilidad de encontrarse en el tramo bajo de la distribución. Un incremento del 1% en el tiempo de ser asalariado contribuye a un 2.2% más de probabilidades de tener una tasa de cotización del 100 por ciento y el ser cuenta propia disminuye esta probabilidad en 1,6%.

Los trabajadores de pueblos indígenas cuentan con una alta probabilidad (4%) de encontrarse en los menores niveles de cotización. Las etnias Afro, rom y otras tuvieron una probabilidad cercana al 4.8% de estar en este mismo tramo. Los jefes de hogar tienen más probabilidades de tener altas tasas de contribución que los cónyuges, hijos y otros parientes, cuya probabilidad de cotizar al 100% a pensión se encuentra reducida en un 0.8% y 0.3% respectivamente.

Por años de experiencia laboral, las personas con menos de 5 años tienen en promedio una mayor probabilidad de encontrarse en la parte alta de la distribución en la densidad de cotización que el resto de grupos de experiencia. Con relación al grupo, si un individuo posee más de 36 años, tiene un 8% menos de probabilidad de encontrarse en el intervalo 4; si se encontrara entre los 31 a 36 años sería de -6%, entre 11 y 15 años sería del -4% y del -2 si el individuo poseyera entre los 5 y 10.

Finalmente es de mencionar que los resultados entre el modelo lineal y ordinal den conclusiones similares confirmando las características comunes que determinan el caracterizan el comportamiento de la densidad de cotización.

4.2 Resultados del modelo de cambio estructural

En la tabla 4-1 se introdujo la variable dicotómica de cambio estructural definido en el diseño metodológico sobre la ecuación 3.1. Bajo los supuestos anteriores, el coeficiente fue significativo al 5% tanto en el modelo ordinal como lineal. La variable dicotómica se

interpreta como una variable categórica donde la característica a evaluar es si el individuo inició su vida laboral antes de 1998 y cero en caso contrario.

Todas las estimaciones muestran consistentemente un efecto negativo y estadísticamente significativo, lo cual indica que los individuos que iniciaron su primer empleo entre 1999-2011 tienen una densidad de cotización 4.8% menor que el grupo comparado. Esto sugiere que la crisis económica que tuvo Colombia en 1999 afectó la capacidad de los trabajadores a cotizar debido a un aparato productivo cambiante. Sin embargo, es necesario aclarar que el efecto causal no puede ser totalmente extendido dado que hubo otro conjunto de características, como la entrada en vigencia del régimen de transición, que afectaron la decisión de los trabajadores de contribuir a su pensión.

4.3 Resultados de las tasas de densidad de cotización óptima.

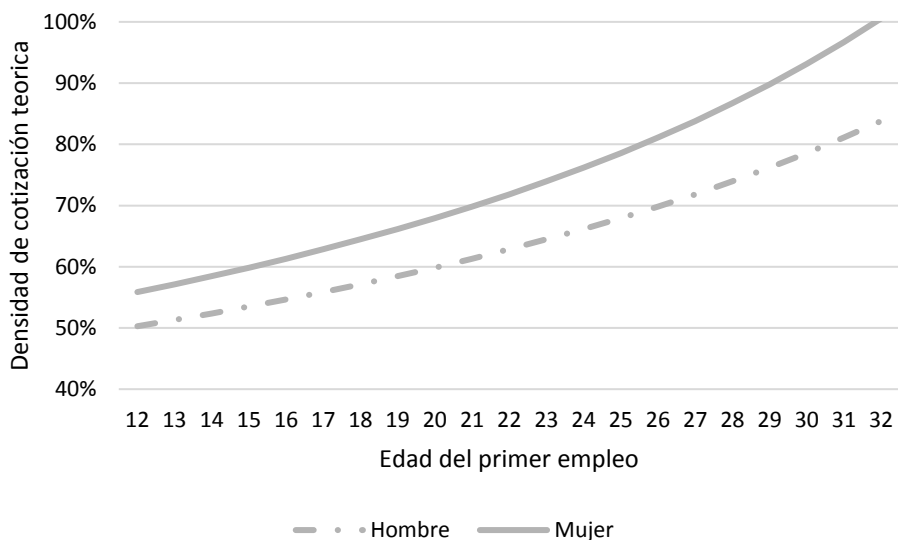
Desde un punto de vista teórico se puede observar en la Figura 4-1 el comportamiento de la densidad de cotización óptima por género y edad del primer empleo. Se puede observar que las mujeres tienen sistemáticamente mayores tasas de densidad requerida para lograr la cotización pensional frente a los hombres. Esta situación en consecuencia de una menor edad de pensión que los hombres.

Igualmente, las tasas de densidad necesarias en Colombia son comparativamente más altas que en otros países, debido a la menor edad de pensión, que en promedio para Latinoamérica están en 62 años para los hombres y 57 para las mujeres. La mayor tasa exigida hacia las mujeres les hace tener una desventaja ya que en el mercado laboral estas tienen una menor tasa de empleabilidad y mayores tasas de desempleo, en el caso de Colombia esto ha sido soportado por amplia evidencia empírica (Ribero & Meza 1997; Alvis-Guzmán et al, 2010).

La tasa global de participación promedio en 2017 según la Gran Encuesta de Hogares para los hombres fue del 74% y de las mujeres 53%; mientras que la tasa de desempleo de los primeros fue del 7.2%, el de las mujeres en el mismo periodo de tiempo fue del 12.3%.

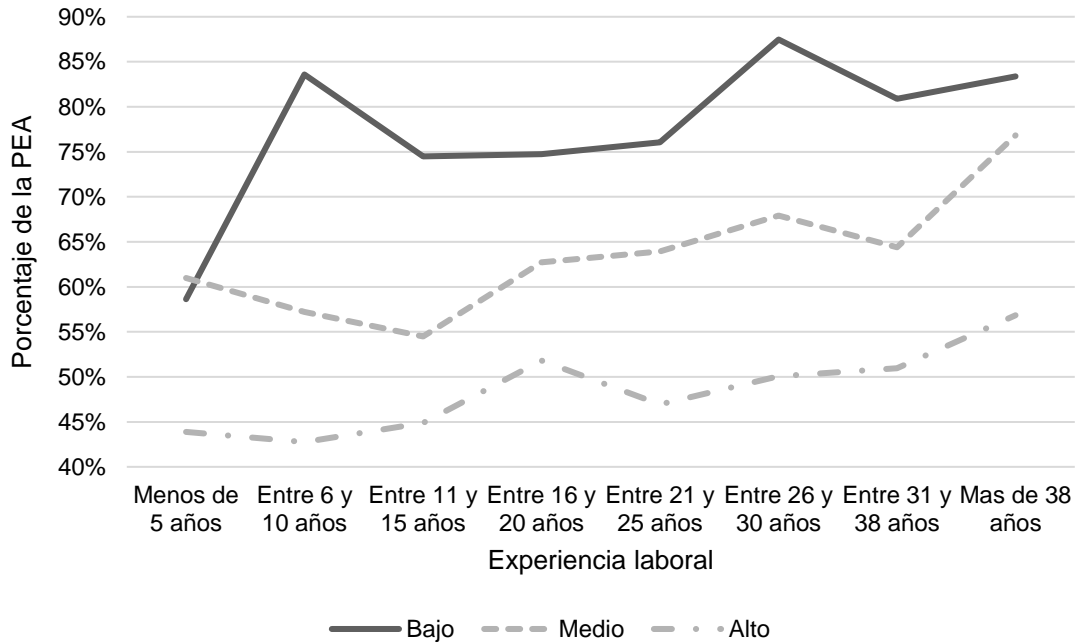
Estos autores derivan esta situación por causa al mayor tiempo dedicado por segundo grupo a la crianza y el cuidado de los niños y labores del hogar.

Figura 4-1: Densidad teórica por edad del primer empleo. Régimen público.



Fuente: Cálculos del autor con base en la ELPS 2012.

Igualmente se reconocen procesos de segregación y discriminación por parte de los empleadores dentro de las empresas. Al realizar el ejercicio de calcular la tasa de densidad mínima dentro de la ELPS muestran que el 60% de los colombianos presentan una tasa menor a la que deberían tener. Por niveles educativos, el 80% de los trabajadores de nivel educativo inferior están por debajo de la densidad de cotización teórica, siendo los trabajadores con mayor experiencia laboral los que se encuentran en una posición más vulnerable (Figura 4-2). Esta situación se presenta incluso en niveles más altos de educación, siendo el nivel alto el que cuenta con los mayores porcentajes de personas con un nivel de contribución óptimo (50%). Las consecuencias de esta situación de vulnerabilidad es la necesidad dar subsidios a la población pensional o que en el régimen privado se pida la devolución de saldos. Según los datos de los operadores de pensiones, el 65 % de la población en el régimen público recibe una indemnización sustitutiva y el 82 % en el régimen privado recibe devolución de saldos.

Figura 4-2: Porcentaje de personas por debajo de su densidad óptima.

Fuente: Cálculos del autor con base en la ELPS 2012.

4.4 Resultados de los determinantes de las tasas de reemplazo

Mediante el cálculo de las tasas brutas de reemplazo se encuentra una media del 76%. Para el régimen público la media se encuentra en el 85% y en el privado al 70%. Es de mencionar que, para el primer grupo, la tasa encontrada se debe a que la gran mayoría de los encuestados tenían una base de cotización de un salario mínimo, por lo tanto, su tasa de reemplazo era 100%. Los resultados de las estimaciones sobre la tasa de reemplazo se exponen en la Tabla 4-2. Se muestra que los hombres con mayores grados de educación que trabajaron en empresas grandes presentaron mayores tasas de reemplazo que sus contrapartes. En este orden de ideas, por cada año de educación se logra una ganancia del 0,5% en la tasa de reemplazo, mientras que ser mujer la disminuye en un 6%; lo anterior refleja su menor capacidad de cotizar en comparación con los hombres, por causas mencionadas anteriormente. La población étnica también presenta menores tasas de reemplazo con un 2% por debajo de las personas que no se identifican con ninguna raza. Por tamaño de las empresas, las personas que se encuentran en una empresa de

gran tamaño presentan tasas de reemplazo mayores gracias a una considerable estabilidad y capacidad de cotización frecuente. En términos empíricos, pertenecer a una empresa de 50 personas o más incrementa la tasa de reemplazo en un 17% frente a las personas que cotizan por cuenta propia.

Tabla 4-2. Resultados de las estimaciones sobre la tasa de reemplazo.

Variables	Característica evaluada	Coefficientes	Error	Característica base
Sexo	Mujer	-0.0610***	(0.00210)	Hombre
Log (salario)		-0.111***	(0.00133)	Continua
Años de educación		0.00557***	(0.000115)	Continua
Parentesco	Conyugue	0.00937***	(0.00220)	Jefe
Estado civil	Casado	0.0477***	(0.00153)	En unión libre
	Divorciado(a)	0.205***	(0.00259)	
	Viudo(a)	0.159***	(0.00344)	
	Soltero(a)	0.0361***	(0.00224)	
Etnia	Indígena	-0.0234***	(0.00125)	Blanco
Tamaño de empresa	De 2 a 5 personas	0.0209***	(0.00182)	Cuenta propia
	De 6 a 10 personas	0.0354***	(0.00212)	
	De 11 a 19 personas	0.105***	(0.00259)	
	De 20 a 49 personas	0.174***	(0.00260)	
	50 personas y más	0.140***	(0.00189)	
Constante		0.763***	(0.0182)	
Observaciones	136,490			
R-squared	0.705			
Errores estándares entre paréntesis				
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1				

Fuente: Cálculos del autor con base en la ELCA 2013 y 2016.

5 Conclusiones y recomendaciones

El sistema de pensiones en Colombia tiene dos problemas estructurales relevantes. El primero es la baja cobertura y el segundo es la baja densidad de cotización. Esta investigación analizó los factores determinantes de la densidad de cotización en Colombia para aportar al debate del segundo aspecto. En este contexto, los resultados descriptivos muestran una brecha significativa entre las densidades de cobertura y contribución por género y niveles educativos. Esto puede explicarse por la estructura de la legislación sobre pensiones y la estructura de la economía.

En promedio, los colombianos no cotizan en la mitad de su vida laboral, la problemática se acentúa en los trabajadores que están más cercanos a su jubilación lo cual ejercerá presiones sobre los presupuestos fiscales. En términos de las estimaciones, se implementa un modelo lineal y ordinal probabilístico para explicar el nivel de densidad de cotizaciones frente a las características socioeconómicas de los trabajadores. Los resultados de las estimaciones de las características de los trabajadores mediante los modelos lineales y ordinales, confirman que las variables socioeconómicas como edad, sexo, educación y categoría ocupacional son significativas para explicar la densidad de cotizaciones. Además, el estado civil y la ubicación regional también revelan el comportamiento individual en términos de contribución efectiva. La combinación de las características socioeconómicas encontradas muestra que la informalidad es el principal impedimento para lograr tasas óptimas de contribución a las pensiones. Esto es consistente con la evidencia que sugiere que los trabajadores con baja educación y clasificados como cuenta propia poseen menores tasas de contribución (BID, 2015).

Mediante una variable dicotómica se encontró un cambio estructural en la densidad de cotización de los trabajadores de Colombia a partir de 1998, desde la crisis económica de Colombia. En este orden de ideas, bajo un escenario de *ceteris paribus*, los ocupados que

empezaron su vida laboral en el 1999, presentaron una tasa de contribución promedio 4.8% menor, a causa de la menor capacidad de la economía para crear empleos, con una mayor informalidad y desempleo.

Adicionalmente se realizó el estudio de la densidad óptima de los trabajadores en Colombia para los dos regímenes presentes. Los resultados muestran que más del 62% de los trabajadores no cuenta con las semanas mínimas de cotización para calificar por la pensión en el régimen público. Esta situación presionará en el futuro los presupuestos fiscales al tener que brindarles un subsidio para que logren la pensión mínima. Problemática que se acentúa si se observa que la mayor parte de estos trabajadores son los que cuentan con un menor nivel educativo, cerca de un 80% de estos trabajadores padecen de esta problemática.

Se encontró mediante el uso de una base longitudinal de trabajadores que la tasa de reemplazo bruta se encuentra alrededor del 76%, siendo superior en el sector público debido a los subsidios que ofrece a los trabajadores que no han podido cotizar todas sus semanas. Las estimaciones mostraron que las características que representan mayores tasas de reemplazo están asociadas a hombres con buena educación, no étnicos, que trabajaron en empresas grandes. Estos resultados congruentes entre los determinantes de contribución y de reemplazo muestran que las condiciones estructurales del mercado, como la alta informalidad, afectan la capacidad de la gente para contribuir y en consecuencia de presentar una pensión acorde con su calidad de vida.

5.1 Recomendaciones de política

Las personas de bajos ingresos y más probabilidades de estar presentes en el sector informal de la economía tienen menos probabilidades de contribuir al sistema de pensiones, lo que representa una seria amenaza para asegurarles una vida decente durante su jubilación. Según estándares internacionales, la informalidad es del 64 por ciento en Colombia, la cual es comparativamente alta con la de países con un ingreso per cápita similar.

En este orden de ideas, es necesario reformar la legislación para que sea más eficaz a la hora de mejorar la densidad de las cotizaciones. Para esto se presentan dos situaciones importantes. El primero es el importe mínimo de las cotizaciones de los salarios mínimos en algunos países, lo que impide que muchas personas tengan acceso a sus pensiones debido a sus bajos salarios y productividad durante muchos años de su vida laboral. Por lo tanto, es necesario revisar los mecanismos de pago de las cotizaciones, por lo que no existen formas alternativas de protección cuando las personas abandonan el sistema de seguridad social y se incorporan a él, lo cual es importante para los trabajadores por cuenta propia y los trabajadores informales. Se debe mantener el soporte estatal en la provisión de pensiones mientras se fortalece el mercado laboral y se incrementa la formalidad.

Un método indirecto para aumentar la densidad de las personas informales es permitir que cada participante comparta las contribuciones con su cónyuge (Kotlikoff, 1997). Este método aumenta la densidad entre los trabajadores cuenta propia e informal, gracias al apoyo de los trabajadores adicionales de un mismo hogar. Esto también podría reducir los subsidios asociados para pensionados que no alcanzaron el mínimo de semanas. Ejemplos exitosos de esta política se han detectado en Corea del Sur.

Entre otras formas de apoyo para el mejoramiento de la densidad de cotización es el subsidio a la contribución, por ejemplo, en Chile, La Ley núm. 20255 de Reforma Previsional en su artículo 82 define el subsidio de la siguiente manera: “Los empleadores tendrán derecho a un subsidio estatal mensual, por los trabajadores que tengan entre 18 años y 35 años, el que será equivalente al cincuenta por ciento de la cotización previsional”.

Otro resultado derivado de lo anterior es que la población que no ha cumplido las semanas mínimas de cotización debería recibir el subsidio de BEPS (20 % sobre el valor ahorrado) y con el resultante entre los recursos de devolución de saldos o indemnización sustitutiva y el subsidio, contratar una renta vitalicia. En consecuencia, se debe avanzar hacia un esquema solidario generalizado que aumente el valor del subsidio pensional por encima de la línea de pobreza para garantizar una calidad de vida en la edad de jubilación.

5.2 Agenda de investigación

Los análisis futuros se asociarán a una evaluación de impacto más exhaustiva de cómo las reformas de las pensiones modifican el comportamiento de los trabajadores en términos de cotizaciones, a través de la mejora en las fuentes de información como registros administrativos o encuestas que posean una representatividad mayor y una gama amplia de características que se puedan controlar.

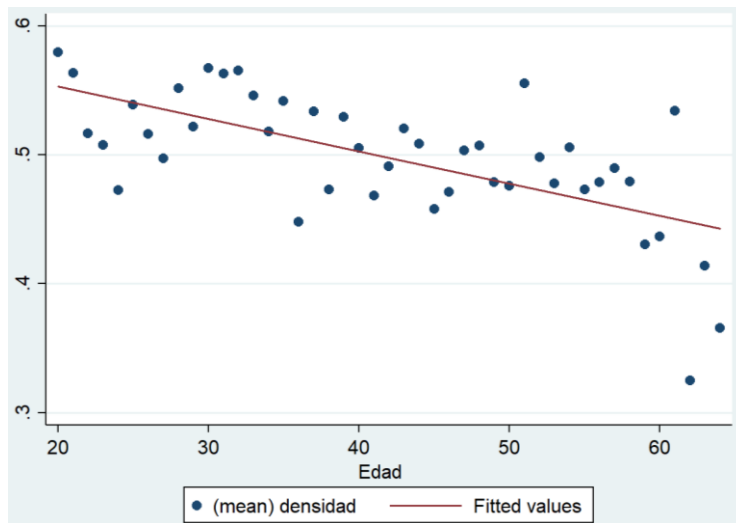
Asimismo, el carácter longitudinal de la encuesta para Colombia es una fuente de datos relevante a analizar para desarrollar políticas públicas eficientes, así como la evolución de la tasa de contribución con relación a las diferentes trayectorias laborales analizadas. Como ejemplo se puede observar como la maternidad afecta a la tasa de contribución de las mujeres (especialmente con bajo nivel educativo) y diseñar incentivos que faciliten su reincorporación al sistema pensional.

A. Anexos

Pruebas sobre los supuestos del modelo lineal

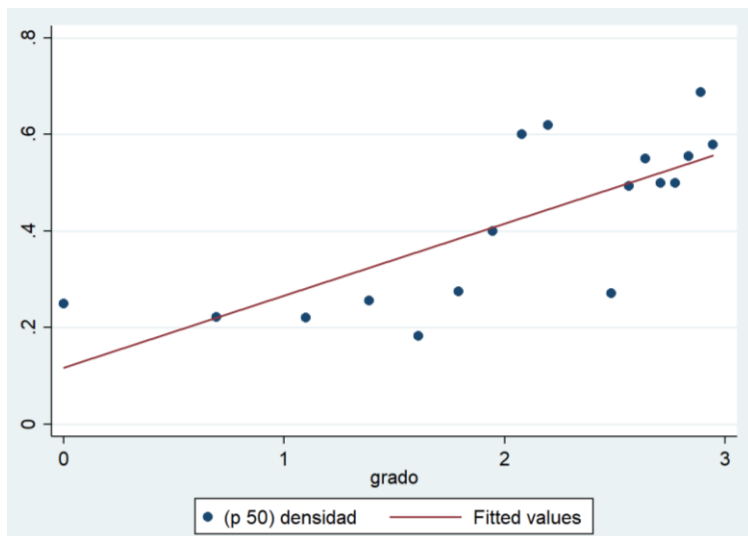
A continuación, se presenta los gráficos entre la densidad de cotización, la edad y el grado educativo de los individuos. En estos se muestran que las variables tienen relaciones lineales ya sean positivas o negativas. Lo que justifica el uso del modelo lineal de regresión. Solo se usan estas dos variables dado que son las únicas que son continuas.

Figura 5-1: Relación entre la densidad de cotización y la edad de los individuos.



Fuente: Cálculos del autor con base en la ELPS 2012.

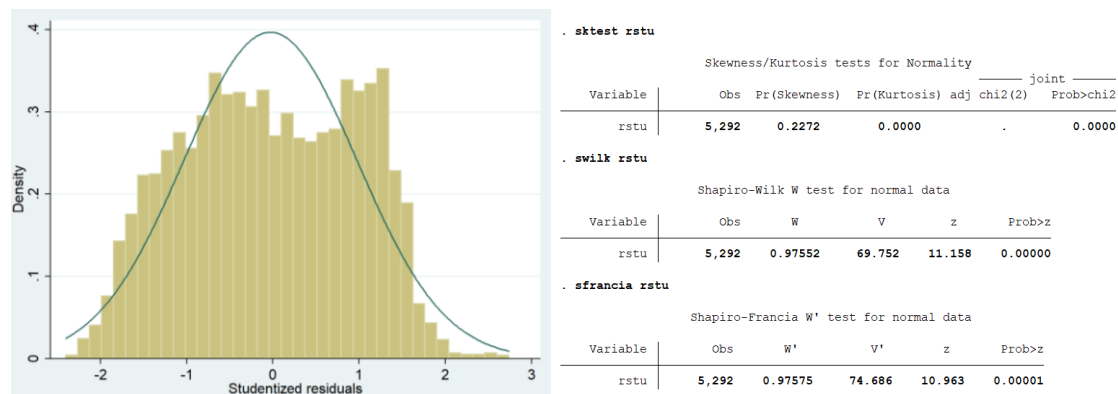
Figura 5-2: Relación entre la densidad y el nivel educativo de los individuos.



Fuente: Cálculos del autor con base en la ELPS 2012

Posteriormente se realiza la estimación de la ecuación 3-5 del modelo lineal de regresión. Se obtienen los resultados normalizados y se realiza su histograma para comprobar si se comportan normalmente.

Figura 5-3: Histograma y pruebas de normalidad para los residuos estandarizados.



Fuente: Cálculos del autor con base en la ELPS 2012

La gráfica y las pruebas de normalidad permiten observar que los residuos no se distribuyen normalmente.

Por otro lado, al obtener la media del valor de información de varianza (VIF) da en promedio 3.27, lo que permite afirmar que no existe multicolinealidad entre las variables. Variable

Mean VIF 3.27

Por su parte la prueba de homocedasticidad menciona que el modelo no tiene problemas de heterocedasticidad.

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of densidad

chi2(1) = 1.81

Prob > chi2 = 0.177

Se realiza el test de especificación en STATA. Este se obtiene con el comando linktest. Se aprecia en la imagen siguiente que los valores predichos de la regresión lineal son suficientes para explicar la variable dependiente. Por lo tanto, se tiene que el modelo está correctamente especificado.

Source	SS	df	MS	Number of obs	= 5,271,206
Model	105368.742	2	52684.3712	F(2, 5271203)	> 99999.00
Residual	502841.107	5,271,203	.095393994	Prob > F	= 0.0000
Total	608209.85	5,271,205	.115383456	R-squared	= 0.1732
				Adj R-squared	= 0.1732
				Root MSE	= .30886

densidad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
_hat	.2205194	.0039913	55.25	0.000	.2126966 .2283422
_hatsq	.927069	.0046048	201.32	0.000	.9180436 .9360943
_cons	.1398532	.0008587	162.87	0.000	.1381702 .1415361

Pruebas sobre los supuestos del modelo ordinal.

Las pruebas sobre los puntos de coste muestran que estos son diferentes entre si. Esto quiere decir que los intervalos establecidos si muestran diferencias que pueden ser explicadas mediante el modelo.

```
. test [cut2]_cons=[cut1]_cons
```

(1) - [cut1]_cons + [cut2]_cons = 0

chi2(1) = 2.3e+0

Prob > chi2 = 0.0000

. test [cut2]_cons=[cut3]_cons

(1) [cut2]_cons - [cut3]_cons = 0

chi2(1) = 2.3e+06

Prob > chi2 = 0.0000

. test [cut3]_cons=[cut1]_cons

(1) - [cut1]_cons + [cut3]_cons = 0

chi2(1) = 5.2e+06

Prob > chi2 = 0.0000

Posteriormente se realiza el test de especificación en STATA. Este se obtiene con el comando *linktest*. Se aprecia en la imagen siguiente que los valores predichos de la regresión son suficientes para explicar la variable dependiente. Por lo tanto, se tiene que el modelo está correctamente especificado.

```
. linktest

Iteration 0:   log likelihood = -6994172.6
Iteration 1:   log likelihood = -6620035.2
Iteration 2:   log likelihood = -6619590.6
Iteration 3:   log likelihood = -6619590.6

Ordered probit regression               Number of obs   =   5,271,206
                                         LR chi2(2)      =  749163.86
                                         Prob > chi2     =    0.0000
Log likelihood = -6619590.6             Pseudo R2      =    0.0536
```

aux	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
_hat	.9667293	.0012029	803.67	0.000	.9643717	.9690869
_hatsq	.2844819	.0018556	153.31	0.000	.2808451	.2881187
/cut1	-.6708063	.0008158			-.6724052	-.6692074
/cut2	.3933218	.0007787			.3917955	.3948481
/cut3	1.456153	.0009429			1.454305	1.458001

Bibliografía

Alvis-Guzmán, N., Yáñez-Contreras, M., Quejada-Pérez, R., Acevedo-González, K., & Del Río-Carrasquilla, F. (2010). Fecundidad y participación de la mujer en el mercado laboral en la Costa Caribe y en Colombia. *Revista Gerencia y Políticas de Salud*, 9(19).

ANIF (2016) Densidad en cotizaciones a seguridad social (2016 vs. 2012. Comentario Económicos. Noviembre. Edición Online.

Arenas de Mesa, A., Behrman, J., & Bravo, D. (2004). Characteristics of and Determinants of the Density of Contributions in a Private Social Security System. Working Paper, WP 2004-077. University of Michigan Retirement Research Center.

Argueta, Nancy; Bolaños Cambara, Francisco y Rivera, María Elena (2015). Una nueva mirada a los desafíos de cobertura del sistema de pensiones en El Salvador: La densidad individual de cotizaciones. Fundaungo. San Salvador, El Salvador.

Arza, C. (2012). Pension reforms and gender equality in Latin America. Geneva: UNRISD.

Avella, H. A. M., & Herrera, J. A. C. (2018). Estado del sistema pensional volombiano. In *Vestigium Ire*, 1(11), 139-160.

Banco Mundial (2000). The Korean Pension System at a Crossroads, Report N°2004-KO, Washington D.C

Banco Interamericano de Desarrollo. (2015). Panorama de las Pensiones: América Latina y el Caribe. https://publications.iadb.org/bitstream/handle/11319/6892/Panorama_de_las_Pensiones_America_Latina_y_el_Caribe.pdf

Bosch, M., Berstein, S., Castellani, F., Oliveri, M. L., & Villa, J. M. (2015). Diagnóstico del sistema previsional colombiano y opciones de reforma. Inter-American Development Bank.

Braham, M. B., & Marouani, M. A. (2016). Determinants of Contribution Density of the Tunisian Pension System: a Cross Sectional Analysis. In *Economic Research Forum Working Papers* (No. 1005).

Bravo, J. H. (1999). Envejecimiento de la población y sistemas de pensiones en América Latina. En: Encuentro Latinoamericano y Caribeño sobre las Personas de Edad; documentos de seminario técnico-Santiago: CELADE, 1999-v. 1, p. IV. 1.1-12.

- Bernal, N. (2016). Los gastos públicos en pensiones en América Latina y sus proyecciones al año 2075: evidencia de Chile, Perú, Colombia y México. *Apuntes*, 43(79), 79-128.
- Bertranou, Fabio y Sanchez, Andrea. (2003). Características y determinantes de la densidad de aportes a la Seguridad Social en la Argentina 1994-2001.
- Bucheli, M., A. Forteza and I. Rossi (2007) Work history and the access to contributory pensions: The case of Uruguay, Working Paper, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, Uruguay.
- Bucheli, Marisa; Ferreira-Coimbra, Natalia; Forteza, Álvaro y Rossi, Ianina. (2006). El acceso a la jubilación o pensión en Uruguay: ¿Cuántos y quiénes lo lograrían? Serie Financiamiento del desarrollo No. 180. Comisión Económica para América Latina y el Caribe
- Clogg, C. C., & Shihadeh, E. S. (1994). *Statistical models for ordinal variables* (Vol. 4). Sage Publications, Inc.
- Durán Valverde, F., & Peña, H. (2011). Determinantes de las tasas de reemplazo de pensiones de capitalización individual: escenarios latinoamericanos comparados. CEPAL.
- Esquivel, Valeria (2007). Género y Diferenciales de Salarios en la Argentina. En M. Novick and H. Palomino, edit. *Estructura Productiva y Empleo: Un Enfoque Transversal*. Buenos Aires, Argentina: Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social. ISBN 978-84-96571-68-6, páginas 363-392.
- Gómez, M. S., Galvis-Aponte, L. A., & Royuela, V. (2015). Calidad de vida laboral en Colombia: un índice multidimensional difuso. Documento de Trabajo, (230).
- Gómez Sabaini, J. C., & Morán, D. (2012). Informalidad y tributación en América Latina: explorando los nexos para mejorar la equidad. <https://www.cepal.org/es/publicaciones/5356-informalidad-tributacion-america-latina-explorando-nexos-mejorar-la-equidad>
- Gujarati, D. N. (2010). *Econometría*. 5a edición. Editorial Mc Graw-Hill. México. Ciudad de México.
- Heckman, James (1979). Sample selection bias as a specification error. En: *Econométrica*, Vol 47 No 1, 153–161
- Ibarra, V. & Blando, O. (2017). Densidades de cotización en el sistema de ahorro para el retiro en México. *Boletín*, 63(3), 213-235.
- Kotlikoff, L. J., & Sachs, J. (1997). It is high time to privatize. *The Brookings Review*, 15(3), 16.

- López-Castaño, H. A., & Lasso-Valderrama, F. J. (2012). El mercado laboral y el problema pensional colombiano. Borradores de Economía; No. 736.
- Lozano, G. I. R., & Díaz, M. A. C. (2015). La economía informal y el desempleo: el caso de la ciudad de Bucaramanga (Colombia). *Innovar: Revista de ciencias administrativas y sociales*, 41-58.
- Lüthen, H. (2016). Rates of return and early retirement disincentives: evidence from a German pension reform. *German Economic Review*, 17(2), 206-233.
- Mesa-Lago, C. (2004). An appraisal of a quarter-century of structural pension reforms in Latin America. *Cepal Review*. N° 84.
- Montenegro, S., Jiménez, L., & Hurtado, C. (2013). Los subsidios pensionales en el régimen de reparto colombiano: reformas paramétricas para focalizar correctamente el gasto social del Estado. Documentos CEDE.
- Muñoz, N. M. C., Hernández, H. F. R., & Pulido, O. V. (2016). Participación laboral en Bogotá: cambios en sus determinantes en la década comprendida entre 2005 y 2015. *Revista CIFE: Lecturas de Economía Social*, 18(29), 25-50.
- Organización de los Estados Americanos (1977) El Salvador - Zonificación Agrícola - Fase II - Sistema de Información para el Desarrollo 1977. Washington, D.C.
- Ramos, A. N., & Farné, S. (2017). ¿A quiénes y cuánto subsidia el régimen pensional de prima media en Colombia? *Páginas de Seguridad Social*, 1(2).
- Real, A. M. (2015). Modelo de Regresión para razones y proporciones: Variantes y aplicaciones socioeconómicas y biosanitarias. Trabajo fin de Grado. Universidad de Sevilla.
- Ribe H., Robalino D. and Walker I. (2012). From right to reality: incentives, labor market and the challenge of universal social protection in Latin America and Caribbean. The World Bank.
- Rivera, Jairo (2013). Teoría y Práctica de la Discriminación en el Mercado Laboral Ecuatoriano (2007-2012). En: *Analítika*, Vol 5, No 1, pp 3-18.
- Ribero, R., & Meza, C. (1997). Determinantes de la participación laboral de hombres y mujeres en Colombia: 1976-1995. *Archivos de Macroeconomía*, 63, 1-citation_lastpage.
- Rofman & Lucchetti, L. (2006), Social Security in Latin America: Concepts and Measurements of Coverage, Social protection Discussion paper N° 0616, The World Bank.
- Rofman, R., & Oliveri, M. L. (2012). Pension coverage in Latin America: trends and determinants. World Bank Papers No. 70926. The World Bank.

Salditt, F., P. Whiteford and W. Adema (2007) Pension Reform in China: Progress and Prospects, OECD Social, Employment and Migration Working Papers No. 53, OECD, Paris.

Sanromán, G., Rossi, I., Grushka, C., Fajnzylber, E., Apella, I., & Forteza, Á. (2011). Contribuciones a la seguridad social en Argentina, Chile y Uruguay: Densidades, transiciones y duración. *Económica*, 57.

Torres, V. E., & Celton, D. E. (2009). Discriminación salarial en Argentina entre nativos y paraguayos. *Cuadernos geográficos de la Universidad de Granada*, 45(2), 263-285.

Valdes (2008), A theory of contribution density and implication for pension design. SP Discussion Paper N°0828, World Bank, Washington, DC. World Bank. <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/20198> License: CC BY 3.0 IGO.