

LOS DETERMINANTES DE LA DECISIÓN DE AFILIARSE AL SISTEMA DE  
PENSIONES EN COLOMBIA PARA EL 2011

Andrés Felipe Aguirre Hoyos

Universidad Icesi

Facultad de Ciencias Administrativas y Económicas

Economía con énfasis en Políticas Públicas

Santiago de Cali

2012

LOS DETERMINANTES DE LA DECISIÓN DE AFILIARSE AL SISTEMA DE  
PENSIONES EN COLOMBIA PARA EL 2011

Andrés Felipe Aguirre Hoyos

Proyecto de grado II

Blanca Cecilia Zuluaga

Profesora tiempo completo

Universidad Icesi

Facultad de Ciencias Administrativas y Económicas

Economía con énfasis en Políticas Públicas

Santiago de Cali

2012

## RESUMEN

La importancia del sistema de pensiones es indiscutible en Colombia y la mayoría de los Estados. Ya sea por su alta carga en el Presupuesto General de la Nación, o por las discrepancias entre el monto cotizado y las pensiones recibidas, o por su marcado carácter regresivo. El presente documento pretende estudiar los determinantes de distintas probabilidades con respecto a la vinculación al régimen de pensiones. La muestra se obtiene a partir de la Encuesta Nacional de Calidad de Vida (ENCV) del año 2011, que posteriormente es depurada según el propósito de este proyecto. Las variables que se utilizan son: edad, género, educación superior y regiones. Con la estimación de un modelo logit multinomial se obtienen unos resultados que se ajustan a la realidad: existe una marcada desigualdad de género y educación en Colombia. También el acceso al sistema difiere en relación a la ubicación regional de los nacionales.

**Palabras claves:** sistema de pensiones, SPP, SNP, no afiliados, determinantes, modelo logit multinomial.

## ABSTRACT

The importance of the pension system in Colombia is unquestionable, so as for many States. It might be due to its high burden in the nation's budget, or the discrepancy between the amount of the contribution and the pension received, or for its regressive tendency. The present document aims to study the determinants of various probabilities concerning the enrollment to the pension system. The sample was acquired from the *Encuesta Nacional de Calidad de Vida* (which translates to Quality of Life National Survey) in 2011. The sample size was reduced in concordance to the main purpose of this project. The variables used were: age, gender, post-secondary educational level and geographical areas (regions). The results obtained after estimating the logit multinomial model are comparable to reality: There is a remarkable gender and educational inequality in Colombia. The accessibility to the pension system also differs among the various regions where the citizens live.

**Key words:** pension system, private pension system, public pension system, not enrolled, determinants, logit multinomial model.

## CONTENIDO

I.	INTRODUCCIÓN.....	6
II.	REVISIÓN DE LITERATURA.....	7
III.	MARCO TEÓRICO.....	9
IV.	DATOS.....	10
	Tabla 1. Estadísticas descriptivas de la muestra según el sistema de pensiones.....	10
V.	METODOLOGÍA DE INVESTIGACIÓN.....	12
	Tabla 2. Descripción de variables Modelo de Heckman.....	13
VI.	RESULTADOS.....	17
VII.	CONCLUSIONES.....	19
VIII.	BIBLIOGRAFÍA.....	20
IX.	ANEXOS.....	21
	Anexo 1. Estadísticas descriptivas para el total de la muestra, n=36.393.....	21
	Anexo 2. Distribución relativa y absoluta de la muestra entre sistemas.....	21
	Anexo 3. Estimación del Modelo Logit Multinomial. Base: No afiliados.....	22
	Anexo 4. Estimación Modelo de Heckman para corregir sesgo de selección muestral.....	22
	Anexo 5. Estimación de los efectos marginales según el sistema de pensiones...23	
	Anexo 6. Diagrama de dispersión del logaritmo del salario por hora con respecto a la edad en años.....	23

## I. INTRODUCCIÓN

La escasa afiliación al sistema de pensiones en Colombia refleja una situación preocupante en un país con una alta tasa de informalidad y de pobreza. La necesidad de enfocar políticas que aumenten la probabilidad de que una persona se afilie al sistema de pensiones, sea público o privado, se hace imperiosa para impedir que la pobreza siga propagándose a la adultez de las personas pertenecientes a los estratos socioeconómicos más desfavorecidos. De esta forma, se podría contribuir a reducir las brechas de ingreso y de calidad de vida entre los ciudadanos. Este trabajo surge de la necesidad de dimensionar esta preocupación mediante el estudio de los factores que determinan la elección de afiliarse o no al sistema de pensiones en Colombia para el 2011, siendo éste el objetivo central del mismo.

Para la consecución del objetivo se estimaron tres probabilidades: (1) de estar afiliado al sistema de pensiones público, (2) de estar afiliado al sistema de pensiones privado, y (3) de no estar afiliado a ningún sistema. Las variables que se utilizaron para analizar su efecto sobre la escogencia del régimen de pensiones fueron la edad en años, el género con una dummy, la educación superior en años y las distintas regiones con variables dummy. La conclusión relevante, es que existen grandes diferencias regionales en el país en cuanto el acceso a los servicios de pensiones, además de las brechas de género y de educación entre los afiliados y los no afiliados.

Este trabajo consta de siete secciones, siendo esta la primera. En la sección II, se mencionan y resumen los aspectos importantes de la literatura previa que fue utilizada como referencia para este trabajo. La sección III se titula Marco Teórico y explica el trasfondo teórico del modelo logit multinomial usado para la afiliación al sistema de pensiones. Las secciones IV y V describen los datos de la muestra y el modelo econométrico utilizado. Por último, las secciones VI y VII resaltan los resultados más importantes y se realizan las conclusiones y recomendaciones pertinentes.

## II. REVISIÓN DE LITERATURA

La consulta preliminar sobre el sistema de pensiones en Colombia se realizó a través de la utilización de dos documentos. El primero tiene como autora a Helmsdorff (2007), y es un manual del Departamento Nacional de Planeación (DNP) que analiza la insostenibilidad del sistema de pensiones en Colombia, en especial el régimen de prima media. En este manual se realizan tres propuestas para revertir el déficit fiscal que ha dejado el actual sistema y contribuir a los principios de universalidad, eficiencia, equidad y solidaridad: (1) eliminar el régimen de prima media, (2) creación de un fondo que promueva la cultura de ahorro, y (3) mantener y fortalecer el Programa de Protección Social del Adulto Mayor (PPSAM). Debido a los altos índices de informalidad, desempleo y pobreza, la asistencia social debería ser el mecanismo prioritario para sacar a la gente de las trampas de pobreza. Pero dada las onerosas cargas en pensiones sobre el presupuesto público y la necesidad de asegurar a la fuerza laboral y sobre todo por su marcada tendencia regresiva, el debate sobre la reforma al sistema de pensiones permanece vigente.

El otro documento de consulta preliminar fue la Ley 100 de 1993. En éste se establece la legislación sobre la seguridad social en Colombia, sobre sus principios de eficiencia, universalidad, solidaridad, integralidad, unidad y participación. Con esta ley, se incentiva la competencia entre el sector privado, el sector público y el sector solidario por la afiliación de los cotizantes. Se establece principalmente un sistema de pensiones de dos regímenes: de prima media con prestación definida (administrado por el sector público) y el de ahorro individual con solidaridad.

En Colombia el sistema de pensiones consta de dos pilares según se puede deducir de Olivera (2011). El nuevo pilar corresponde al sistema privado que entró a competir con el público a partir de la ley 100 de 1993 como se mencionó en el párrafo anterior. El objetivo de este autor es realizar un análisis de los efectos del sistema actual y uno alternativo en tres dimensiones: inequidad, pasivo pensional y bienestar. El autor propone la creación de un sistema multi pilar: uno público y obligatorio que garantice una pensión mínima, otro de capitalización obligatoria e individual de acuerdo al nivel de ingresos, y, el tercero, un fondo voluntario que le permita al asegurado una pensión más alta si ahorra más. Este diseño en el sistema de pensiones permitiría mejoras en las tres dimensiones consideradas por el autor.

El tercer y principal documento se titula *“Pensiones no contributivas: una propuesta para mejorar la cobertura de pensiones en Colombia y Perú”* realizado por Olivera y Zuluaga (2012). El propósito de dicho informe consistía en construir una propuesta de pensiones en estos dos países para quienes alcancen la edad reglamentaria para pensionarse. Dicha retribución no estaría ligada a aportes durante la vida laboral. En una simulación de la implementación de esta política en Colombia, se reduce la pobreza nacional en 19%, así como la desigualdad en la población adulta mayor. Aunque el impacto sobre la desigualdad en la población total es reducido. En cuanto al costo fiscal de la propuesta en Colombia, costaría alrededor de 1,7 billones de pesos al año (0,32% del PIB).

Estos cuatro documentos se utilizaron como soporte fundamental para la realización de este proyecto. De igual manera, muchos otros documentos y páginas de internet fueron consultados aunque su importancia relativa es menor. Algunos de esos documentos se obtuvieron de la Dirección General de Asuntos Económicos y Financieros del Ministerio de Economía y Finanzas de Perú. También se destaca el Departamento Administrativo Nacional de Estadística de donde se obtuvieron los datos para la muestra.



### III. MARCO TEÓRICO

Ante el requerimiento de un modelo que explicara el mecanismo de elección de la población económicamente activa (PEA), en edad de cotización, entre afiliarse al sistema privado o público, o simplemente no afiliarse, el modelo utilizado por Olivera y Zuluaga (2012) cumple con dicha especificación. El trasfondo teórico del mismo corresponde a la elección que tiene un individuo designado con el subíndice  $i$  entre  $j$  alternativas de decisión. Las alternativas serían tres:  $j=1$ , que implica que el individuo  $i$  está afiliado en el Sistema Privado de Pensiones (SPP);  $j=2$ , que indica que el individuo  $i$  está afiliado al Sistema Público (o Nacional) de Pensiones (SNP); y  $j=4$ , que implica que el individuo  $i$  no se encuentra afiliado al sistema de pensiones (No afiliado). El individuo  $i$  se encuentra vinculado únicamente a una de las alternativas a la vez. De acuerdo a la elección adoptada por los individuos, éstos obtienen cierta utilidad derivada de dicha decisión, eligen opción  $j$  ( $j \neq k$ ) si  $U_{ij} > U_{ik}$ .

La teoría establece que la utilidad observada (ver ecuación 1) depende de la utilidad “verdadera” y el parámetro de error que se origina a partir de errores de medición en las variables independientes, la presencia de características no observadas en las preferencias, o errores de optimización.

#### ***Ecuación 1. Utilidad observada***

---

$$U_{ij} = V_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

El procedimiento de optimización que realiza cada individuo de manera racional consiste en seleccionar la opción que le proporcione la utilidad más alta. Esta decisión tiene asociada la probabilidad de que una alternativa le genere una mayor utilidad que otra con un modelo logit multinomial. Si se supone que un individuo  $i$  prefiera la alternativa  $j$  a la  $k$ , entonces la probabilidad asociada a dicha decisión, dadas sus características individuales, se ilustra a continuación en la ecuación 2.

#### ***Ecuación 2. Modelo logit multinomial***

---

$$P_{ij} = \text{Prob} (U_{ij} > U_{ik} \forall k \neq j)$$

$$P_{ij} = \frac{e^{U_i}}{\sum_{j=1}^n e^{U_j}}$$

En relación a los determinantes de la afiliación al sistema de pensiones, se considera la edad, el género y la educación que es consistente con un trabajo

previo realizado sobre los determinantes del sistema de pensiones por Suarez *et al.* (2007).

#### IV. DATOS

La muestra obtenida de la Encuesta Nacional de Calidad de Vida (ENCV) del año 2011 presenta un tamaño de 36.303 individuos, de los cuales el 83,81% no se encuentra afiliado (equivalente a 30.425 individuos). Del total de la muestra, sólo se encuentran afiliados al sistema de pensiones 5.878 individuos que corresponden al 16,19% . De los que se encuentran afiliados o cotizando (5.878 individuos), el 68,92% se encuentra afiliado al sistema privado de pensiones, y, como las tres opciones son exhaustivas, el resto se encuentra en el sistema público de pensiones. A continuación, se realizará una descripción de las características de los individuos que se encuentran en cada una de las tres alternativas de decisión, según la variable analizada (ver tabla 1).

**Tabla 1. Estadísticas descriptivas de la muestra según el sistema de pensiones.**

Variable	SPP		SNP		No afiliado	
	Obs	Media	Obs	Media	Obs	Media
<b>edad</b>	4051	37,29079	1827	43,7526	30425	40,48388
<b>mujer</b>	4051	0,4060726	1827	0,4001095	30425	0,5240756
<b>salhoraheck</b>	4051	6030,504	1827	6387,834	30425	6068,995
<b>añoseduc</b>	4051	1,830412	1827	1,856048	30425	0,3072473
<b>regAtlantica</b>	4051	0,179215	1827	0,1620142	30425	0,2769762
<b>regOriental</b>	4051	0,1569983	1827	0,1412151	30425	0,1587839
<b>regCentral</b>	4051	0,0891138	1827	0,0859332	30425	0,0723418
<b>regPacifica</b>	4051	0,1140459	1827	0,168035	30425	0,2622843
<b>regBogota</b>	4051	0,157492	1827	0,1007115	30425	0,0309942
<b>regAntioquia</b>	4051	0,1046655	1827	0,0700602	30425	0,0772391
<b>regValle</b>	4051	0,1123179	1827	0,1308155	30425	0,0790468
<b>regSanAndres</b>	4051	0,0555418	1827	0,1050903	30425	0,0163681

**Fuente:** Cálculos propios en Stata.

La primera variable que se observa es la edad. En general para los tres grupos, la edad es, en promedio, de 40 años. En el caso de la variable del género, las mujeres conforman una menor proporción en el grupo de afiliados, siendo estas alrededor

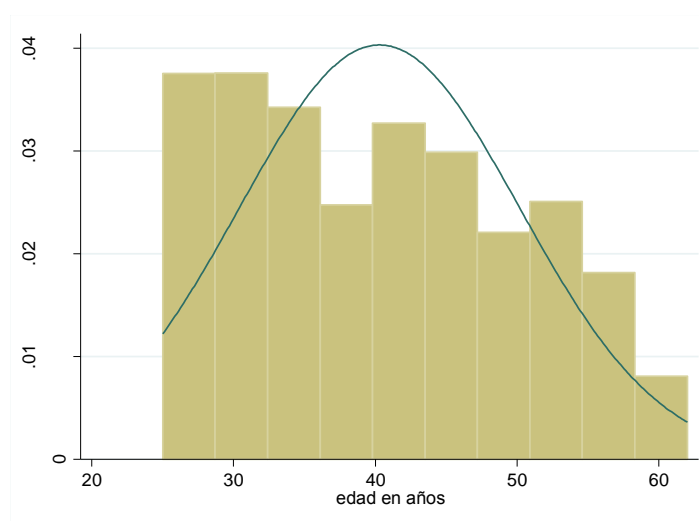
del 40% mientras que la proporción de mujeres en el grupo de los no afiliados asciende a 52%. Por su parte el salario no varía mucho entre los tres grupos, se ubica en los 6.000 pesos por hora. Sin embargo, en cuanto a los años de educación superior existe una notable diferencia entre los cotizantes y no cotizantes. En promedio, los cotizantes tienen 1,8 años, mientras que los no afiliados 0,3 años, en promedio.

En general, no hay una gran diferencia regional en relación al porcentaje de individuos pertenecientes al sistema privado o al público. Sin embargo, los no afiliados sí presentan una proporción muy distinta. En particular, en la región Atlántica, aumenta de 16% aproximadamente hasta 27% del grupo de afiliados a los no afiliados. En la región Pacífica sin Valle, pasa de un rango entre 11-17% hasta 26% del grupo de afiliados a los no afiliados. En la región del Valle ocurre lo contrario, de un rango de 11-13%, se pasa a 7,9%. En otras palabras, la distribución de los tamaños sobre el total del grupo entre afiliados y no afiliados es desfavorable para la región del Atlántico y la región Pacífica. Mientras que la región del Valle sale favorecida. Esta comparación solo tiene sentido en términos relativos porque se sabe por la tabla 1 que los grupos difieren en su magnitud.

## V. METODOLOGÍA DE INVESTIGACIÓN

Para la realización de este trabajo se utilizaron datos de corte transversal. La fuente de los datos fue la ENCV del año 2011. Las variables que fueron seleccionadas partieron de preguntas dirigidas a viviendas, hogares, e individuos dentro de esas viviendas y hogares. Las variables que se utilizaron fueron edad en años ( $edad_i$ ) y su cuadrado ( $edad2_i$ ), una dummy para mujer ( $mujer_i$ ), el logaritmo natural del salario por hora ( $lsalhoraheck_i$ ), los años de educación superior aprobados ( $añoeduc_i$ ) y variables dummy para la región de residencia.

**Gráfica 1. Histograma de la variable edad.**



Fuente: Cálculos propios en Stata.

De la muestra inicial, se seleccionaron a los individuos cuya edad fuera superior a 25 años, ya que se esperaba que hubiesen terminado la universidad y tendrían una alta probabilidad de encontrarse trabajando. También se estableció un límite superior de edad, siendo esta la edad de jubilación para las mujeres de 57 años y de 62 años para hombres. Se puede visualizar la gráfica 1 que la distribución de la edad se compone con una probabilidad de ocurrencia decreciente entre mayor sea ésta. Se excluyen de la muestra los no asalariados<sup>1</sup> y los que cotizan a sistemas de pensión especial<sup>2</sup>.

Debido a la presencia de informalidad y desempleo, no es posible observar el salario devengado por algunos individuos. Ante la sospecha de sesgo de selección

<sup>1</sup> Esto se debe a que un determinante de la afiliación al sistema de pensiones es el salario por hora.

<sup>2</sup> Los sistemas de pensiones especiales son los de: ECOPETROL, el magisterio, Policía, Ejército, etc., ya que éstos cotizantes no tienen la posibilidad de elegir el régimen al que pertenecen.

muestral a causa de que faltan 25.269 datos para salarios, se estima un modelo de Heckman con las especificaciones de las ecuaciones 3 y 4.

**Ecuación 3. Ecuación de interés.**

$$lsalhoraheck_i = \delta_1 + \delta_2 edad_i + \delta_3 edad2_i + \delta_4 mujer_i + v_i$$

**Ecuación 4. Ecuación de selección.**

$$ocupado_i = \beta_1 + \beta_2 edad_i + \beta_3 edad2_i + \beta_4 mujer_i + \beta_5 añoseduc_i + e_{2i}$$

A continuación, en la tabla 2 se muestra la descripción de cada variable.

**Tabla 2. Descripción de variables Modelo de Heckman.**

<b>Variable</b>	<b>Descripción</b>
$lsalhoraheck_i$	<i>logaritmo natural del salario por hora de trabajo corregido por sesgo de selección</i>
$mujer_i$	$\begin{cases} 1 & \text{Mujer} \\ 2 & \text{Hombre} \end{cases}$
$edad_i$	<i>número de años de edad</i>
$edad2_i$	<i>edad elevada al cuadrado</i>
$ocupado_i$	$\begin{cases} 1 & \text{Trabaja} \\ 0 & \text{Caso contrario} \end{cases}$
$añoseduc_i$	<i>años de educación superior cursados</i>

La variable de salario por hora se construyó para los individuos que reportaban información sobre el número de horas de trabajo semanal y su respectivo salario mensual. Posteriormente, la variable para el número de horas semanal fue multiplicada por 30/7 que sería aproximadamente el número de semanas por mes. Como resultado de esto, se obtenía el número de horas de trabajo mensual que se dividió por el salario mensual para hallar el salario por hora de trabajo. Por último, se encontró el logaritmo de este salario por hora. La razón de esta transformación logarítmica es teórica, debido a que se ha encontrado evidencia empírica que confirma este comportamiento de la tasa de retorno del salario con respecto al capital humano. La inversión en capital humano es viable cuando la tasa de retorno salarial excede la tasa de descuento (Lemieux, 2006).

Para imputarle a los individuos un salario en los casos en que no se observa, se utilizaron las estimaciones del logaritmo del salario del modelo de Heckman (ver Anexo 4). En total se estimaron 25.318 valores para los salarios faltantes y para 49 individuos que reportaban un salario nulo. De esta manera, se construye una variable del logaritmo del salario por hora estimado por el modelo de Heckman ( $lsalhoraheck_i$ ): se asignan los valores estimados únicamente a los salarios faltantes, y se dejan los salarios observados intactos.

En el modelo de Heckman, específicamente para la Ecuación 3 (ver arriba), se tuvo en cuenta la ecuación de Mincer (Lemieux, 2006) como referencia teórica, especialmente en la inclusión del término de edad al cuadrado ( $edad2_i$ ) como proxy de la experiencia. Esta función cuadrática del salario en función de un polinomio de orden dos de la edad refleja la relación existente entre la experiencia y su retribución, esta parábola tiene forma de “U” invertida.

Teóricamente, durante los primeros años después de graduados los individuos obtienen una tasa de remuneración creciente hasta cierto número de años de experiencia cuando esta tasa empieza a decaer. En el gráfico 2 (ver abajo), se puede observar esta tendencia. Sin embargo, al realizar la regresión de la ecuación de Mincer<sup>3</sup> con el logaritmo del salario por hora corregido por sesgo de selección muestral, no se percibe este comportamiento. Seguramente, las estimaciones generaron una distorsión porque la ecuación mencionada se ajusta a la teoría cuando sólo se estima con los salarios observados.

El modelo que se utilizó para realizar la estimación fue un logit multinomial (ver ecuación 5). Después de realizar todos los filtros explicados al inicio de esta sección, se disponen de 36.303 observaciones o individuos, con tres alternativas de elección: bases (1) SPP, (2) SNP, y (4) No afiliado.

---

<sup>3</sup> La ecuación de Mincer es la siguiente:  $lsalhora = b + añoseduc + edad + edad2$  donde b es el logaritmo del salario por hora de un individuo sin educación ni experiencia.

**Ecuación 5. Modelo Logit Multinomial para el sistema de pensiones.**

---

$$P(\text{sistema}_i = j | x_i) = P_{ij}$$

$$P_{ij} = \Lambda(\beta_1 + \beta_2 \text{edad}_i + \beta_3 \text{edad2}_i + \beta_4 \text{mujer}_i + \beta_5 \text{salhoraheck}_i + \beta_6 \text{añoseduc}_i + \gamma_2^T \mathbf{Z}_{2i}) + \varepsilon_i$$

$$i = 1, 2, \dots, 36.303$$

$$\mathbf{Z}_{2i} = \begin{bmatrix} \text{regAtlantica}_i \\ \text{regOriental}_i \\ \text{regCentral}_i \\ \text{regPacifica}_i \\ \text{regBogota}_i \\ \text{regAntioquia}_i \\ \text{regValle}_i \\ \text{regSanAndres}_i \end{bmatrix}$$

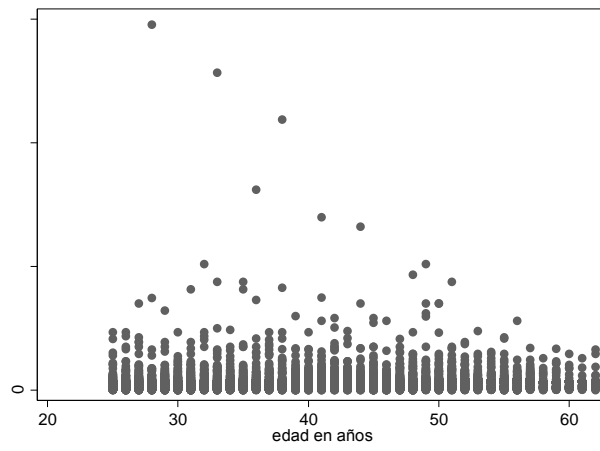
$$\gamma_2^T = [\alpha_1 \quad \alpha_2 \quad \alpha_3 \quad \alpha_4 \quad \alpha_5 \quad \alpha_6 \quad \alpha_7 \quad \alpha_8]$$

Este modelo contempla además de las variables demográficas de género y edad, el salario y los años de educación. Las otras variables que utiliza son variables dummy para la región de residencia. La variable adopta el valor de uno si el individuo reside en la región con el mismo nombre de la variable, que se puede ver en la ecuación 5, variable  $\mathbf{Z}_{2i}$ . La variable que representaba a la región de Orinoquia (Amazonía) fue excluida para evitar colinealidad perfecta.

En el proceso de construcción de este modelo se tuvieron variables que posteriormente fueron descartadas debido a que su inclusión afectaba considerablemente el tamaño de la muestra y por consiguiente su aleatoriedad. Entre las variables descartadas se encuentran el tipo de educación y tipo de trabajo, que eran una serie de variables dummy que establecían el nivel educativo más alto alcanzado y el tipo de trabajo remunerado realizado por el individuo, respectivamente.

**Gráfica 2. Diagrama de dispersión del salario con respecto a la edad.**

---



**Fuente:** Cálculos propios en Stata.



## VI. RESULTADOS

Una vez realizada la estimación robusta (ver Anexo 3) con las tres distintas bases, se obtiene un  $LR\chi^2(26)=6.742,39$  que tiene asociado un nivel de confianza del 99%, lo que indica que el modelo es significativo en su conjunto. Aunque, el Pseudo  $R^2$  es 0,1710 -que no es muy cercano a uno- e indica que las variables independientes pueden tener poca explicación, esto es normal en modelos distintos a los modelos de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Por otra parte, para este modelo los coeficientes no tienen interpretación, ni siquiera su signo, pero son estadísticamente significativos con un nivel de confianza del 99% en su mayoría, excepto las variables dummy para los afiliados al SNP en la región Central y para los afiliados al SPP en la región Oriental.

Para este tipo de modelos, lo que tiene interpretación son los efectos marginales. En la estimación, la mayoría de los efectos marginales fueron significativos con un nivel de confianza del 99% (ver Anexo 5). Para la región Oriental y la Central, los efectos marginales no fueron significativos para los afiliados al SPP ni para los no afiliados, con excepción del efecto marginal de la región Central que fue significativo al 10% en el caso de los afiliados al SPP. Por otro lado, el efecto marginal de la región de Antioquia no fue significativo para los afiliados al SNP, mientras que el de la región del Valle tuvo un nivel de significancia del 10% para estos mismos afiliados.

Como se expresó anteriormente con respecto al sesgo de selección muestral, la estimación con el modelo de Heckman (ver Anexo 4) lo comprobó. El modelo tenía en la ecuación de interés el salario por hora en función de la edad,  $edad^2$  y el género, y la ecuación de selección estaba dada como los ocupados en función de la edad, edad al cuadrado, el género y los años de educación superior. Para este modelo se contaron con 23.635 observaciones. Efectivamente, se constata la existencia de sesgo de selección muestral porque el rho dio significativo a un nivel de confianza del 99%. Es decir, se rechazó la hipótesis nula de que fuera igual a cero con un estadístico  $\chi^2$  de 2.598,11 con un nivel de significancia del 1%.

Como se esperaba dada la distribución de la muestra entre las alternativas, la probabilidad de que un individuo con características medias (40 años de edad, un salario de 6.080 pesos por hora y un nivel de educación secundaria de medio año) opte por permanecer al margen del sistema es muy alta, de un 88,5% con un nivel de confianza del 99%. También se pone en evidencia una brecha de género porque

el hecho de ser mujer reduce en promedio en 3,9 y en 1,3 pp la probabilidad de estar afiliada al SPP o SNP respectivamente, en comparación con un hombre. También aumenta, en promedio, en 5,2 pp la probabilidad de no estar afiliada en comparación con ser hombre.

En cuanto a la edad como variable proxy de la experiencia, se encuentra que en el caso de los afiliados al SPP o al SNP, su comportamiento es cóncavo o de parábola invertida debido a que el coeficiente correspondiente a la edad al cuadrado es negativo (ver Anexo 3). Lo que implica que las probabilidades de estar afiliado a un sistema de pensiones son menores en los extremos de edad, que serían los que tienen más de 25 años, y al otro límite los que tienen menos de 57 años y de 62 años, para mujeres y hombres respectivamente.

En cambio, el comportamiento del salario muestra que entre mayor sea éste, es menos probable que el individuo se encuentre afiliado al sistema de pensiones. Ante un aumento en 1% en el salario por hora, en promedio, la probabilidad que un individuo se encuentre afiliado al SPP y al SNP disminuye en 2,83 y 1,3 pp, respectivamente. Como se mencionó en la sección anterior, este resultado es contra intuitivo y puede deberse a la distorsión que se produjo en la estimación de los salarios mediante el modelo de Heckman. Entre mayor sea el salario es más probable que el individuo tenga un empleo formal y por ley debe estar afiliado a un fondo de pensiones. Quizá lo que sucedió es que se sobre estimaron los salarios faltantes que correspondían a trabajadores en la informalidad o desempleados.

En referencia al efecto del nivel educativo, un año adicional de educación superior aumenta en promedio en 3,3 pp la probabilidad de pertenecer al SPP, y en 1,6 pp la probabilidad de pertenecer al SNP. Que a su vez, disminuye en promedio en 4,8 pp la probabilidad de no estar afiliado.

En cuanto a la diferencia regional más significativa se encuentra el hecho de residir en la región de Bogotá, ya que aumenta en promedio en 16,5 pp la probabilidad de estar afiliado al SPP en comparación con no residir allí. También disminuye en 18,9 pp la probabilidad de no estar afiliado. Por el contrario, el hecho de residir en la región Atlántica y Pacífica reduce, en promedio, la probabilidad de estar afiliado al sistema de pensiones. En el resto de regiones ocurre lo contrario a excepción de la región Oriental.

## VII. CONCLUSIONES

Con este trabajo se pudieron extraer cuatro conclusiones importantes. La primera es que el modelo presenta significancia conjunta en sus coeficientes, por lo que las variables que se eligieron efectivamente influyen sobre la decisión de pertenecer al sistema de pensiones o no, y además sobre el tipo de régimen de pensiones: si es privado o público. Esto implica que la edad, el género, la educación secundaria y la región de residencia son factores que se deben tener en cuenta para focalizar las políticas de pensiones para la vejez.

La segunda conclusión a destacar es que para los individuos que se encuentran al inicio de su vida laboral (por encima de los 25 años) y lo que tienen la edad de jubilación presentan probabilidades de afiliación al sistema de pensiones más bajas que el resto. Es necesario que se implementen políticas de primer empleo que formalicen el empleo y logren vincular a estos nuevos trabajadores al sistema de pensiones. En el otro extremo, sería recomendable crear algún tipo de pensión subvencionada para los individuos que alcanzaron la edad de jubilación y no cotizaron al sistema de pensiones para evitar que se mantengan o caigan en la pobreza y la desprotección.

Como tercera conclusión, son visibles y latentes las brechas de género, en educación superior, y desigualdad regional en el acceso al sistema de pensiones. Los resultados muestran que el peor escenario en cuanto a la probabilidad de estar afiliado corresponde a una mujer con pocos años de educación superior y que habite en Atlántico, la región Oriental o en el Pacífico. Esto dilucida la existencia de regiones que requieren una atención prioritaria y especializada para que se pueda cambiar esta tendencia de desprotección futura para la vejez. Si el gobierno no interviene con celeridad, es inminente el deterioro de los indicadores de pobreza, desigualdad de ingresos e informalidad en estas regiones.

La última conclusión, alude a la vehemente centralización del acceso al sistema de pensiones. Ya que los resultados muestran que residir en Bogotá implica una mayor probabilidad de estar afiliado. Esta diferencia regional es sin duda una característica de la distribución administrativa del Estado, pero es claramente contrario a la repartición equitativa de los beneficios establecida por la Constitución.

## VIII. BIBLIOGRAFÍA

- Congreso de la República de Colombia (1993). Ley 100 de 1993. Bogotá, Colombia.
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística (2011). Encuesta Nacional de Calidad de Vida 2011. Recuperado de <http://190.25.231.249/metadatos/index.php/catalog/222>
- Helmsdorff, L. (2007). Ampliación de cobertura del sistema pensional colombiano y atención al adulto mayor. Bogotá: Departamento Nacional de Planeación (DNP).
- Lemieux (2006). The Mincer equation 30 years after schooling, experience and earnings. En: Jacob Mincer, a Pioneer of modern labor economics. Chapter 11. Springer.
- Ministerio de Economía y Finanzas (s.f.). Taller sobre cálculo actuarial. Parte 1 y 2. Recuperado de <http://www.mef.gob.pe/>
- \_\_\_\_\_ (s.f.). La tasa de aporte en el sistema de pensiones. Recuperado de <http://www.mef.gob.pe/>
- \_\_\_\_\_ (s.f.). Tablas de mortalidad para los sistemas de pensiones del Perú. Recuperado de <http://www.mef.gob.pe/>
- Olivera, J. (2011). Welfare, inequality and financial consequences of a multi-pillar pension system. Leuven, Bélgica: Universidad Católica de Leuven.
- Olivera, J. & Zuluaga, B. (2012). Pensiones no contributivas: una propuesta para mejorar la cobertura de pensiones en Colombia y Perú. Borradores de Economía y Finanzas Universidad Icesi.
- Suarez, A. *et al.* (2007). Determinantes de la afiliación al Sistema General de Pensiones en las diez áreas metropolitanas: 1996 y 2006. Revista del Centro Andino de Altos Estudios CANDANE, vol. 3. Recuperado de [http://www.dane.gov.co/revista\\_ib/html\\_r5/articulo5\\_r5.html](http://www.dane.gov.co/revista_ib/html_r5/articulo5_r5.html)

## IX. ANEXOS

Anexo 1. Estadísticas descriptivas para el total de la muestra, n=36.393.

Variable	Obs	Media	Desv. Est	Mínimo	Máximo
<b>sistema</b>	36303	3,564581	1,007989	1	4
<b>edad</b>	36303	40,29207	9,892764	25	62
<b>mujer</b>	36303	0,504669	0,4999851	0	1
<b>salhoraheck</b>	36303	6080,746	4469,267	0	295.750
<b>añoseduc</b>	36303	0,5551607	1,60557	0	15
<b>regAtlantica</b>	36303	0,2602815	0,4387942	0	1
<b>regOriental</b>	36303	0,1577005	0,3644649	0	1
<b>regCentral</b>	36303	0,0748974	0,2632293	0	1
<b>regPacifica</b>	36303	0,2409994	0,4276958	0	1
<b>regBogota</b>	36303	0,0486186	0,2150723	0	1
<b>regAntioquia</b>	36303	0,0799383	0,2712014	0	1
<b>regValle</b>	36303	0,0853648	0,2794277	0	1
<b>regSanAndres</b>	36303	0,0252045	0,156748	0	1

Anexo 2. Distribución relativa y absoluta de la muestra entre sistemas.

Sistema	Frecuencia	
	Absoluta	Relativa
SPP	4.051	11,16%
SNP	1.827	5,03%
No afiliado	30.425	83,81%
<b>Total</b>	<b>36.303</b>	<b>100%</b>

**Anexo 3. Estimación del Modelo Logit Multinomial. Base: No afiliados.**

<b>Modelo logit multinomial</b>		
<b>Variable dependiente: Sistema</b>		
Base: No afiliados		
Estadístico z entre paréntesis		
MLE		
	SPP	SNP
edad	1,15124 (7,8)***	1,185359 (7,09)***
edad2	0,9978594 (-9,55)***	0,9984402 (-5,6)***
mujer	0,5758844 (-13,98)***	0,6587049 (-7,65)***
Isalhoraheck	0,6650817 (-16,99)***	0,6620081 (-13,87)***
añoseduc	1,597521 (49,88)***	1,610959 (41,91)***
regAtlantica	0,5660176 (-5,05)***	0,42747 (-5,76)***
regOriental	0,960478 (-0,35)	0,6858097 (-2,52)**
regCentral	1,240422 (1,78)*	0,9810325 (-0,12)
regPacífico	0,406795 (-7,74)***	0,5127825 (-4,53)***
regBogota	4,10547 (11,79)***	2,13752 (4,76)***
regAntioquia	1,494736 (3,38)***	0,8167064 (-1,24)
regValle	1,511877 (3,5)***	1,428292 (2,35)**
regSanAndres	3,54363 (9,33)***	5,070555 (10,04)***
PseudoR2	0,1710	
LR chi2 (26)	6,742,39	
Ln(L)	-16.552,67	
n	36.303	

(\*) nivel de significancia: 10%

(\*\*) nivel de significancia: 5%

(\*\*\*) nivel de significancia: 1%

MLE: Maximun Likelihood Estimation

**Anexo 4. Estimación Modelo de Heckman para corregir sesgo de selección muestral.**

<b>Modelo de Heckman</b>	
No. Obs	23.635
Censuradas	13.144
No censuradas	10.491
Wald chi2	1054,39
Prob > chi2	0,0000
Log (L)	-26.838,72

Estadístico z entre paréntesis

<b>Heckman</b>	
<b>Ecuación de interés</b>	
<b>Isalhora</b>	
edad	-0,0511054 (5,26)***
edad2	0,00007434 (6,27)***
mujer	0,7625486 (31,98)***
constante	9,17898 (48,24)***
<b>Ecuación de selección</b>	
<b>ocupado</b>	
edad	0,0851822 (10,79)***
edad2	-0,001154 (-12,01)***
mujer	-1,160571 (-63,8)***
añoseduc	0,2166229 (48,7)***
constante	-1,075961 (-6,98)***
/athrho	-1,369219
/Insigma	0,218963
rho	-0,878514
sigma	1,244785
lambda	-1,093561

LR test of indep, (rho = 0):

chi2(1) = 2598,11 Prob > chi2 = 0,0000

(\*) nivel de significancia: 10%

(\*\*) nivel de significancia: 5%

(\*\*\*) nivel de significancia: 1%

Heckman: Método de estimación de Heckman

Anexo 5. Estimación de los efectos marginales según el sistema de pensiones.

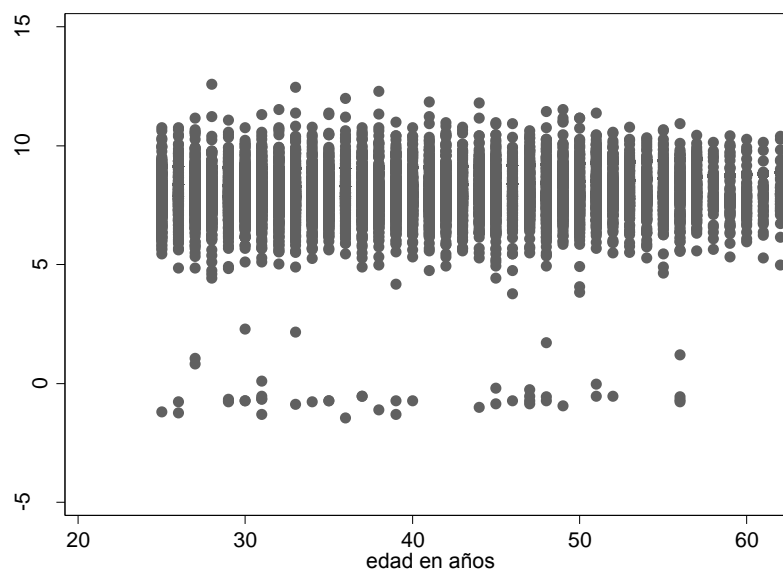
Efectos marginales			
Variable dependiente: sistema			
Variable	SPP	SNP	No afiliado
<b>Obs. Media</b>	0,07850433***	0,03673992***	0,88475575***
<b>edad</b>	0,0096981***	0,0056117***	-0,0153098***
<b>edad2</b>	-0,0001505***	-0,0000491***	0,0001996***
<b>mujer</b>	-0,0390221***	-0,0132097***	0,0522318***
<b>lsalhoraheck</b>	-0,0283144***	-0,0134213***	0,0417357***
<b>añoseduc</b>	0,0325132***	0,0155239***	-0,0480372***
<b>regAtlantica</b>	-0,0352033***	-0,0243676***	0,0595709***
<b>regOriental</b>	-0,0019356	-0,0118019***	0,0137375
<b>regCentral</b>	0,0169078*	-0,0013341	-0,0155737
<b>regPacifica</b>	-0,0531845***	-0,0187071***	0,0718917***
<b>regBogota</b>	0,164784***	0,0243621***	-0,1891461***
<b>regAntioquia</b>	0,0342774***	-0,0077706	-0,0265068**
<b>regValle</b>	0,0330205***	0,0126924*	-0,0457129***
<b>regSanAndres</b>	0,1257983***	0,0987406***	-0,2245388***

(\*) nivel de significancia: 10%

(\*\*) nivel de significancia: 5%

(\*) nivel de significancia: 1%

Anexo 6. Diagrama de dispersión del logaritmo del salario por hora con respecto a la edad en años



Fuente: Cálculos propios en Stata.