

# **Determinantes de la decisión de pensionarse: Salud, historia laboral y contexto del hogar\***

**Gilbert Brenes-Camacho<sup>♦</sup>**

## **Resumen corto.**

La pensión por jubilación es un instrumento de Seguridad Social que posibilita a los adultos mayores a mantener un nivel económico estable después de dejar el mercado laboral. No obstante, en América Latina, no se ha llegado a la cobertura total de las pensiones contributivas, por lo que las personas necesitan posponer el retiro y seguir laborando. El presente artículo busca determinar cuáles son, en Costa Rica, los cofactores asociados a la decisión de jubilarse, así como a decisiones similares: dejar de trabajar sin pensión, y pensionarse anticipadamente ó tardíamente. Se utiliza la base de datos de las dos cohortes del estudio longitudinal CRELES. Se utilizan ecuaciones de regresión logística binaria para analizar la incidencia de jubilación. Un 7% de las personas de 55 años y más que aún laboraban en línea base se jubilaron en las rondas subsiguientes, a pesar de que un total de 12% dejaron de laborar en el mismo período. Los no asalariados así como los trabajadores agrícolas tienen menos probabilidad de pensionarse que el resto de ocupados. Entre las dinámicas familiares, se encontró que aquellos adultos que realizan transferencias informales de dinero a allegados tienen más probabilidad de jubilarse y, en particular, de hacerlo anticipadamente. Además, es más probable que aquellos que cuidan menores de edad dejen de laborar sin pensión. No se encontró una asociación significativa entre la salud y las decisiones de retiro. El estudio muestra que las dinámicas internas del hogar inciden en las decisiones de jubilarse y dejar de trabajar.

## **Introducción**

Las pensiones de jubilación forman parte de los sistemas de bienestar social surgidos durante la última parte del siglo XIX y la primera mitad del siglo XX. Los programas de seguridad social "basados en ciudadanía" (Lynch, 2006) buscaban llenar los vacíos de las políticas de beneficios

---

\* Propuesta de Trabajo a ser presentado en el VII Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población, ALAP, realizado en Foz de Iguazú –Brasil, del 17 al 22 de Octubre de 2016.

<sup>♦</sup> Centro Centroamericano de Población y Escuela de Estadística, Universidad de Costa Rica

laborales de las empresas, por lo que trataban de apoyar a los grupos con limitado acceso a dichos beneficios: los niños, las mujeres en el hogar, y los adultos mayores. América Latina vio el nacimiento de estos sistemas de seguridad social durante el siglo XX. En Costa Rica, el recibir ingreso por pensión es uno de los determinantes más importantes de la percepción de bienestar por parte de los adultos mayores (Brenes-Camacho, 2013). Sin embargo, al igual que en América Latina, la cobertura del sistema de pensiones a la población adulta mayor todavía no es completa (Brenes-Camacho, 2009; Mesa-Lago, 2012). La falta de cobertura responde a la extensión del sector informal en el mercado laboral de los países de la región, así como a definición de políticas de Estado para incorporar al sistema a los grupos que, por sus características, quedan excluidos originalmente.

Jubilarse o dejar de trabajar son determinados no solo por decisiones individuales, sino también por el contexto social de los adultos en edades elegibles. El presente artículo pretende explorar los determinantes de la decisión de retirarse en Costa Rica, utilizando modelos para datos longitudinales.

## **Estado de la Cuestión**

Costa Rica es generalmente clasificado como uno de los precursores de los sistemas de seguridad social en América Latina, aún cuando su establecimiento y consolidación es posterior a los otros países así clasificados –Argentina, Uruguay, Chile, Brasil y Cuba– (Mesa-Lago, 2009, 2012). Sus Sistema Nacional de Pensiones (SNP) está compuesto actualmente por un régimen mayoritario –el Régimen de Invalidez, Vejez y Muerte (IVM) de la Caja Costarricense del Seguro Social (CCSS)– y otros especiales que abarcan a grupos específicos: el Magisterio, el Poder Judicial, Bomberos y los agrupados en el régimen con cargo al Presupuesto Nacional (Robles-Cordero, 2013; Navarro Molina, 2014). Estos regímenes son parte del llamado "primer pilar". El segundo pilar está constituido por Regímenes Obligatorios de Pensiones

Complementarias. Todo trabajador tiene la obligación de cotizar para ambos pilares, según la Ley de Protección al Trabajador instaurada en el año 2000. Existe también un tercer pilar compuesto por las pensiones complementarias no obligatorias, pero la proporción de personas cotizando para dicho régimen es muy baja.

Mientras que los regímenes del primer pilar son eminentemente públicos, los del segundo pilar son eminentemente privados. Por esta mezcla de regímenes, Robles-Cordero (2013) clasifica al SNP como "multipilar" y Mesa-Lago (2012) como sistema mixto. El primer pilar está constituido como un sistema de reparto ("pay-as-you-go")<sup>2</sup>, mientras que el segundo pilar es eminentemente de capitalización.

El SNP se caracteriza por ser un sistema que aparenta estar fragmentado por las múltiples operadoras del segundo pilar y por los regímenes especiales del primer pilar, pero que en la práctica es relativamente unificado (Mesa-Lago, 2012), pues la mayoría de los cotizantes está afiliado al IVM en el primer pilar. Existen distintas formas de medir la cobertura del SNP, pero los datos comparativos circa 2010 señalan que aproximadamente el 60% de la población de 65 años y más está cubierta por el primer pilar (Mesa-Lago, 2012). Usando la base de datos del proyecto CRELES (que se emplea en el presente análisis), se estima que un 63% de las personas de 65 años y más reciben pensión. Además, también alrededor del 60% la población económicamente activa estaría cotizando para el sistema (Mesa-Lago, 2012; Robles-Cordero, 2013). En Costa Rica, la cobertura de pensión es relativamente más alta que en otros países latinoamericanos porque es obligatorio para los trabajadores no asalariados el cotizar para el IVM, aún cuando no todos lo hacen (sobre todo, los trabajadores independientes del sector informal). En el primer pilar, los trabajadores afiliados al IVM tienen derecho a la pensión si han

cumplido 65 años y cuentan con al menos 300 cuotas; existe la posibilidad de una pensión adelantada con una penalización, si se tiene una edad de 60 años para mujeres o 62 para los hombres y se ha cumplido con las 180 cuotas. En el régimen del IVM, el monto de la pensión es equivalente al salario base promedio de los últimos 20 años; sin embargo, después de la jubilación, el monto aumenta de acuerdo a las cifras oficiales del Índice de Precios al Consumidor. Los afiliados a los regímenes minoritarios (Magisterio, Poder Judicial, etc.) tienen derecho a jubilarse antes de los 65 años dependiendo del número de cuotas que hayan cotizado, y el monto por recibir comparado al último salario es mayor al del IVM. En el segundo pilar, es posible recibir la pensión complementaria obligatoria a los 60 años para mujeres y a los 62 años para hombres (Bertranou, Calvo & Bertranou, 2009), aunque dada la instauración reciente del segundo pilar hay pocas personas con derecho a esta pensión en la actualidad.

En el 2016, las cuotas del primer pilar se componen de aportaciones del empleador (5.08% del salario), del trabajador (2.84%) y del Estado (0.58%). Si el trabajador es independiente, aporta un 10.5% de su salario (CCSS, 2005). Los montos de las cuotas son diferentes para los regímenes minoritarios. En el segundo pilar solo aportan el patrono (3.25% del salario) y el trabajador (1%).

Se ha cuestionado la sostenibilidad del SNP debido al efecto que tiene el envejecimiento poblacional sobre los sistemas de reparto, a limitaciones en la administración de los recursos, y a restricciones en la inversión de los fondos del segundo pilar (Badilla Solano & Díaz González, 2013; Bertranou, Calvo & Bertranou, 2009; Mesa-Lago, 2012; Robles-Cordero, 2013; Rosero-Bixby & Jiménez-Fontana, 2012). Precisamente, el segundo pilar fue instaurado para complementar posibles reducciones futuras en el monto de la pensión del primer pilar.

---

<sup>2</sup> El Régimen del Magisterio Nacional es de reparto para los afiliados más antiguos, y de capitalización para los que

Como complemento al SNP basado en las cotizaciones del mercado laboral, existe también un régimen no contributivo de pensiones de subsistencia que realiza transferencias monetarias del Estado hacia población de ingresos muy bajos o nulos que, de otra forma, no podría contar con recursos durante su vejez. La elegibilidad es definida por estudios socioeconómicos realizados por el Instituto Mixto de Ayuda Social, un ente estatal descentralizado orientado a apoyar a la población en desventaja social.

### **Materiales y métodos.**

Se emplean las dos cohortes del proyecto CRELES (Costa Rica: Estudio sobre Longevidad y Envejecimiento Saludable). La primera cohorte –denominada CRELES-pre1945–infiere a la población nacida en Costa Rica en 1945 o antes, y que residía en el país en 2004. La muestra original en la línea base consta de 2827 personas; el trabajo de campo de esta primera ronda se realizó entre noviembre de 2004 y setiembre de 2006. La segunda ronda se llevó a cabo entre octubre 2006 y julio 2008 y se entrevistó a 2364 adultos mayores, lo que implica un 16% de pérdida de seguimiento. En la tercera ronda, llevada a cabo entre febrero 2009 y enero 2010, se completaron 1855 entrevistas para una pérdida de seguimiento entre rondas de 9%. La principal causa de las pérdidas de seguimiento se deben a defunciones. La segunda cohorte –denominada CRELES-pre-retiro– infiere a la población nacida entre 1945 y 1955 y residente en el país en 2010<sup>3</sup>. La primera ronda se llevó a cabo entre enero 2010 y diciembre de 2011 y contó con una muestra total de 2798 individuos. La segunda ronda se efectuó entre febrero de 2012 y febrero 2014, y se entrevistó a 2478 personas (tasa de respuesta total de 89%); la principal fuente de pérdida de seguimiento surgió de personas que no se pudieron localizar.

---

ingresaron después de 1993).

<sup>3</sup> También se entrevistó a los cónyuges de los seleccionados en la muestra, pero esta información no se analiza en este artículo.

Ambos diseños muestrales fueron probabilísticos y polietápicos, en los que se seleccionaban áreas de salud en la primera etapa, y adultos en la última etapa. El trabajo de campo se realizaba con equipos de un conductor y tres entrevistadores en cada vehículo. Las entrevistas se efectuaban con un dispositivo móvil personal (PDA). La cantidad de equipos varió de 2 en la primera ronda de CRELES-pre-1945 a uno solo equipo en las últimas rondas. En las primeras dos rondas de CRELES-pre-1945 y en la línea base de CRELEs-pre-retiro, se recolectaron muestras de sangre por venipuntura para analizar biomarcadores (aunque en este análisis, no se usa dicha información). En todas las entrevistas, el adulto seleccionado leía y firmaba un formulario de consentimiento informado aprobado por comités de ética de EEUU y Costa Rica. La primera cohorte fue financiada por la Fundación Wellcome Trust, y la segunda, por los Institutos de Salud de EEUU (National Institutes of Health NIH).

Se define varias variables respuesta para el análisis. La primera es una variable dicotómica, en donde 1 es igual a recibir pensión. Esta variable se desagregó en una variable politómica en la que los que recibieron pensión se clasifican según si la pensión fue anticipada (edades menores a 64 años), pensión en edad normativa (entre 64 y 66 años), o pensión tardía (a edades mayores a 66 años). La edad normativa se definió como un rango en lugar que como una edad única (65 años según la Ley de Pensiones) porque el cuestionario de CRELES no permite delimitar la edad exacta a la que se recibió la pensión pues hay un espaciamiento promedio de aproximadamente año y medio entre dos rondas cualesquiera.

La otra variable dependiente es también dicotómica y se refiere a si la persona dejó de trabajar (valor de 1) ó no (valor de 0). Posteriormente se construyó una variable politómica que combina las dos variables binarias, para contener 4 categorías: seguir trabajando sin pensión, dejar el trabajo sin pensión, seguir trabajando con pensión, y dejar el trabajo con pensión.

Para determinar los cofactores de las decisiones de retiro, se emplearon modelos logísticos de incidencia. Se denominan como modelos de incidencia aquellos que restringen la muestra de estimación a aquellos individuos a quienes no les ha ocurrido el evento durante la línea base. En este caso, serían las personas que están trabajando y no cuentan con pensión durante la ronda 1. La muestra de estimación, que combina las dos cohortes, cuenta con un total de 3851 casos. En términos de las variables binarias, esta operacionalización significa que los modelos se restringen a los entrevistados cuya variable dependiente es igual a cero. Se emplean modelos logísticos multinomiales para analizar las variables respuesta politómicas. Estos modelos serían equivalentes a modelos de incidencia con riesgos en competencia porque modelan la transición desde el estado de línea base –estar trabajando y sin pensión– hacia alguno de los otros tres estados (las combinaciones de dejar de trabajar y recibir pensión en un caso, y las distintas edades de pensión en el otro caso).

Los cofactores de las decisiones de retiro son las variables independientes de los modelos logísticos. Se pueden clasificar en cuatro grupos: variables demográficas, variables de salud, variables laborales y variables de la dinámica familiar. En el primer grupo están el sexo, la edad, los años de escolaridad, y la condición de extranjero. En el segundo están el reportar salud mala o regular (variable dicotomizada a partir de una escala con 5 categorías), un índice de estado cognitivo definido a partir de las respuestas a una versión del test Mini-Mental (Folstein & Folstein, 1975; Quiroga, Albala, & Klaasen, 2004 ), y si recibe ayuda en Actividades Básicas o Instrumentales de la Vida Diaria). La mayoría de las variables laborales se refieren a la ocupación principal en la que estuvo mayor tiempo de su vida. Por ejemplo, el ser asalariado o no asalariado en la ocupación principal, ocupación principal (clasificada en Ventas, oficina y profesionales; ocupación agrícola; y obreros y servicios). Además, se calcula una medición de experiencia definida según los años desde el primer trabajo (independientemente si se retiró

parcialmente de la actividad económica o no), y una escala auto-reportada sobre la percepción de la propia situación económica. Por último, las variables de dinámica familiar incluyen el estado conyugal, y variables binarias referidas a transferencias informales monetarias o no monetarias: cuidar niños, recibir dinero de familiares y allegados, y dar dinero a familiares y allegados.

## **Resultados**

De los 3851 entrevistados analizados que no tenían trabajo en la línea base, 441 dejaron de trabajar sin tener una pensión, 220 recibieron la pensión y siguieron laborando, y solo 99 dejaron de laborar y al mismo tiempo recibieron su pensión. A nivel poblacional, se estima que un 12% dejaron de laborar, y un 7% recibieron la pensión; sólo el 2.4% de la población experimentó ambos eventos (Cuadro 1). Esta diferenciación resalta un hecho característico de los países en desarrollo: el recibir pensión no implica dejar de laborar, ni viceversa. Además, entre las personas que decidieron jubilarse, se estima que un 55% lo hicieron antes de la edad normativa (65 años, aunque en esta investigación se usa la edad de 64 años, por la forma en la que está diseñada la encuesta); curiosamente, esta cifra es un poco más baja que la señalada por Robles para el Régimen del IVM de la CCSS (Robles Cordero, 2013): 70%. Solo una tercera parte lo hicieron cumpliendo la edad esperada por la Ley de Pensiones (Cuadro 2).

Las características generales de las personas que no recibían pensión en la línea base permiten anticipar las posibles dinámicas asociadas con las decisiones de jubilación (Cuadro 3). Entre los atributos demográficos que más resaltan, se puede destacar el relativamente bajo nivel educativo de esta población (una escolaridad promedio levemente inferior a los 8 años), y un relativamente alto porcentaje que reportan que su salud es mala o regular (43%). La gran mayoría no fueron asalariados en su ocupación principal, su experiencia laboral promedio llega a los 46 años y casi una tercera parte de ellos laboraban en agricultura. Estos patrones muestran que la mayoría de los adultos mayores de Costa Rica tenían características que les dificultaban el acceso a los mecanismos formales de la Seguridad Social que iniciaron cubriendo a asalariados de cuello blanco. La amplia experiencia sugiere que la mayoría de estos adultos ha necesitado seguir inserta en el mercado laboral por no contar con todos los requisitos para acceder a una pensión en el momento de la entrevista.



Entre las variables de la dinámica familiar, se destacan las que se relacionan con las transferencias informales (monetarias y no monetarias) intergeneracionales. Un 37% recibe dinero (principalmente de familiares) y una cifra prácticamente igual (36%) aporta dinero a allegados. Este último dato coincide a grandes rasgos con la evidencia de que las transferencias intergeneracionales desde los adultos mayores hacia personas más jóvenes en el país son considerables (Rosero-Bixby y Zúñiga, 2010). Además, aproximadamente una cuarta parte de los adultos de 55 años ó más que estaban laborando realizaban también la labor de cuidado de niños. Estas variables de dinámica familiar cobran relevancia pues, si están asociadas con la jubilación, sugerirían que este proceso de toma de decisiones podría trascender el plano estrictamente individual para estar determinado también por el contexto familiar.

Para el análisis multivariante, se estimaron dos modelos de regresión logística: uno para predecir la probabilidad de recibir pensión en la ronda subsiguiente, y el otro para predecir si la persona dejó de trabajar (Cuadro 4). En ambos modelos resalta que los no asalariados tienen 70% menos de odds de jubilarse o dejar de trabajar que los asalariados. Además, es menos probable que una persona ocupada en labores agrícolas se jubile que una persona laborando como obrero o en servicios. A pesar de que no se logra medir de la forma más precisa, estos resultados muestran el papel de la informalidad en el acceso a los beneficios de la Seguridad Social: los agricultores y los trabajadores por cuenta propia tienen menos facilidades de acceso a una pensión.

Pasando a las dinámicas familiares, aquellos adultos que dan dinero a familiares y allegados tienen más probabilidad de recibir una pensión. A la luz del marco teórico, no está claro cuál es el mecanismo de causalidad entre ambas variables, aunque el ingreso estable de una pensión le permitiría al adulto asegurar los recursos económicos para continuar las transferencias. Por el contrario, no son las transferencias monetarias las que predicen la incidencia de dejar el trabajo, sino las transferencias no monetarias; las personas que cuidaban niños en la línea base tienen 64% más de odds de dejar de trabajar que aquellos que no cumplían este rol familiar.

Se estimó un modelo logístico multinomial cuya variable dependiente es la combinación de estas dos características: recibir una pensión y dejar de trabajar (Cuadro 4). Debido a la desagregación de la muestra, se cuenta con menos potencia estadística para poder detectar Odds Ratios diferentes de uno. El modelo multinomial destaca que el cuidado de niños predice sobre todo la transición hacia la inactividad laboral sin el ingreso de pensión; en otras palabras, la decisión de dejar de laborar sin contar con una jubilación parece que surge de los requerimientos o

compromisos de apoyo informal no monetario. El cuadro 4 también confirma que los agricultores tienen mayores probabilidades de seguir laborando (sobre todo sin pensión), y que los asalariados son los que cuentan con mayor acceso a la pensión y con mayores posibilidades de salirse de la actividad económica.

Por último, para enfocarse en los procesos de jubilación, se estimó otro modelo de regresión logística multinomial para analizar la incidencia de jubilarse antes, durante o después de la edad normativa (65 años, pero en el rango antes descrito)<sup>4</sup>. Tal y como se observó en los modelos anteriores, los agricultores y los no asalariados tienen menos probabilidades de jubilarse a cualquier edad. Es más notorio que los no asalariados tienen significativamente menos probabilidades de adelantar la jubilación, hallazgo que se esperaba pues son típicamente empleados públicos (de regímenes especiales) los que tienen mayores facilidades de adelantar la jubilación.

Además –continuando con las dinámicas familiares–, aquellas personas que aportan dinero a sus allegados tienen más probabilidades de retirarse a una edad más joven; en cambio, tienen iguales probabilidades de retirarse durante la edad normativa o posteriormente, al compararlos con aquellos adultos que no efectúan transferencias. Adicionalmente, los que reciben dinero de familiares también tienen más probabilidades de adelantar su edad de jubilación. Dentro de la lógica de las decisiones a lo interno de la familia, también llama la atención que, comparados a los viudos, los nunca casados y los que viven en unión libre tienen menores odds de escoger una pensión tardía. Más investigación se requiere para comprender cuál es el mecanismo que liga al estado conyugal con la pensión tardía.

Por último, hay otras dos variables demográficas que están ligadas a los tiempos de jubilación. Por un lado, según los datos, las mujeres tienen más probabilidades de una jubilación tardía que los hombres. Dadas las características de las mujeres de estas cohortes, se podría suponer que las mujeres tienen menos acceso a cubrir las cuotas requeridas para la jubilación por las salidas del mercado laboral que las mujeres pueden experimentar por razones de maternidad; también se puede deber a un acceso diferencial a ocupaciones del sector informal que no son correctamente operacionalizadas con las variables laborales incluidas en el análisis. Una explicación similar se

---

<sup>4</sup> Este modelo también está afectado por baja potencia estadística debido a la desagregación de la variable dependiente en 4 categorías.

puede dar con la asociación negativa entre años de escolaridad y jubilación tardía: las personas más educadas tienen acceso a empleos más formales, por lo que las menos educadas tendrían más dificultad para cumplir con los requisitos legales de una pensión.

## **Conclusiones.**

Los principales determinantes de la decisión de retirarse surgen de las condiciones del mercado laboral. Los empleados asalariados tienen más probabilidad de jubilarse en general, y sobre todo de jubilarse anticipadamente, que los trabajadores independientes. Además, los trabajadores en ocupaciones agrícolas tienen menores probabilidades de jubilarse. Estos resultados confirman que hay una proporción de adultos mayores en Costa Rica enfrentando barreras de acceso a una pensión porque pertenecían a grupos que se beneficiaron tardíamente o no se beneficiaron del todo de la ampliación de la cobertura de la Seguridad Social, pese a que Costa Rica es considerada aún como una precursora en dicho ámbito. El trabajo independiente –muchas veces del sector informal– no solo puede conducir a beneficios más limitados para la futura población adulta mayor, sino que también puede afectar la sostenibilidad del SNP.

El artículo también señala la alta proporción de personas que están recibiendo el beneficio de la pensión antes de la edad normativa. Si bien es cierto, los reglamentos del primer pilar desincentivan la jubilación temprana, su alta incidencia puede poner en riesgo la sostenibilidad de todo el sistema (Robles-Cordero, 2013; Rosero-Bixby & Jiménez-Fontana, 2012). La autoridades competentes deben buscar mayores desincentivos a la pensión anticipada, particularmente de empleados con altos ingresos que típicamente están insertos en el sector público.

Entre los hallazgos más novedosos del artículo, se puede citar la asociación entre la dinámica familiar y la decisión de jubilarse o simplemente salirse del mercado laboral. Mientras que son las transferencias no monetarias –el cuidado de niños y niñas– las que predicen una mayor probabilidad de dejar de trabajar, la práctica de dar dinero a familiares y allegados por parte de los adultos mayores predice una mayor incidencia a la jubilación, sobre todo a la jubilación anticipada. Se recomienda profundizar estos aspectos con investigaciones de corte cualitativo para determinar claramente la relación causal entre estas variables. Se podría especular que las decisiones de jubilarse se ven determinadas por obligaciones de los adultos mayores para con sus hijos y familiares.



## Cuadros y Gráficos

Cuadro 1. Costa Rica: Personas de 55 años y más que estaban laborando en línea base, según si dejaron de laborar o recibieron pensión en rondas siguientes (Porcentajes ponderados por inverso de selección)

Recibió pensión	Dejó de trabajar		Total
	No	Sí	
Frecuencias absolutas			
No	3,090	442	<b>3,532</b>
Sí	220	99	<b>319</b>
<b>Total</b>	<b>3,310</b>	<b>541</b>	<b>3,851</b>
Frecuencias relativas			
No	83.7	9.4	<b>93.1</b>
Sí	4.5	2.4	<b>6.9</b>
<b>Total</b>	<b>88.2</b>	<b>11.8</b>	<b>100.0</b>

Cuadro 2. Costa Rica: Personas que se pensionaron durante el período de estudio, según edad a la pensión. (Porcentajes ponderados por inverso de selección)

Edad a la pensión	Frec. Absol	Frec. Relativa
Edad anticipada (antes de 64 años)	83	55.37
Edad normativa (entre 64 y 66 años)	99	30.02
Edad tardía (67 años ó más)	135	14.61
<b>Total</b>	<b>317</b>	<b>100</b>

Cuadro 3: Costa Rica, personas de 55 años y más: Estadísticas descriptivas de cofactores en línea base (Desviación estándar a la par de medias aritméticas)

Cofactores		
Variables demográficas		
% de mujeres	52.4	
Años promedio de escolaridad	7.7	(4.8)
% de extranjeros	6.6	
Variables de salud		
% que reportan salud mala o regular	43.1	
Promedio de índice cognitivo	13.1	(1.7)
% que necesitan ayuda en AVD/AIVD	22.0	
Variables laborales		
Promedio de años de experiencia	46.0	(8.2)
% No asalariados	81.6	
Promedio de nivel socioecon percibido	3.4	(1.0)
Ocupación principal		
% Ventas, oficina y profesiones	30.4	
% Agricultura	30.0	
% Obreros y servicios	39.6	
Variables de dinámica familiar		
Estado conyugal		
% En unión libre	11.2	
% Casados	59.1	
% Viudos	7.5	
% Separados/Divorciados	16.4	
% Nunca unidos	5.8	
% Cuida niños	23.0	
% Recibe dinero	37.1	
% Da dinero	36.1	

Cuadro 4. Costa Rica: Población de 55 años y más: Coeficientes de regresiones logísticas de incidencia de recibir una pensión o de incidencia de dejar de trabajar. 2004-2014

Covariables	<u>Recibir pensión</u>	<u>Dejar de trabajar</u>
	OR	OR
Variables demográficas		
Mujer (Base=Hombre)	1.03	0.93
Edad	1.16 ***	1.02
Años de escolaridad	0.97	0.97
Extranjero (Base=Nacional)	0.64	0.90
Variables de salud		
Salud mala o regular ( Base=Excelente a buena)	1.22	1.16
Índice de estado cognitivo	1.00	1.11
Recibe ayuda en AVD/AIVD (Base=No recibe)	0.80	0.99
Variables laborales		
Experiencia	1.00	1.03 *
No asalariado (Base=Asalariado)	0.22 ***	0.29 ***
Situación económica percibida	1.01	0.87
Ocupación principal (Base=Obreros y servicios)		
Ventas, oficina y profesiones	1.21	1.34
Agricultura	0.54 *	0.82
Variables de dinámica familiar		
Estado conyugal (Base=Viudos)		
En Unión libre	0.55	1.26
Casados	0.84	1.10
Divorciados	0.86	1.24
Nunca casados	1.16	1.58
Cuida niños	0.87	1.64 **
Recibe dinero de familiares	1.29	0.93
Da dinero a familiares	1.57 *	1.00
Número de miembros del hogar	0.95	0.98

Cuadro 5. Costa Rica: Población de 55 años y más: Coeficientes de regresión logística multinomial de incidencia de: dejar de trabajar sin pensión, seguir trabajando con pensión, o dejar de trabajar con pensión. (Base= Seguir trabajando sin pensión)

Covariables	Dejar trabajo sin pensión	Seguir trabajo con pensión	Dejar trabajo con pensión
	OR	OR	OR
<b>VARIABLES DEMOGRÁFICAS</b>			
Mujer (Base=Hombre)	0.87	0.95	1.16
Edad	1.00	1.16 ***	1.21 ***
Años de escolaridad	0.96	0.96	0.97
Extranjero (Base=Nacional)	1.01	0.78	0.32
<b>VARIABLES DE SALUD</b>			
Salud mala o regular ( Base=Excelente a buena)	1.10	1.09	1.33
Índice de estado cognitivo	1.15 *	1.04	0.94
Recibe ayuda en AVD/AIVD (Base=No recibe)	1.07	0.91	0.68
<b>VARIABLES LABORALES</b>			
Experiencia	1.04 *	1.01	1.01
No asalariado (Base=Asalariado)	0.46 ***	0.51 *	0.03 ***
Situación económica percibida	0.93	1.21	0.68
Ocupación principal (Base=Obreros y servicios)			
Ventas, oficina y profesiones	1.41	1.24	1.12
Agricultura	0.96	0.67	0.25 **
<b>VARIABLES DE DINÁMICA FAMILIAR</b>			
Estado conyugal (Base=Viudos)			
En Unión libre	1.42	0.63	0.41
Casados	1.07	0.76	1.20
Divorciados	1.19	0.74	1.36
Nunca casados	1.39	0.88	2.20
Cuida niños	1.95 ***	1.19	0.57
Recibe dinero de familiares	1.05	1.66	0.74
Da dinero a familiares	0.92	1.49	1.68
Número de miembros del hogar	0.98	0.95	0.93



Cuadro 6. Costa Rica: Población de 55 años y más: Coeficientes de regresión logística multinomial de incidencia de: pensión anticipada, pensión en edad normativa, o pensión tardía.  
(Base= Seguir trabajando sin pensión)

Covariables	Pensión anticipada	Pensión en edad normativa	Pensión tardía
	OR	OR	OR
<b>VARIABLES DEMOGRÁFICAS</b>			
Mujer (Base=Hombre)	0.91	0.95	2.52 *
Años de escolaridad	1.02	0.92	0.78 **
Extranjero (Base=Nacional)	1.02	0.41	0.23
<b>VARIABLES DE SALUD</b>			
Salud mala o regular ( Base=Excelente a buena)	1.00	1.10	1.93
Índice de estado cognitivo	1.11	0.95	0.94
Recibe ayuda en AVD/AIVD (Base=No recibe)	0.75	0.96	0.58
<b>VARIABLES LABORALES</b>			
Experiencia	1.03	1.06 *	1.08
No asalariado (Base=Asalariado)	0.22 ***	0.26 ***	0.51
Situación económica percibida	0.99	0.99	0.93
Ocupación principal (Base=Obreros y servicios)			
Ventas, oficina y profesiones	1.30	1.04	1.05
Agricultura	0.58	0.55	0.30 *
<b>VARIABLES DE DINÁMICA FAMILIAR</b>			
Estado conyugal (Base=Viudos)			
En Unión libre	0.22	0.90	0.15 *
Casados	1.41	0.48	0.56
Divorciados	1.50	0.34	0.64
Nunca casados	1.52	1.49	0.02 ***
Cuida niños	0.59	1.62	0.60
Recibe dinero de familiares	1.99 *	0.94	1.00
Da dinero a familiares	2.72 ***	0.77	0.62
Número de miembros del hogar	0.88	0.97	0.94

Nota: Se eliminó edad como covariable porque la información se usa para construir la variable dependiente

## **Bibliografía**

- Badilla Solano, A., & Díaz González, P. (2013). Caja Costarricense de Seguro Social: Variables internas que perpetúan la crisis. *Revista Rupturas*, 3(2):202-223
- Bertranou, F., Calvo, E., & Bertranou, E. (2009). Is Latin American retreating from individual retirement accounts? (Issue Brief No. 9-14). Chestnut Hill, MA: Center for Retirement Research at Boston College.
- Brenes-Camacho, G. (2009). The pace of convergence of population aging in Latin America : opportunities and challenges. En *Demographic transformations and inequalities in Latin America*. Río de Janeiro : ALAP. Pp. 137-153
- Brenes-Camacho, G. (2013). Factores socioeconómicos asociados a la percepción de situación socioeconómica entre adultos mayores de dos países latinoamericanos. *Revista de Ciencias Económicas*, 31(1):153-167
- CCSS (2005). Reglamento del Seguro de Invalidez, Vejez y Muerte. Caja Costarricense del Seguro Social.
- Folstein , M.E., & Folstein , S.E. ( 1975 ). Mini-Mental State. A practical method for grading the cognitive state of patients for the clinician . *Journal of Psychiatric Research* , 12: 189–195.
- Lynch, J. (2006). *Age in the welfare state: The origins of social spending on pensioners, workers, and children*. Cambridge University Press.
- Mesa-Lago, C. (2009). "Social insurance (pensions and health), labour markets and coverage in Latin America". En: Hujo, K. & McClanahan, S. (eds.). *Financing Social Policy. Mobilizing Resources for Social Development*. Palgrave Macmillan UK. Pp. 215-245.
- Mesa-Lago, C. (2012). The performance of social security contributory and tax-financed pensions in Central America, and the effects of the global crisis. *International Social Security Review*, 65(1), 1-27.

- Navarro Molina, P. (2014). Modificación del régimen de pensiones y jubilaciones del Cuerpo de Bomberos de Costa Rica y sus implicaciones en torno al derecho a la igualdad. Trabajo Final de Graduación para optar al Grado de Máster en Derechos Humanos, Universidad Estatal a Distancia UNED.
- Quiroga , P., Albala , C., & Klaasen , G. (2004). Validación de un test de tamizaje para el diagnóstico de demencia asociada a edad, en Chile . Revista Médica de Chile , 132(4):467–478 .
- Robles Cordero, E. (2013). "Regímenes de Pensión: Situación y Perspectivas en España y Costa Rica". Ponencia presentada en el Primer Congreso Internacional de Derecho del Trabajo y Seguridad Social, 10 – 11 de octubre de 2012, San José, Costa Rica. En: [http://edutec2013.ac.cr/posgrado/images/cong\\_derecho/Ponencias/2\\_Edgar\\_Robles\\_Cordero.pdf](http://edutec2013.ac.cr/posgrado/images/cong_derecho/Ponencias/2_Edgar_Robles_Cordero.pdf). Revisado el 18/02/2016.
- Rosero-Bixby, L., & Zúñiga, P. (2010). Transferencias intergeneracionales en Costa Rica. Notas de Población 90: 111-132.
- Rosero-Bixby, L., & Jiménez-Fontana, P. (2012) Retos y oportunidades del cambio demográfico para la política fiscal de Costa Rica. San José: Editorial Universidad de Costa Rica.