

UNIVERSIDAD DE COSTA RICA  
SISTEMA DE ESTUDIOS DE POSGRADO

Análisis de Supervivencia para Predecir el Retiro de Funcionarios  
de Ministerios de Gobierno.

Análisis de Cohortes para determinar el Impacto Salarial de un  
Modelo de Salario Único para los Empleados de Ministerios de  
Gobierno

Trabajo final de investigación aplicada sometido a la  
consideración de la Comisión del Programa de Estudios de  
Posgrado en Estadística para optar al grado y título de Maestría  
Profesional en Estadística

ISRAEL DE JESÚS ORTIZ ROBLES

Ciudad Universitaria Rodrigo Facio, Costa Rica

2022

## **Dedicatoria y agradecimientos**

Doy gracias a Dios por brindarme la fortaleza necesaria para el logro de mis metas y poner en mi camino las herramientas y personas que reflejan su gracia.

Dedico este trabajo de graduación a mi madre y le agradezco por estar siempre a mi lado, por su amor, creer en mí en todo momento y apoyarme día a día, ella es el motor de mis logros.

Dedico y agradezco a María José por la ayuda brindada, por alentarme día a día, llevar alegría y amor a mi vida y por convertirse en mi motivación del logro.

Un agradecimiento especial a Luis Barboza por ser mi guía durante este proceso y ayudarme a encontrar soluciones adecuadas siempre, por su paciencia y disposición.

“Este trabajo final de investigación aplicada I fue aceptado por la Comisión del Programa de Estudios de Posgrado en Estadística de la Universidad de Costa Rica, como requisito parcial para optar al grado y título de Maestría Profesional en Estadística”

---

Dr. Luis Barboza Chinchilla  
**Profesor Guía**

---

Dr. Gilbert Brenes Camacho  
**Lector**

---

Mag. Juan Ernesto Cruz Azofeifa  
**Lector**

---

Israel de Jesús Ortiz Robles  
**Sustentante**

“Este trabajo final de investigación aplicada II fue aceptado por la Comisión del Programa de Estudios de Posgrado en Estadística de la Universidad de Costa Rica, como requisito parcial para optar al grado y título de Maestría Profesional en Estadística”

---

Dr. Luis Barboza Chinchilla  
**Profesor Guía**

---

Dr. Gilbert Brenes Camacho  
**Lector**

---

Mag. Juan Ernesto Cruz Azofeifa  
**Lector**

---

Israel de Jesús Ortiz Robles  
**Sustentante**

# Tabla de Contenidos

Dedicatoria y agradecimientos .....	ii
Hoja de aprobación .....	iii
Hoja de aprobación .....	iv
Tabla de Contenidos .....	v
Resumen de Práctica Profesional I .....	viii
Resumen de Práctica Profesional II .....	ix
Lista de Gráficos .....	x
Lista de Cuadros .....	x
Práctica Profesional I .....	1
Capítulo I .....	1
Introducción .....	1
Antecedentes .....	3
Duración en el Empleo para América Latina.....	7
Comparación de la antigüedad entre América Latina con países desarrollados .....	11
Comportamiento de los determinantes de antigüedad en América Latina .....	14
Objetivos .....	20
Objetivo General:.....	20
Objetivos Específicos: .....	20
Justificación de variables .....	20
Capítulo II .....	22
Marco Teórico .....	22
Análisis de sobrevivencia .....	22
Objetivos del análisis de Sobrevivencia .....	22
Función de Hazard, Riesgo o Hazard Rate .....	23
Hazard Ratio .....	25
Modelos de Sobrevivencia.....	25
Modelo de Cox.....	25
Supuestos del modelo .....	27
Función de verosimilitud para el modelo de Cox .....	27
Modelos paramétricos .....	28
Modelos Acelerados de Falla (AFT).....	29
Línea de Base para el Modelo de Regresión de Sobrevivencia de Cox .....	29

Estimación de la función de Supervivencia.....	34
Predicción en modelos de Supervivencia.....	36
Estadísticos para la validación de modelos pronósticos.....	37
Estadísticos de discriminación .....	38
Estadísticos de exactitud.....	45
Brier Score.....	45
Validación del Modelo.....	48
División de datos para validación .....	49
Capítulo III.....	55
Metodología.....	55
Supuestos del análisis.....	56
Modelos Construidos .....	56
Capítulo IV .....	73
Resultados.....	73
Variable Dependiente .....	76
Análisis de Curvas Supervivencia .....	81
Modelos.....	87
Evaluación del supuesto de riesgos proporcionales.....	88
Evaluación de la Predicción.....	88
Capítulo V .....	96
Conclusiones.....	96
Bibliografía.....	101
Práctica Profesional II .....	74
Capítulo I.....	74
I.    Introducción.....	74
II.   Antecedentes .....	76
III.  Objetivos.....	91
Objetivo General:.....	91
Objetivos Específicos: .....	91
Capítulo II.....	92
IV.   Marco Metodológico.....	92
A.    Simulación demográfica .....	92
B.    Análisis de supervivencia .....	98
C.    Datos .....	102
Capítulo III.....	114
V.    Resultados.....	114

A.	Análisis Descriptivo de los datos iniciales .....	114
B.	Modelo de Generación de datos .....	115
C.	Desgaste de Población.....	116
D.	Comparación de Escenarios Salariales .....	117
E.	Análisis de duración de grupos (cohortes) .....	121
Capítulo IV	.....	124
VI.	Conclusiones.....	124
Bibliografía	.....	127

# Resumen de Práctica Profesional I

Este estudio se enfocó en la predicción de la probabilidad de retiro a corto, mediano y largo plazo de los funcionarios de ministerios de gobierno. Para obtener estimaciones de dicha probabilidad se utilizaron modelos de sobrevivencia tanto paramétricos como semiparamétricos y se estableció una metodología para determinar cuál modelo produce estimaciones de forma más exacta. Estos modelos utilizaron como variables predictoras el sexo, la categoría profesional y la edad inicial dada la influencia que tienen estas variables en el retiro de funcionarios.

Los resultados demuestran que el comportamiento al retiro es bastante heterogéneo de acuerdo a las variables de interés. En específico es más probable la salida de mujeres y de no profesionales sobre todo en los primeros 5 años de laborar. Es más probable la salida de funcionarios no profesionales sobre todo en los primeros años de laborar. A su vez se evidenció la interacción entre el sexo y la categoría profesional puesto que en general son más longevos los hombres profesionales y los grupos menos longevos son las mujeres no profesionales. En cuanto a la edad inicial se encontró que se espera que entre mayor sea la edad de un funcionario al ingresar menor será su tiempo de permanencia del mismo.

En cuanto a la metodología para evaluar el modelo de sobrevivencia más exacto en cuanto a predicción de la probabilidad de sobrevivencia cabe aclarar que es un tema aún en discusión en la comunidad estadística. Los estadísticos utilizados para este tipo de evaluación en este estudio se clasifican en medidas de discriminación y exactitud. Los estadísticos de discriminación escogidos fueron el índice C de Harrell y el Área Bajo la Curva ROC con Sensibilidad al Incidente y Especificidad Dinámica (I/D), el estadístico de exactitud escogido fue el Brier Score y también se calculó la desviación estándar del estadístico C. Por último, se realizó un consenso entre los resultados de los indicadores para determinar de forma más acertada el modelo a escoger.

## Resumen de Práctica Profesional II

En el presente estudio se compararon modelos de pago de salarios en los Ministerios de Gobierno de Costa Rica para determinar el efecto de implementar un modelo de salario único en dichas instituciones. En específico se compararon 3 esquemas de salario base más pluses y 3 esquemas de salario único. La comparación se realizó por medio de simulación de los esquemas salariales ligados al desgaste de cohortes de funcionarios, dado que el componente demográfico es fundamental para predecir el gasto salarial devengado. De esta forma se obtuvo una proyección del gasto en salarios devengado para el período comprendido entre los años 2022 y 2053.

Los resultados demuestran la influencia del componente demográfico asociado a la duración de cohortes de funcionarios en el gasto devengado para todos los esquemas puesto que los cambios en el gasto son concordantes con los cambios en las cohortes de funcionarios. También se encontró que los esquemas de salario base más pluses devengan mayor gasto que los correspondientes a salario único sobre todo para aquellos casos en los cuales el salario base aumenta.

Por otro lado, los esquemas de salario único devengan menor gasto que los esquemas de salario base más pluses, sin embargo, el gasto de dichos esquemas es muy similar para cada uno de ellos. Además, es importante recalcar que el gasto proyectado para el esquema de salario base más pluses con aumentos solamente por el componente de anualidad es muy similar al devengado por los esquemas de salario único.

Un hallazgo importante es la incertidumbre generada en este tipo de estimaciones puesto que se realizaron estimaciones por intervalo del 80% de cada uno de los escenarios simulados y los mismos fueron muy anchos, lo cual es un aspecto importante al momento de tomar decisiones.

## Lista de Gráficos

Gráfico 1: Distribución de la Edad Inicial de Funcionarios .....	74
Gráfico 2: Distribución de la Edad Inicial de Funcionarios por Sexo .....	75
Gráfico 3: Distribución de la Edad Inicial de Funcionarios por Categoría Profesional .....	76
Gráfico 4: Distribución de la Anualidad de Funcionarios.....	78
Gráfico 5: Distribución de Ingresos de Funcionarios por Año .....	79
Gráfico 6: Distribución de la Anualidad de Funcionarios por Sexo.....	80
Gráfico 7: Distribución de la Anualidad de Funcionarios por Condición Profesional.....	81
Gráfico 8: Curva de Kaplan Meier General.....	82
Gráfico 9: Curva de Kaplan Meier por Sexo .....	83
Gráfico 10: Curva de Kaplan Meier por Categoría Profesional .....	84
Gráfico 11: Curva de Kaplan Meier por Sexo y Categoría Profesional.....	85
Gráfico 12: Gráficos de Hazard General, por Sexo y Categoría Profesional.....	86
Gráfico 13: Índice C para Muestras de Entrenamiento y de Bootstrap.....	91
Gráfico 14: Curvas de Error de Predicción para datos de Entrenamiento y Validación cruzada .....	93
Gráfico 15: Intervalo del 80% para el desgaste medio poblacional.....	116
Gráfico 16: Desgaste medio Financiero.....	117
Gráfico 17: Intervalos del 80% para Escenarios de Salario Base más Pluses .....	118
Gráfico 18: Intervalos del 80% para Escenarios de Salario Único .....	120

## Lista de Cuadros

Cuadro 1: Años de Antigüedad promedio en el empleo de los ocupados y asalariados según grupo de edad en países de la OCDE y América Latina, 2014 .	12
Cuadro 2: Porcentaje de población Ocupada y Asalariada según grupo de edad y años de antigüedad en países de la OCDE Y América Latina, 2014 .....	13
Cuadro 3: Distribución por Sexo y Categoría Profesional .....	73
Cuadro 4: Estadísticos Descriptivos de la Anualidad y la Edad Inicial .....	74
Cuadro 5: Distribución del Retiro de Funcionarios.....	76
Cuadro 6: Distribución de las Causas del Retiro de Funcionarios .....	77
Cuadro 7: Distribución del Retiro por Sexo.....	77
Cuadro 8: Distribución de las Causas del Retiro de Funcionarios por Sexo .....	77
Cuadro 9: Evaluación del Supuesto de Riesgos Proporcionales .....	88
Cuadro 10: Estadísticos para evaluar la predicción de los modelos candidatos .....	89
Cuadro 11: Estimación de Modelos Finales .....	94
Cuadro 12: Resumen de Escenarios Simulados .....	113
Cuadro 13: Distribución por Sexo y Categoría Profesional .....	114
Cuadro 14: Distribución Conjunta por Sexo y Categoría Profesional.....	115
Cuadro 15: Modelo Exponencial.....	115
Cuadro 16: Monto Erogado en los esquemas simulados y comparación con Escenario 2 .....	121
Cuadro 17: Duración Media por Sexo y Categoría Profesional.....	121
Cuadro 18: Duración Media Conjunta por Sexo y Categoría Profesional.....	122



UNIVERSIDAD DE  
COSTA RICA

**SEP** Sistema de  
Estudios de Posgrado

**Autorización para digitalización y comunicación pública de Trabajos Finales de Graduación del Sistema de Estudios de Posgrado en el Repositorio Institucional de la Universidad de Costa Rica.**

Yo, \_\_\_\_\_, con cédula de identidad \_\_\_\_\_, en mi condición de autor del TFG titulado \_\_\_\_\_

Autorizo a la Universidad de Costa Rica para digitalizar y hacer divulgación pública de forma gratuita de dicho TFG a través del Repositorio Institucional u otro medio electrónico, para ser puesto a disposición del público según lo que establezca el Sistema de Estudios de Posgrado. **SI**  **NO** \*

\*En caso de la negativa favor indicar el tiempo de restricción: \_\_\_\_\_ año (s).

Este Trabajo Final de Graduación será publicado en formato PDF, o en el formato que en el momento se establezca, de tal forma que el acceso al mismo sea libre, con el fin de permitir la consulta e impresión, pero no su modificación.

Manifiesto que mi Trabajo Final de Graduación fue debidamente subido al sistema digital Kerwá y su contenido corresponde al documento original que sirvió para la obtención de mi título, y que su información no infringe ni violenta ningún derecho a terceros. El TFG además cuenta con el visto bueno de mi Director (a) de Tesis o Tutor (a) y cumplió con lo establecido en la revisión del Formato por parte del Sistema de Estudios de Posgrado.

**FIRMA ESTUDIANTE**

Nota: El presente documento constituye una declaración jurada, cuyos alcances aseguran a la Universidad, que su contenido sea tomado como cierto. Su importancia radica en que permite abreviar procedimientos administrativos, y al mismo tiempo genera una responsabilidad legal para que quien declare contrario a la verdad de lo que manifiesta, puede como consecuencia, enfrentar un proceso penal por delito de perjurio, tipificado en el artículo 318 de nuestro Código Penal. Lo anterior implica que el estudiante se vea forzado a realizar su mayor esfuerzo para que no sólo incluya información veraz en la Licencia de Publicación, sino que también realice diligentemente la gestión de subir el documento correcto en la plataforma digital Kerwá.

# Práctica Profesional I

## Capítulo I

### Introducción

En el presente estudio se realizó una descripción del comportamiento poblacional para los funcionarios de los ministerios de gobierno de Costa Rica. El análisis enfatizó en determinar el modelo más exacto en cuanto a predicción del retiro de funcionarios. Para ello se analiza la dinámica poblacional de los funcionarios en los Ministerios de Gobierno durante el período 2009-2016.

Se espera que este análisis sea de especial utilidad en la planificación estatal en temas tales como la elaboración de políticas públicas, temas de contratación, revisión y establecimiento de condiciones laborales para los funcionarios de los ministerios de gobierno y demás aspectos relacionados con la administración del recurso humano, así como la planificación financiera de las remuneraciones.

La descripción y predicción del comportamiento al retiro constituye un insumo fundamental para la planificación ya que conocer aspectos tales como la estructura etaria y los determinantes del retiro de funcionarios permitirá gestionar de mejor forma aspectos tales como la distribución del recurso humano y las remuneraciones que devengaría, así como el establecimiento de políticas de contratación y también soporte a grupos más expuestos al retiro o para determinar medidas específicas para mantener o buscar el recurso apropiado de acuerdo a las labores que se necesiten.

El componente demográfico ha sido poco o nada estudiado en el establecimiento de políticas referidas al sector de Ministerios de Gobierno, lo que ha ocasionado que algunas instituciones deban tomar medidas de contingencia ante retiros inesperados, tales como cambios en los modelos de contratación. Además, el estudio de los determinantes del retiro de funcionarios ayuda en la retención del recurso humano calificado y permite

atraer recursos con talento ya que refleja los sectores o grupos más propensos a retirarse.

También, el cambio demográfico impacta de forma directa aspectos tales como el gasto en salarios de los Ministerios de Gobierno, esto porque el modelo de remuneración actual establece reconocimientos por anualidad.

La transición demográfica permite plantear e impulsar algunas reformas, donde ya instituciones como la Contraloría General de la República (CGR) han elegido modelos de salario único, que más allá de los ahorros en gasto plantean una serie de beneficios en el régimen de empleo, cuyo objetivo primordial es el de retener y evitar la fuga del recurso humano calificado, así como atraer potenciales funcionarios de talento y experiencia en diversos sectores.

La CGR ha señalado (CGR, Presupuestos Públicos 2017: Situación y Perspectivas, 2017), la necesidad de analizar no solo la parte remunerativa, sino lo correspondiente a otras aristas sumamente relevantes, como lo son la rectoría, la política de empleo (creación de plazas), y la evaluación del desempeño, entre otros. La racionalidad, la proporcionalidad y la eficiencia son criterios que no se deben perder de vista en el adecuado diseño de un sistema que permita atraer y mantener el recurso humano sin que ello socave la sostenibilidad financiera de mediano plazo.

El estudio inicia con la presentación de la dinámica poblacional del retiro de empleados de ministerios de gobierno mediante el modelado de la misma a través de los datos del sistema INTEGRAL de los Ministerios de Gobierno durante el período 2009-2016. Posteriormente, mediante el análisis de sobrevivencia se analizan varios determinantes de la salida de los mismos para finalmente obtener el modelo más exacto en cuanto a predicción dicha salida.

## Antecedentes

En términos generales la salida de los empleados de los ministerios de gobierno puede ser producida por varias razones las cuales se pueden clasificar en dos grandes grupos, pensión y otros motivos. Estos otros motivos pueden ser la renuncia, despido, cambio de trabajo, etc. El acto de pensionarse ocurre en mayor medida en personas mayores y los otros motivos mencionados anteriormente ocurren con mayor frecuencia en trabajadores jóvenes. Los determinantes para ambas causas de salida son muy diferentes por lo que se abordan por separado.

En cuanto a la salida por pensión, los autores Fouquereau, Bosselut, Chevalier, Coillot, Demulier, Becker y Gillet (2018), señalan que corresponde a un proceso de toma de decisiones en el cual los individuos toman diversos factores en cuenta tales como la percepción de la salud, la dificultad para ajustarse a la vida post-profesional, el monto de pensión recibido y la valoración de recursos acumulados versus los que se necesitaran en el retiro. De forma general los individuos se pensionan cuando los beneficios son máximos y los costos mínimos. Estos mismos autores indican que en la literatura las consideraciones individuales que inducen a los trabajadores mayores al retiro se clasifican como:

**Factores Push:** consideraciones negativas que inducen a los trabajadores mayores al retiro, por ejemplo, una carga excesiva de trabajo.

**Factores Pull:** consideraciones positivas que motivan a los trabajadores mayores a retirarse, por ejemplo, hacer actividades voluntarias.

De forma similar los autores De Preter, Mortelmans, & Van Looy (2013), señalan que a nivel individual (manteniendo los mismos conceptos de factores push y pull), el factor push más importante es la salud puesto que esta se relaciona con la capacidad del trabajo; es decir, los trabajadores con peor salud tienden a retirarse antes. Otra de las razones individuales señaladas por estos autores es la poca satisfacción en el trabajo ya que un retiro temprano

puede ser visto como una salida voluntaria en un intento por evitar un trabajo desagradable. Además, dentro de estos factores individuales se encuentran las relaciones sociales dentro de la familia; dentro de estas relaciones se encuentra por ejemplo el estado de salud de la pareja u otras personas dependientes dentro del hogar puesto que si se encuentran en mal estado de salud las actividades de atención o cuidado pueden hacer que trabajar fuera del hogar no sea compatible. A su vez, estas actividades de atención o cuidado determinan patrones de retiro diferente de acuerdo al sexo, dado que los hombres que brindan este tipo de atención tienden a posponer la jubilación por razones financieras, en cambio, en mujeres el riesgo de jubilación temprana aumenta debido a este tipo de atenciones. Otro predictor individual señalado por estos autores corresponde a las finanzas, afirman que su impacto es doble puesto que si un trabajador cuya futura jubilación es buena optará por pensionarse de forma pronta, sin embargo, en caso contrario si los ingresos esperados como pensión son bajos optarán por aplazar la decisión de jubilarse. Finalmente, dentro de las razones individuales para retirarse, los autores señalan las metas emocionales, tales como pasar tiempo con nietos y disfrutar con su pareja.

Hurd, Smith, & Zissimopoulos (2004), estudiaron la probabilidad subjetiva de sobrevivencia como predictor del retiro, es decir, las personas que piensan que van a vivir poco tiempo se retiran antes que aquellas que piensan que van a vivir más y concluyen que si existe relación entre estas variables. Estos autores también encontraron que esta probabilidad subjetiva de vida es inclusive un buen predictor de la mortalidad.

Los autores Fields & Mitchell (1984), enfocaron su investigación en los determinantes económicos hacia la escogencia de la edad óptima para el retiro por parte de los trabajadores, estudiando como la estructura de los ingresos, seguro social y beneficios de pensión afectan el comportamiento de retiro. Entre las conclusiones de su investigación destacan que las personas que tienen mayor riqueza de base se jubilan antes, los individuos que esperan ganar más por medio de retrasar la jubilación se retiran después y en términos

generales el individuo escoge la edad que maximiza la utilidad sobre los períodos de vida que quedan.

Existen también los predictores de jubilación a nivel institucional, señalados por De Preter et al (2013), estos se enmarcan en las oportunidades del mercado laboral para los trabajadores de más edad y la estructura de incentivos que ofrecen los esquemas de seguridad social. Los autores indican que el mercado laboral tiende a expulsar a los trabajadores de más edad, por lo que los que se encuentran contratados tienden a quedarse con el mismo puesto y para los que no, se reducen las oportunidades de obtener uno nuevo. Los esquemas rígidos hacen que no se tenga relación con la productividad, es decir; por ejemplo, que el salario aumenta por las anualidades pero no por capacitaciones de forma sustancial, por lo que los trabajadores mayores no optan por capacitarse más y por ende disminuye la productividad de los mismos.

Por otra parte, en cuanto a latinoamérica, el contexto familiar tiene mucha relevancia en la toma de decisión de jubilarse. De acuerdo con Brenes (2018), la relación entre las características del hogar y las decisiones de jubilación está mediada por los contextos culturales y las limitaciones de sus instituciones, es decir, el comportamiento de la jubilación cambia de acuerdo al país, pero es siempre es un factor importante para la toma de decisiones hacia la jubilación por parte de los individuos. Por ejemplo, en Colombia, a mayor tamaño del hogar y estar casado aumenta la probabilidad de jubilarse. En lo referente a las limitaciones de las instituciones y sistemas en latinoamérica existe una persistencia del sector informal que conduce a una baja cobertura de los beneficios de la Seguridad Social para las personas mayores, es por esto que la familia sirve como red de seguridad para aquellos individuos que no pueden reclamar pensión de jubilación o seguro médico. Además, los hijos adultos son parte de esa red de apoyo. Señala también que para Latinoamérica el porcentaje de participación laboral de los ancianos es más probable que en otras regiones porque el dinero de las pensiones podría no ser suficiente para su bienestar económico, es por esto también que aunque se jubilan los individuos continúan trabajando en el sector informal. A

su vez, para la región las actividades de cuidado (cuidado infantil) y el dar dinero a familiares retrasa el momento de jubilación.

En cuanto a la decisión de jubilarse para el caso de Costa Rica es similar al contexto latinoamericano descrito previamente, sin embargo difiere un poco; de acuerdo con Brenes (2018), afirma que las características familiares son importantes predictores de jubilación pero el dar dinero a los familiares y las actividades de cuidado aumentan la probabilidad de jubilarse, pero no necesariamente retiro formal. Además, estudió otras covariables asociadas a las decisiones de jubilación relacionadas con el mercado laboral y concluyó que los trabajadores asalariados tenían más probabilidades de jubilarse, especialmente antes que otros. También, los agricultores tenían menos probabilidades de interrumpir el trabajo. Finalmente la pareja no tuvo incidencia en la decisión de jubilarse o no.

La antigüedad en el empleo es una medida de rotación laboral o movilidad en el empleo, ya que los cambios de trabajo de una persona pueden estar asociados a cuestiones tanto voluntarias (separaciones producto de renuncias, retiro del mercado laboral, etc.) como involuntarias (entre las que se destaca principalmente el despido). Esta variable puede ser vista como indicador de flexibilidad del mercado de trabajo puesto que en un mercado más flexible se da lugar a una mayor rotación y al crecimiento del trabajo temporal y por tanto se reduce la antigüedad laboral. De forma similar, la antigüedad puede ser vista como indicador de protección/seguridad laboral ya que un incremento en la antigüedad es signo de mejora en la seguridad del empleo y viceversa. También una relación de largo plazo entre empresa y trabajador es deseable para ambas partes puesto que un trabajo de largo plazo incentiva a los empleados a capacitarse y mejorar sus habilidades; a su vez incentiva a las empresas a invertir en capacitar a los empleados lo que incrementa la productividad laboral y permite a los trabajadores acceder a mayores salarios o ser promovidos. Otro punto de vista interesante es que al tener que hacer cambios tanto en el volumen como en composición de la fuerza laboral podría dar lugar a reducciones en la productividad ante la capacidad de adaptarse al ciclo económico. De hecho existe una relación

positiva entre la antigüedad en el empleo y la productividad laboral. Sin embargo, la antigüedad no puede irse a los extremos tanto positivos como negativos puesto que a partir de un punto los aumentos en antigüedad no se traducirían en mayor productividad laboral. De hecho se encuentra que en países con niveles intermedios de antigüedad y que invierten en políticas activas que apoyan la transición entre puestos de trabajo presentan la mayor productividad en el trabajo (Banco Interamericano de Desarrollo, 2016).

### **Duración en el Empleo para América Latina**

En lo correspondiente a la duración en el empleo para América Latina no existen mediciones homogéneas e información desagregada sobre la movilidad laboral de los trabajadores, lo que se ha investigado mayormente son flujos entre empleo y desempleo y entre trabajos formales e informales dada la importancia que tiene la informalidad en la región (Banco Interamericano de Desarrollo, 2016).

En cuanto a la estimación de la antigüedad o duración en el empleo, para el caso de América Latina y el Caribe se estima en 7,6 años, siendo menor si se compara con regiones como la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE). Si se toman solamente trabajadores asalariados, el promedio para América Latina es de 5,9 años, pero si se toman empleados por cuenta propia es de 11 años. También el hecho de ser joven y ser mujer se relaciona de manera negativa con la duración trabajo (Banco Interamericano de Desarrollo, 2016).

En cuanto a los determinantes de la duración a nivel general, destacan el ciclo económico, la estructura-sociodemográfica de la población, las características del puesto de trabajo y otros factores institucionales o culturales (Banco Interamericano de Desarrollo, 2016). A continuación, se explica cada uno de ellos:

El ciclo económico es catalogado como el factor principal, dicho ciclo se manifiesta de acuerdo al incremento o decremento del producto interno bruto

y afecta la antigüedad en el trabajo de acuerdo a la fase del mismo. En la fase de crecimiento de forma sostenida del producto interno bruto produce reducción en la antigüedad promedio agregada de la fuerza de trabajo ya que genera nuevas oportunidades de trabajo lo que hace que los trabajadores se muevan de empleo a empleo, esto se presenta en mayor medida en los trabajadores experimentados. En la fase recesiva la antigüedad se comporta de forma anticíclica dado que produce una disminución de la probabilidad de perder el puesto a los trabajadores con mayor antigüedad que aquellos con menor permanencia en el empleo, además en esta fase en términos generales puede aumentar al antigüedad promedio (Banco Interamericano de Desarrollo, 2016).

Otro determinante importante lo constituye la estructura socio-demográfica debido a que factores tales como la composición etaria, el género y el nivel de instrucción afectan la antigüedad en el empleo. Los trabajadores mayores permanecen más en sus empleos que los jóvenes, dicho de otra forma a mayor envejecimiento poblacional mayor antigüedad promedio. La población joven en contraste cambia de empleo de forma más frecuente en búsqueda de mejores oportunidades laborales y sufren más despidos. En cuanto al género se encontró que cuando la participación femenina es mayor la antigüedad promedio disminuye.

En cuanto a las características del puesto de trabajo estas influyen en la antigüedad del empleo. Características tales como el capital humano específico requerido por las empresas hace que se establezcan relaciones de largo plazo. También otras características como el grupo de ocupación, rama de actividad, el tipo de jornada (parcial o completa) el tipo de sector (público o privado) afectan la permanencia en el trabajo. Se ha encontrado que en países pertenecientes a la OCDE los trabajadores cuya jornada es parcial tienen menor antigüedad que aquellos cuya jornada es completa. En cuanto al sector se ha observado que los trabajadores en el sector público tienen mayor antigüedad que trabajadores en el sector privado en áreas tales como actividades manufactureras o en el sector de servicios (Banco Interamericano de Desarrollo, 2016).

De acuerdo con Auer & Cazes, (2003) los factores institucionales afectan la antigüedad en el empleo, estos pueden clasificarse como formales e informales y están constituidos por la expresión de relaciones económicas y sociales subyacentes y las preferencias culturales de la sociedad. Entre los factores formales más importantes se encuentran el poder de negociación colectiva, las regulaciones laborales y legislación orientada a la protección del empleo, también medidas de protección social como seguro de desempleo o indemnización por despido. Es decir, se ha encontrado una relación positiva entre la antigüedad en el empleo, con regulaciones más estrictas en el mercado de trabajo, esto implica mayor estabilidad o menor flexibilidad laboral. Sin embargo, las medidas de protección afectan de forma distinta de acuerdo al tipo de empleo, sea este temporal o regular, ya que a mayores medidas de protección el mercado laboral tiende a incrementar la oferta de empleos temporales y estos en su mayoría son tomados por jóvenes con menor experiencia y habilidad que los trabajadores experimentados. Todo esto hace que se distorsione la composición óptima entre empleos regulares y temporales.

Otro factor que afecta la antigüedad es debido a los cambios en las tecnologías de información (TICs) y la globalización ya que requieren mayor flexibilización en la producción y se pueden dar ajustes rápidos ante cambios en la demanda por lo que se podría reducir la antigüedad. (Auer & Cazes, 2003).

Una medida importante para medir la rotación laboral es la proporción de ocupados con menos de un año de antigüedad y dicha medida pasó de un 22,6% en 2006 a 21,4% en 2014 a nivel general, sin embargo, para los asalariados pasó de un 28% a un 26% para América Latina. Por otra parte la proporción de empleados con antigüedad de más de 5 años se mantuvo constante alrededor de un 46% para este mismo período y para los trabajadores por cuenta propia no se observan cambios significativos (Banco Interamericano de Desarrollo, 2016).

En lo correspondiente a las diferencias entre los países la variabilidad es alta en la antigüedad laboral para América Latina para el período comprendido entre 2006 y 2014. La antigüedad más alta promedio la muestran Ecuador y Bolivia en torno a los 10 años, siendo también Bolivia el país con la mayor proporción de trabajadores con 5 años o más de antigüedad (56%). Además, en este grupo de trabajadores con 5 años y más Argentina es el país con mayor crecimiento. En contraste el país que presenta los peores indicadores de antigüedad es Colombia ya que posee la mayor rotación laboral, la mayor proporción de trabajadores con menos de un año de antigüedad (alrededor del 30%) y la menor proporción de trabajadores con 5 años o más de antigüedad (Banco Interamericano de Desarrollo, 2016).

Una variable importante a tomar en cuenta dada su importancia en América Latina es el tipo de trabajo ya sea este asalariado o por cuenta propia. A nivel de la región, el trabajo por cuenta propia representa un 23% del total de ocupados, presentando además una proporción por encima del 35% en países como Colombia, República Dominicana, Bolivia y Venezuela y mucho más baja en países como México y Costa Rica con porcentajes por debajo del 15%. Por otra parte, el trabajo asalariado representa un 66% de los ocupados a nivel regional y dentro de este grupo a su vez un 24% de los trabajadores pertenecen al sector informal.

En cuanto a la evolución de los indicadores de antigüedad, para el período comprendido entre 2006 y 2014, destaca para el indicador de proporción de trabajadores con menos de un año en el empleo, once países registraron una reducción (Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Costa Rica, República Dominicana, Honduras, México, Panamá, Paraguay y Uruguay), esto indica que se ubican en empleos estables y solamente se registran incrementos para tres de ellos (Ecuador, Guatemala y Perú) lo que indica un nivel de rotación laboral más alto para estos últimos. Colombia fue el único país que mantuvo los valores para este indicador constante a lo largo del período analizado. Para el indicador de proporción de trabajadores de 5 años y más en 8 países del total de 15 analizados se observa una reducción del indicador y en los restantes 7 un incremento. Si se analiza tomando en cuenta solamente a los

asalariados se presentaron incrementos en 9 de los 15 países para este último indicador.

La evolución de la antigüedad promedio puede esconder patrones de comportamiento en cuanto a la composición de la antigüedad, es por esta razón que es importante analizar la evolución del indicador de antigüedad promedio de empleo menor a 6 meses ya que refleja movimientos de trabajadores de más corto plazo y la población de trabajadores que se encuentran en este grupo están los nuevos ingresantes a la fuerza laboral, los reingresantes, es decir, los trabajadores que en algún momento estuvieron empleados y perdieron su empleo pero se volvieron a reinsertar y también componen este grupo los trabajadores que decidieron cambiar de trabajo. Este indicador para el período comprendido entre 2006 a 2014 se redujo ligeramente pasando de 17% a 16%. Al desagregar por país se observa que este indicador disminuyó en 8 países (República Dominicana, Bolivia, Paraguay, Argentina, Brasil, Uruguay, Costa Rica y Panamá) y aumentó en 5 (Ecuador, Guatemala, Honduras, Colombia y Perú) (Banco Interamericano de Desarrollo, 2016).

### **Comparación de la antigüedad entre América Latina con países desarrollados**

Si se compara como región América Latina con la OCDE, es posible determinar que para el año 2014, se observa que la antigüedad promedio es menor en Latinoamérica con respecto a dicha región. En específico, la antigüedad en el empleo promedio para la OCDE es de 9,8 años a nivel de población total ocupada y 9,3 para asalariados, mientras que para Latinoamérica se encuentra alrededor de 7,6 años a nivel de población total ocupada y de 5,9 para asalariados tal como se muestra en el cuadro 1 a continuación:

**Cuadro 1: Años de Antigüedad promedio en el empleo de los ocupados y asalariados según grupo de edad en países de la OCDE y América Latina, 2014**

<b>Grupo de Edad</b>	<b>Total</b>	<b>Jóvenes (15-24 años)</b>	<b>Adultos Jóvenes (25-54 años)</b>	<b>Adultos (55-64 años)</b>
<b>Ocupados</b>				
<b>Latinoamérica</b>	7,6	1,7	7,5	16,5
<b>OCDE</b>	9,8	1,7	9,0	18,5
<b>Costa Rica</b>	6,7	1,5	6,6	13,4
<b>Asalariados</b>				
<b>Latinoamérica</b>	5,9	1,6	6,3	13,8
<b>OCDE</b>	9,3	1,6	8,7	17,5
<b>Costa Rica</b>	6,0	1,5	6,1	12,5

Fuente: Banco Interamericano de Desarrollo, 2016.

A nivel de país, los países latinoamericanos que poseen antigüedad promedio similar a la OCDE son Bolivia y Ecuador, mostrando antigüedad promedio de los ocupados igual 9,8 y 9,4, respectivamente. El promedio de antigüedad de Latinoamérica es similar al que presenta Estados Unidos pero este país posee una menor antigüedad promedio debido a que tiene un mercado laboral muy flexible y con menos medidas de protección al empleo. Para el caso de Costa Rica la antigüedad promedio para la población ocupada total es menor al promedio general de América Latina, tanto de forma general como desagregando por grupos de edad, el comportamiento se mantiene para los grupos de edad de la población asalariada, aunque para esta última el promedio de años de antigüedad general sea levemente mayor (Banco Interamericano de Desarrollo, 2016).

En cuanto a grupos de edad la antigüedad promedio para la población total ocupada es igual en ambas regiones para el grupo de jóvenes entre 15 y 24 años tanto para población ocupada total como para asalariados, sin embargo, para los grupos de adultos y adultos jóvenes es mayor en la OCDE dada la estabilidad en esta región.

**Cuadro 2: Porcentaje de población Ocupada y Asalariada según grupo de edad y años de antigüedad en países de la OCDE Y América Latina, 2014**

Grupo de Edad	Total (15-64 años)		Jóvenes (15-24 años)		Adultos Jóvenes (25-54 años)		Adultos (55-64 años)	
	< 1 año	>= 5 años	< 1 año	>= 5 años	< 1 año	>= 5 años	< 1 año	>= 5 años
<b>Ocupados</b>								
Latinoamérica	21,4	46,2	45,8	9,2	17,8	50,2	9,2	73,7
OCDE	14,6	59,4	46,0	6,8	12,7	60,9	5,6	82,2
Costa Rica	22,9	43,8	47,8	7,4	20,3	46,5	11,7	67,9
<b>Asalariados</b>								
Latinoamérica	26,0	38,5	48,4	7,2	21,1	44,2	13,2	67,5
OCDE	16	57,4	47,7	6,5	13,6	59,6	7,2	79,6
Costa Rica	25,5	39,9	48,4	6,6	21,9	44,0	14,4	64,9

Fuente: Banco Interamericano de Desarrollo, 2016.

Las diferencias entre Latinoamérica y OCDE en el promedio de años de antigüedad se deben a que la masa de trabajadores a nivel de la población total ocupada y asalariada se concentra en trabajadores que llevan poco tiempo en su empresa (menos de 5 años). Además, estas diferencias pueden ser explicadas analizando la rotación laboral de corto plazo (voluntaria e involuntaria) para estas dos regiones puesto que la población ocupada total y asalariada con menos de un año de antigüedad es claramente mayor para América Latina tal y como se muestra en el cuadro 2 anterior. Al desagregar por grupo de edad este tipo de rotación es muy similar para el grupo de jóvenes entre ambas regiones y de aproximadamente 4% para los adultos y adultos jóvenes, para estos últimos grupos las diferencias son ligeramente mayores para la población asalariada. Al analizar los porcentajes de trabajadores más estables, esto es, el grupo con 5 o más años de antigüedad se observa que tanto a nivel general de la población total ocupada como asalariada es mucho menor en Latinoamérica, sin embargo, si se observa el comportamiento de este indicador por grupo de edad Latinoamérica tiene más población de jóvenes entre 15 y 24 años para población total ocupada y asalariada, pero ocurre lo contrario para los grupos de adultos jóvenes y adultos. Cabe mencionar que los mejores valores de este indicador se encuentran en países desarrollados y con estabilidad. Para el caso de Costa Rica, a pesar de que a nivel general los porcentajes de trabajadores con antigüedad menor a un año y mayor o igual a un año son muy similares a nivel general para población ocupada y asalariada, se presenta un comportamiento

distinto al desagregar por grupo de edad en la población ocupada ya que el porcentaje de trabajadores con menos de un año de antigüedad es mayor a los presentados en la región y el porcentaje de empleados con antigüedad mayor o igual a 5 años es menor, sin embargo, el efecto es menor al desagregar para la población asalariada (Banco Interamericano de Desarrollo, 2016).

### **Comportamiento de los determinantes de antigüedad en América Latina**

Tal y como se explicaron anteriormente, de acuerdo con el Banco Interamericano de Desarrollo (2016), la región comparte la mayoría de los determinantes mencionados anteriormente, solamente excluyendo el ciclo económico y los factores culturales. A continuación, se muestra el comportamiento de la antigüedad en la región desagregando por cada uno de los determinantes.

Se encuentra que los incrementos en antigüedad se asocian con incrementos en la edad, también los hombres poseen mayor antigüedad que las mujeres. Para el caso del nivel educativo los niveles de antigüedad se concentran en los extremos, es decir, los trabajadores con mayor antigüedad poseen niveles educativos muy altos o muy bajos, presentando menor antigüedad para los niveles intermedios de educación. Para rama de actividad los niveles más altos de antigüedad se concentran en trabajadores de actividades primarias, después los empleados de manufactura, servicios y construcción. En cuanto a los grupos de ocupación, mayor antigüedad presenta los directivos, profesionales y técnicos en contraste con los trabajadores del sector servicios que presentan el menor nivel de antigüedad. Al comparar sector público y privado se encuentra que los empleados en el sector público permanecen más tiempo en el trabajo que los del sector privado. Además, los empleados del sector formal poseen mayores niveles de antigüedad que los que se desempeñan en el sector informal. También al tomar en cuenta el tamaño de la empresa los que poseen mayor antigüedad son aquellos que trabajan en empresas pequeñas, sin embargo, al tomar en cuenta solamente a los

asalariados los de mayor antigüedad se desempeñan en empresas grandes (Banco Interamericano de Desarrollo, 2016).

A continuación, según lo indicado por el Banco Interamericano de Desarrollo (2016), se explican las razones por las cuales la antigüedad presenta diferencias de acuerdo a los determinantes previamente analizados.

La gran dependencia de la estructura etaria en la antigüedad para América Latina se explica por medio de varias hipótesis tales como mayor inestabilidad laboral entre los más jóvenes, entrada más tardía de los trabajadores jóvenes al mercado laboral debido a una mayor retención del sistema educativo, cambios frecuentes entre empleo y desempleo y la influencia del fenómeno de los NININI correspondiente al grupo de personas que no estudian, no trabajan y no buscan empleo.

Las diferencias en los niveles de antigüedad por el sexo son debidas a la importancia que tienen las mujeres en las labores de cuidado de los miembros del hogar lo que hace que permanezcan tiempo fuera del mercado de trabajo. Un efecto colateral de esta menor permanencia puede ser una de las razones de las diferencias en la remuneración de las mujeres versus los hombres. Sin embargo, es importante destacar que la participación femenina en el mercado laboral ha aumentado de forma considerable.

El nivel de educación tal y como se mencionó anteriormente, hace que la antigüedad se concentre en los extremos comportándose diferente a países tales como Estados Unidos, pero es importante destacar que existe una gran dispersión de esta variable de antigüedad con respecto al nivel educativo. Para entender las diferencias en la antigüedad debidas a las características del puesto analizadas se describen a continuación:

Los diferentes grupos de ocupación se asocian con diferentes niveles de cualificación del trabajador. De esta forma, se considera trabajadores de alta cualificación los que pertenecen al grupo de directivos, profesionales y técnicos, se consideran de cualificación media los trabajadores administrativos y de servicios, y de cualificación baja a comerciantes, vendedores, obreros no

agrícolas y otras ocupaciones no especificadas. Para la rama de actividad se clasifican en primarias o extractivas que se encuentra compuesta por agricultura, minería, manufactura, servicios y la construcción. El tamaño de la empresa tiene las categorías pequeña, mediana y grande.

De esta forma se determina que las actividades extractivas fueron las que poseen más años de antigüedad en el empleo. Además, entre mayor sea el nivel de calificación del empleado mayor es la antigüedad en el empleo. Sin embargo, estas diferencias pueden ser explicadas por la distribución de la edad ya que los trabajadores que desempeñan actividades primarias y de manufactura tienden a ser mayores que los que se dedican a servicios.

Otra característica importante del puesto de trabajo lo constituye la categoría ocupacional, estas categorías son: cuenta propia, asalariado formal y asalariado informal. Para la región latinoamericana los trabajadores por cuenta propia presentan la mayor permanencia en su trabajo y entre los asalariados los formales poseen mucha mayor antigüedad promedio que los informales.

En cuanto al tamaño de la empresa, el comportamiento de la región latinoamericana difiere del observado en países desarrollados (OCDE), ya que para estos últimos las empresas más grandes presentan mayor antigüedad en el empleo, sin embargo, para América Latina sucede de forma inversa ya que son las empresas más pequeñas las que presentan mayor antigüedad en sus puestos de trabajo; esto puede ser explicado por la importancia que tiene el trabajo por cuenta propia en la región.

Por último, los factores institucionales de cada país afectan la duración en el empleo. La teoría económica establece que la legislación que favorece la protección del empleo. Los efectos de las regulaciones pueden ser la reducción de la rotación laboral, la protección a los trabajadores de desvinculaciones arbitrarias o asociadas al ciclo económico y la reducción de la tasa de rotación voluntaria, este tipo de medidas lleva al aumento de la antigüedad. Sin embargo, se debe tomar en cuenta que una legislación laboral

muy restrictiva puede producir aspectos negativos al generar incentivos perversos ya que los trabajadores se sienten seguros, pero bajan su productividad y también puede fomentar el incremento del sector informal en el mercado de trabajo. También cuando un mercado es muy restrictivo los trabajadores buscan contrarrestar la rigidez cambiándose a categorías menos protegidas por lo que se lo cual puede reducir la antigüedad en el trabajo y fomentando la segmentación del mercado laboral. Otro efecto que ocurre es que entre más estricta sea la legislación laboral en un país la demanda de trabajo es más inelástica y se asocia a mayores tasas de pobreza y menor inversión (Dougherty, 2009) .

Para medir lo estricta que es una legislación en un país y dar cuenta de la dificultad existente en procesos administrativos involucrados en las contrataciones y despidos, la OCDE creó un indicador llamado Índice de Legislación de Protección para el Empleo (LPE). Este índice tiene un rango entre 0 y 6, entre más cercano a cero más flexible es la legislación laboral y entre más cercano a 6 más estricta. Al relacionar este índice con la proporción de población asalariada tanto formal como informal para la OCDE y para América Latina se encuentra que mayores valores de este índice se asocian con mayor proporción de población asalariada con 5 años o más de antigüedad en el trabajo, también, a un mismo nivel de protección la permanencia en el empleo es menor para los países de América Latina comparados con la OCDE, esto puede ser explicado por factores que promuevan la informalidad y la alta rotación.

Para el caso de los estudios realizados por las instituciones en Costa Rica relativos a la salida de funcionarios, estos se enfocan en los motivos de salida tales como pensiones, sus regímenes y en las condiciones atinentes a remuneraciones o liquidaciones para los empleados. No se enfocan en los determinantes que llevan a salir del gobierno por otros motivos tales como renuncia o despido, ni a análisis de grupos en cuanto a caracterizarlos para determinar cuáles son más susceptibles de salir. Es decir, las condiciones asociadas a la salida de funcionarios no han sido estudiadas en el sector público de forma general en cuanto a sus motivos o determinantes; sino más

bien se han enfocado en casos particulares y referidos al marco legal de las condiciones de los trabajadores.

La Contraloría General de la República ha señalado que cuando se ha tratado el tema de la planificación del recurso humano los estudios se han enfocado en mejorar la eficiencia del estado sin tomar en cuenta el componente demográfico ni han analizado los determinantes del retiro de funcionarios (CGR, Informe sobre la Gestión del Estado en Procura de la Eficiencia Administrativa. N° DFOE-PGAA-IF-65-2009, 2009).

La Contraloría General de la República ha señalado la necesidad que se aborden otros temas que también inciden en la eficiencia del servicio que se brinde a los ciudadanos; como son la necesidad de tener una rectoría y políticas que ordenen y orienten dicha materia, o la importancia de la debida planificación del recurso humano, para evitar un crecimiento innecesario y desordenado del Estado (CGR, Informe sobre la Función de Rectoría en Materia de Empleo Público y la Gestión de Competencias de la Dirección General de Servicio Civil. N° DFOE-PGAA-4-2009, 2009). Este informe también indica que: “el modelo integrado de gestión estratégica de recursos humanos utilizado para el diagnóstico institucional de sistemas de servicio civil, realizado por el Banco Interamericano de Desarrollo (BID) en el año 2006 señala que una vez establecida la estrategia de recursos humanos, se hace imprescindible su planificación, a efectos de que la institución realice el estudio de sus necesidades, cuantitativas y cualitativas de recursos humanos a corto, mediano y largo plazo, contraste tales necesidades con sus capacidades internas, e identifique las acciones que deben emprenderse para cubrir las diferencias”.

De forma similar se ha señalado por parte de la Contraloría General de la República que “uno de los aspectos más importantes de la estrategia institucional es su articulación con la función de gestión del talento humano; es decir, cómo traducir los objetivos y las estrategias institucionales en objetivos y estrategias de recursos humanos, lo cual se logra mediante la planeación de tales recursos; razón por la cual esta planeación debe ser parte

integrante de la planeación estratégica de la organización; en procura de que la función de recursos humanos contribuya a la consecución de los objetivos organizacionales y, al mismo tiempo, favorezca e incentive la consecución de los objetivos individuales de los empleados, a la vez que le permita a la respectiva institución definir oportunamente la cantidad y perfil de los recursos humanos necesarios, para lo cual debe tomar en consideración, entre otros aspectos: la demanda y la oferta de trabajo, perfil de los funcionarios requeridos, recurso humano disponible en la institución, etc.”, (CGR, Informe sobre la Gestión del Estado en Procura de la Eficiencia Administrativa. N° DFOE-PGAA-IF-65-2009, 2009).

El análisis de la planificación del recurso humano ha demostrado que se da por demanda o requerimientos de personal con una visión cortoplacista, a fin de atender las necesidades inmediatas que se presenten en el desarrollo de las actividades propias de la institución respectiva; es decir, en varias de las dependencias analizadas no se da relevancia a la planificación estratégica del recurso humano, situación que podría originar que el manejo del recurso humano se encuentre completamente desvinculado de la estrategia institucional, y por tanto, ese recurso humano no contribuya con el cumplimiento efectivo de los objetivos y metas institucionales .

También, en el mismo tema de planificación se ha indicado la carencia del uso de modelos y metodología e instrumentos de planificación de los recursos humanos, , así como se señala que no se cuenta con herramientas para determinar las cargas de trabajo, personal requerido para la sostenibilidad del negocio y la definición de tablas de reemplazo o se está en proceso de desarrollo de una redefinición del modelo de planificación de recursos humanos, metodologías, y de instrumentos estandarizados para fortalecer ese proceso.

También dicho informe indica la ausencia del estudio del componente demográfico puesto que en reiteradas ocasiones se habla que al solicitar nuevas plazas no se ha tomado en cuenta el crecimiento vegetativo, afectando de esta forma la eficiencia institucional.

Además, como otra consecuencia de la falta de planificación del recurso humano se señala grandes diferencias en los montos pagados por concepto de anualidades esto debido en gran medida a la ausencia del estudio de la longevidad del recurso humano disponible (CGR, Informe sobre la Gestión del Estado en Procura de la Eficiencia Administrativa. N° DFOE-PGAA-IF-65-2009, 2009).

## **Objetivos**

### **Objetivo General:**

Predecir la probabilidad de retiro a corto, mediano y largo plazo mediante la elaboración de modelos de sobrevivencia.

### **Objetivos Específicos:**

1. Describir el comportamiento al retiro de los funcionarios del Poder Ejecutivo en un grupo cerrado.
2. Determinar el modelo de sobrevivencia más exacto en cuanto a predicción del retiro de funcionarios a corto, mediano y largo plazo.
3. Establecer una metodología para evaluar predicción en análisis de sobrevivencia.

## **Justificación de variables**

Las variables predictoras en este estudio responden a la disponibilidad de datos y a la revisión de los determinantes de la antigüedad en el empleo como lo son el sexo, la edad inicial y la categoría profesional.

El sexo como predictor del retiro es importante puesto que los patrones de retiro difieren de acuerdo a esta variable tal y como se explicó en los antecedentes mediante la revisión bibliográfica.

De forma similar la categoría profesional es una variable que determina la duración en el empleo puesto que como se señaló en apartados anteriores puestos profesionales tienden a ser más longevos y además constituye una aproximación al nivel de instrucción ya que uno de los requisitos para poder desempeñarse en un puesto laboral profesional en los ministerios de gobierno es el tener un título de bachillerato universitario o superior.

Finalmente, la edad inicial se incluyó como predictor dado que la literatura consultada indica que los trabajadores jóvenes se asocian con menor antigüedad.

## Capítulo II

### Marco Teórico

#### Análisis de sobrevivencia

De acuerdo con Kleinbaum y Klein (2012), en general, análisis de sobrevivencia es una colección de procedimientos de análisis de datos para los cuales la variable de estudio es el tiempo hasta que el evento de interés ocurre. A continuación, se desglosa este concepto:

- Por tiempo, nos referimos a años, meses, semanas o días desde el inicio del seguimiento de un individuo hasta que ocurra un evento.
- Por evento, nos referimos a la muerte, la incidencia de la enfermedad, o en el caso de este estudio, el retiro.

Usualmente a la variable de tiempo se le llama tiempo de sobrevivencia, ya que es el tiempo que un individuo ha "sobrevivido" al evento de interés sobre algún período de seguimiento o de observación, es decir no le ha ocurrido el evento (Kleinbaum & Klein, 2012).

#### Objetivos del análisis de Sobrevivencia

Kleinbaum y Klein (2012), afirman que los objetivos básicos del análisis de sobrevivencia son:

1. Estimar e interpretar las funciones de sobrevivencia o hazard a través de los datos.
2. Comparar funciones de sobrevivencia o hazard.
3. Evaluar la relación entre las variables explicativas y el tiempo de sobrevivencia.

Este último objetivo es de suma importancia en este estudio ya que mediante modelación se estima la influencia de ciertas variables en el tiempo hasta que el evento de interés ocurre, en este caso el retiro de los funcionarios de trabajar en los Ministerios de Gobierno.

Se utiliza el análisis de regresión puesto que, tal y como lo afirma Gujarati (2003) “trata del estudio de la dependencia de la variable dependiente, respecto a una o más variables (las variables explicativas o independientes), con el objetivo de estimar y/o predecir la media o valor promedio poblacional de la primera en términos de los valores conocidos o fijos de las últimas”. Además, Kleinbaum y Klein (2012) afirman que la regresión en análisis de sobrevivencia permite estimar curvas suavizadas por edad y año.

A continuación, se define y describe dos términos cuantitativos considerados como básicos en cualquier análisis de sobrevivencia. Éstas son la función de sobrevivencia, que de acuerdo a Klein & Moescheberger (2003) es la probabilidad de que un individuo sobreviva más allá del tiempo  $x$ , se define entonces como:

$$S(x) = \Pr(X > x) \quad (1)$$

La función de sobrevivencia es fundamental para este tipo de análisis, ya que mediante la misma se obtienen probabilidades de que suceda o no el evento de interés (muerte, retiro, etc.) para diferentes valores de  $t$ , por lo que proporciona información resumida crucial a partir de datos observados.

### **Función de Hazard, Riesgo o Hazard Rate**

Se define como:

$$h(x) = \lim_{\Delta x \rightarrow 0} \frac{P[x \leq X < x + \Delta x | X \geq x]}{\Delta x} \quad (2)$$

Kleinbaum y Klein (2012), afirman que la función de hazard,  $h(x)$  proporciona el riesgo potencial por unidad de tiempo para que el evento ocurra, por esta razón es conocido como una tasa (hazard rate), dado que el individuo ha sobrevivido hasta el tiempo  $x$ ; esta función también es de interés por las siguientes razones:

- Es una medida de riesgo instantáneo mientras que una curva de supervivencia es una medida acumulativa a lo largo del tiempo.
- Permite identificar modelos específicos, por ejemplo, el caso exponencial, Weibull, o lognormal que se ajusta a los datos.
- Es la función que usualmente se utiliza para especificar el modelado matemático de los datos de supervivencia; es decir, el modelo de supervivencia suele escribirse en términos de la función de hazard, por ejemplo, la regresión de Cox (Kleinbaum y Klein, 2012).

Ishack, Kreif, Benedict, & Muszbek (2013), señala que: más específicamente el hazard mide la tasa a la cual el logaritmo de la curva de supervivencia cambia sobre intervalos de tiempo muy pequeños. La curva de supervivencia (logarítmica) disminuye a medida que ocurren nuevos eventos; el hazard mide la velocidad a la que disminuye la curva, dando así un reflejo directo de la intensidad o fuerza con la que ocurren los eventos a lo largo del tiempo. Además, la función de hazard describe cómo el riesgo del evento cambia con el tiempo.

Klein & Moescheberger (2003) señalan que si  $X$  es una variable aleatoria continua se puede expresar la función de hazard como:

$$h(x) = \frac{f(x)}{S(x)} = -d\ln[S(x)]/dx \quad (3)$$

Otra función básica utilizada en análisis de supervivencia es el hazard acumulado, el cual se define de acuerdo a estos mismos autores como:

$$H(x) = \int_0^x h(u) du = -\ln[S(x)] \quad (4)$$

De esta forma para tiempos de vida continuos, el hazard se puede expresar como:

$$S(x) = \exp[-H(x)] = \exp\left[-\int_0^x h(u) du\right] \quad (5)$$

## Hazard Ratio

De acuerdo a Klein y Moeschberger (2003) matemáticamente el Hazard Ratio corresponde a la razón de hazard rates (tasas). De esta forma, sea  $h(t|Z)$  el hazard rate al tiempo  $t$  para un individuo vector de covariables  $Z$   $h(t|Z^*)$  el hazard rate al tiempo  $t$  para un individuo vector de covariables  $Z^*$

De esta forma se define el hazard ratio como:

$$HR = \frac{h(t|Z)}{h(t|Z^*)} \quad (6)$$

Según Kleinbaum y Klein (2012), en análisis de sobrevivencia el Hazard Ratio corresponde a una medida del efecto de las variables explicativas sobre la variable respuesta (tiempo al evento de interés). Este hazard ratio es usualmente expresado en términos de la exponenciación de  $e$  a uno o varios coeficientes.

## Modelos de Sobrevivencia

Existen dos tipos de modelos, a saber, los paramétricos y los semiparamétricos. Un modelo paramétrico es uno cuya forma funcional está completamente especificada, a través de parámetros desconocidos. Para estos modelos se supone que el tiempo de supervivencia tiene una distribución conocida. Ejemplos de distribuciones que se usan comúnmente son: Weibull, exponencial (un caso especial del Weibull), log-logística, lognormal, y la gamma generalizada.

Por otro lado, en un modelo semiparamétrico la forma funcional no está completamente especificada a través de parámetros, tal es el caso del modelo de Cox.

## Modelo de Cox

De acuerdo con Kleinbaum y Klein (2012), este modelo se expresa en términos del hazard puesto que es la variable dependiente en el modelo. Este modelo da una expresión del hazard en el momento  $t$  para un individuo dada la especificación de un conjunto de variables explicativas.

La fórmula de este modelo se expresa de la siguiente forma:

$$h(t, \mathbf{Z}) = h_0(t) e^{\sum_{i=1}^p \beta_i Z_i} \quad (7)$$

Dónde  $\mathbf{Z}$  representa el conjunto de  $p$  variables explicativas

$$\mathbf{Z} = (Z_1, Z_2, \dots, Z_p)$$

Esta fórmula se puede desagregar de la siguiente forma:

$h_0(t)$	*	$e^{\sum_{i=1}^p \beta_i Z_i}$
Hazard de línea de base, incluye a $t$ pero no a las $Z$		Exponenciación, incluye las $Z$ , pero no la $t$

La fórmula del modelo de Cox dice que el hazard en el tiempo  $t$  es el producto de dos cantidades. La primera de ellas,  $h_0(t)$ , se denomina función de hazard de línea de base. La segunda cantidad es la exponenciación de  $e$  a la combinación lineal de los coeficientes por las variables explicativas, donde la suma está sobre las  $p$  variables explicativas de  $Z$ . Este segundo componente representa cuánto cambia relativamente la función de Hazard de un cierto grupo o subpoblación con respecto del grupo referente al Hazard de línea de base.

Otra propiedad importante del modelo Cox es que el hazard de línea de base,  $h_0(t)$ , es una función no especificada con alguna función de distribución de probabilidad. Es esta propiedad que hace que el modelo Cox sea un modelo semiparamétrico.

Las estimaciones de los parámetros del modelo de Cox se derivan maximizando una función de verosimilitud, generalmente denotada como  $L$ . La función de verosimilitud es una expresión matemática que describe la probabilidad conjunta de obtener los datos realmente observados en los sujetos en el estudio en función de los parámetros desconocidos (los  $\beta$ 's) en

el modelo considerado.  $L$  a veces se denota  $L(\beta)$  donde  $\beta$  denota la colección de parámetros desconocidos.

La fórmula para la función de verosimilitud del modelo de Cox se denomina función de verosimilitud "parcial" en lugar de una función de verosimilitud total. El término verosimilitud "parcial" se usa porque la fórmula de verosimilitud considera las probabilidades solo para aquellos sujetos que les ocurre el evento de interés, y no considera explícitamente las probabilidades para aquellos sujetos que son censurados (el evento ocurre fuera del período de observación). Por lo tanto, la función de verosimilitud de Cox no considera las probabilidades para todos los sujetos, por lo que se denomina verosimilitud "parcial".

### **Supuestos del modelo**

De acuerdo con Kleinbaum & Klein (2012), el modelo supone riesgos proporcionales; es decir que el Hazard Ratio es constante a lo largo del tiempo, o equivalentemente, que el Hazard para un individuo es proporcional al Hazard para cualquier otro individuo, donde la constante de proporcionalidad es independiente del tiempo. Estos autores también señalan que para este modelo las inferencias se realizan utilizando técnicas estándar de máxima verosimilitud de muestra grande, por ejemplo, pruebas de Wald o de razón de verosimilitud e intervalos de confianza de muestra grandes basados en supuestos de normalidad asintótica, es decir, para usar la distribución normal como distribución muestral del estimador del coeficiente del modelo, se tiene que suponer que se tienen muestras grandes.

### **Función de verosimilitud para el modelo de Cox**

Klein & Moeschberger (2003) señalan que la función de verosimilitud considera cada uno de los eventos en un momento dado como distintos, esto es, no hay empates, cada uno de los tiempos en la muestra es único. Para este caso la función de verosimilitud se plantea de la siguiente forma:

Sea,

- $t_1 < t_2 < \dots < t_D$  los  $D$  tiempos de eventos ordenados

- $Z_{(i)k}$  la  $k$ -ésima covariable asociada con el individuo cuyo tiempo de falla es  $t_i$
- $R_i$  el conjunto de individuos que todavía están en estudio en un momento justo antes de  $t_i$

Entonces la función de verosimilitud se plantea como:

$$L(\boldsymbol{\beta}) = \prod_{i=1}^D \frac{\exp[\sum_{k=1}^p \beta_k Z_{(i)k}]}{\sum_{j \in R(t_i)} \exp[\sum_{k=1}^p \beta_k Z_{jk}]} \quad (8)$$

Sin embargo, si se presentan empates, propone correcciones tales como la de Efron que fue la utilizada en este estudio. A continuación se presenta la función de verosimilitud con esta corrección.

De acuerdo a Klein & Moeschberger (2003), sea:

- $t_1 < t_2 < \dots < t_D$  los  $D$  tiempos de eventos distintos y ordenados
- $d_i$  el número de eventos en  $t_i$
- $\mathbf{Z}$  Matriz de covariables
- $\boldsymbol{\beta}$  Vector de coeficientes de regresión
- $\mathcal{D}_i$  el conjunto de todos los individuos que fallan al tiempo  $t_i$
- $\mathbf{s}_i$  suma de los vectores  $\mathbf{Z}_j$  sobre todos los individuos que mueren al tiempo  $t_i$ , esto es:

$$\mathbf{s}_i = \sum_{j \in \mathcal{D}_i} \mathbf{Z}_j \quad (9)$$

- $R_i$  el conjunto de individuos en riesgo justo antes de  $t_i$

Entonces la función de verosimilitud se plantea como:

$$L(\boldsymbol{\beta}) = \prod_{i=1}^D \frac{\exp(\boldsymbol{\beta}^t \mathbf{s}_i)}{\prod_{j=1}^{d_i} \left[ \sum_{k \in R_i} \exp(\boldsymbol{\beta}^t \mathbf{Z}_k) - \frac{j-1}{d_i} \sum_{k \in \mathcal{D}_i} \exp(\boldsymbol{\beta}^t \mathbf{Z}_k) \right]} \quad (10)$$

## Modelos paramétricos

Un modelo de supervivencia paramétrica es aquel en el que se supone que el tiempo de supervivencia (el resultado) una distribución conocida. Ejemplos de distribuciones que se usan comúnmente para análisis de supervivencia son: el Weibull, el exponencial (un especial caso del Weibull), log-logística, lognormal, y la gamma generalizada.

### **Modelos Acelerados de Falla (AFT)**

La suposición subyacente para los modelos AFT es que el efecto de las covariables es multiplicativo (proporcional) con respecto al tiempo de supervivencia, mientras que para los modelos PH la suposición subyacente es que el efecto de las covariables es multiplicativo con respecto al hazard. Se diferencian del modelo de Cox en que este tipo de modelo es útil para comparar hazards y los modelos acelerados de falla son para comparar tiempos de supervivencia.

### **Línea de Base para el Modelo de Regresión de Supervivencia de Cox**

La estimación de la línea de base para el modelo de Cox se utilizan principalmente dos métodos, a saber, el estimador de Breslow y el de Kalbfleisch-Prentice. El estimador de Breslow utiliza un enfoque de verosimilitud extendiendo el estimador de Nelson-Aalen (utilizado para estimar la función de supervivencia en ausencia de covariables), estimando la función de línea de base como una función exponencial de la función de hazard acumulado (Xia, Ning, & Huang, 2018).

El estimador de la línea de base utilizando el método de Breslow, de acuerdo a Klein & Moescheberger (2003), es posible obtenerlo mediante la función de verosimilitud de la siguiente forma:

Los datos que involucran censura de derecha pueden ser representado por pares de variables aleatorias  $(T_i, \delta_i)$  donde  $\delta_i$  indica si el tiempo de vida  $X$  es observado ( $\delta_i = 1$ ) o no ( $\delta_i = 0$ ) y  $T_i$  es igual a  $X$  si el tiempo de vida es

observado y  $C_r$  si está censurada por la derecha, es decir,  $T = \min(X, C_r)$ . Entonces, dado que se puede expresar  $f(t) = h(t)S(t)$ , se puede escribir la verosimilitud de forma general se puede expresar como:

$$L = \prod_{i=1}^n [h(t_i)]^{\delta_i} \exp[-H(t_i)] \quad (11)$$

Derivado de esto, para el modelo de Cox se puede derivar la función de verosimilitud parcial de Cox de la siguiente forma:

$$L[\boldsymbol{\beta}, h_0(t)] = \prod_{j=1}^n h(T_j | \mathbf{Z}_j)^{\delta_j} S(T_j | \mathbf{Z}_j) \quad (12)$$

$$= \prod_{j=1}^n h_0(T_j)^{\delta_j} [\exp(\boldsymbol{\beta}^t \mathbf{Z}_j)]^{\beta_j} \exp(-H_0(T_j) \exp(\boldsymbol{\beta}^t \mathbf{Z}_j)) \quad (13)$$

Si se fija  $\beta$  y se maximiza esta función en función de  $h_0(t)$  únicamente. La función a maximizar es:

$$L_\beta(h_0(t)) = \left[ \prod_{i=1}^D h_0(t_i) \exp(\boldsymbol{\beta}^t \mathbf{Z}_i) \right] \exp \left[ - \sum_{j=1}^n H_0(T_j) \exp(\boldsymbol{\beta}^t \mathbf{Z}_j) \right] \quad (14)$$

Esta función es máxima cuando  $h_0(t) = 0$  excepto en los momentos en que ocurren los eventos. Sea  $h_{0i} = h_0(t_i)$ ,  $i = 1, \dots, D$  entonces  $H_0(T_j) = \sum_{t_i \leq T_j} h_{0i}$ . Después de simplificar la ecuación 14 puede ser escrita como:

$$L_\beta(h_{01}, \dots, h_{0D}) \propto \prod_{i=1}^D h_{0i} \exp \left[ -h_{0i} \sum_{j \in R(t_i)} \exp(\boldsymbol{\beta}^t \mathbf{Z}_j) \right] \quad (15)$$

Y el estimador de máxima verosimilitud para  $h_{0i}$  está dado por:

$$\widehat{h}_{0i} = \frac{1}{\sum_{j \in R(t_i)} \exp(\boldsymbol{\beta}^t \mathbf{Z}_j)} \quad (16)$$

Entonces el estimador para la función de Hazard acumulado se obtiene así:

$$\widehat{H}_0(t) = \sum_{t_i \leq t} \frac{1}{\sum_{j \in R(t_i)} \exp(\boldsymbol{\beta}^t \mathbf{Z}_j)} \quad (17)$$

El cual es un estimador de Breslow para la función acumulada de hazard de línea de base.

Para el caso del estimador de Kalbfleisch – Prentice, Xia, Ning, & Huang (2018), señalan que para funciones de supervivencia este estimador utiliza el tiempo de falla discreto para aproximarse a una función continua. De acuerdo a estos autores se puede obtener de la siguiente forma:

- $t_1 < t_2 < \dots < t_m$  los  $m$  tiempos de eventos distintos
- $j = 1, \dots, m$
- $\mathbf{Z}$  Matriz de covariables,
- $\boldsymbol{\beta}$  Vector de coeficientes de regresión
- $\mathcal{D}(t_j)$  el conjunto de todos los individuos que fallan al tiempo  $t_j$
- $R(t_j)$  el conjunto de individuos en riesgo justo antes de  $t_j$
- $\delta_i$  indica si el tiempo de vida  $X$  es observado ( $\delta_i = 1$ ) o no ( $\delta_i = 0$ )
- $\alpha_j$  denota la probabilidad condicional de sobrevivir al tiempo  $t_j$  para un sujeto en la línea de base. Entonces la función de línea de base de supervivencia puede ser estimada como:

$$\widehat{S}_{0,KP}(t) = \prod_{j: x_j \leq t} \hat{\alpha}_j^{\delta_j} \quad (18)$$

Entonces la función de verosimilitud  $L$  se plantea como:

$$L = \prod_{j=1}^m \prod_{l \in \mathcal{D}(t_j)} \left(1 - \alpha_j^{\exp(\hat{\boldsymbol{\beta}}^t \mathbf{Z}_l^*)}\right) \prod_{k \in R(t_j) - \mathcal{D}(t_j)} \alpha_j^{\exp(\hat{\boldsymbol{\beta}}^t \mathbf{Z}_k^*)} \quad (19)$$

Tomando  $\beta^t = \hat{\beta}^t$  de la verosimilitud parcial y maximizando con respecto a  $\alpha_j$  se obtiene:

$$\sum_{l \in \mathcal{D}(t_j)} \frac{\exp(\hat{\boldsymbol{\beta}}^t \mathbf{Z}_l)}{1 - \alpha^{\exp(\hat{\boldsymbol{\beta}}^t \mathbf{Z}_l^*)}} = \sum_{k \in R(t_j)} \exp(\hat{\boldsymbol{\beta}}^t \mathbf{Z}_k) \quad (20)$$

donde  $Z_j$  es el conjunto de covariables para un sujeto que falla al tiempo  $t_j$ . Si se asume que hay empates, la solución es:

$$\hat{\alpha}_j = \left[ 1 - \frac{\exp(\hat{\beta}^t Z_j)}{\sum_{k \in R(t_j)} \exp(\hat{\beta}^t Z_k)} \right]^{\exp(-\hat{\beta}^t Z_j)} \quad (21)$$

En consecuencia, la función de supervivencia estimada de Kalbfleisch – Prentice para un sujeto con covariables  $Z = Z^*$  es:

$$\hat{S}_{KP}(t|Z = Z^*) = [\hat{S}_{0,KP}(t)]^{\exp(\hat{\beta}^t Z^*)} = \left[ \prod_{j:t_j \leq t} \hat{\alpha}_j \right]^{\exp(\hat{\beta}^t Z^*)} \quad (22)$$

Basha y Hoxha (2019), señalan que este estimador de Kalbfleisch-Prentice utiliza los tiempos de falla discretos para aproximar una función continua que es análoga al estimador de Kaplan Meier en un entorno con covariables. Se asume que la función de línea de base de supervivencia tiene solamente puntos en los  $m$  distintos tiempos de supervivencia. Además, indican que esta ecuación es una estimación escalonada de la función de supervivencia, en muchos casos sería preferible una estimación continua, especialmente para sugerir una forma paramétrica para  $h_0(t)$  pero Kalbfleisch y Prentice se enfocaron en la probabilidad de supervivencia,  $\alpha_0 = 1 - h_0$ , en lugar de la probabilidad de falla ( $h_0$ ).

En cuanto a la comparación de ambos estimadores, los autores Xia et al han señalado que el estimador de Breslow tiene una característica no deseable, la cual es que la probabilidad de supervivencia estimada al utilizar este método nunca alcanza a ser cero, incluso si la última observación es un fallo, contrario a lo que sucede al usar el estimador de Kalbfleisch-Prentice, el cual si estima la probabilidad de supervivencia en cero si el último evento es un fallo, pero requiere de cálculos más complejos.

Xia et al. realizaron comparaciones empíricas de ambos estimadores mediante simulación en un rango de condiciones variando la distribución del tiempo de supervivencia real, el tamaño de la muestra, la tasa de censura y

los valores de las covariables. Se comparó el rendimiento de los dos estimadores con respecto al sesgo, el error cuadrático medio y el error cuadrático medio relativo. Se encontró que, en la mayoría de las situaciones dadas en los diferentes escenarios de las simulaciones, el estimador Kalbfleisch-Prentice da como resultado un sesgo menor y un error cuadrático medio menor que el estimador de Breslow, siendo estas diferencias especialmente claras en la cola de la distribución.

Por otro lado, Basha y Hoxha (2019), compararon el rendimiento de ambos estimadores con respecto al sesgo. Para esto realizaron estimaciones suavizadas utilizando kernel de Epanechnikov para ambos tipos de estimadores haciendo variar el tamaño de muestra y la tasa de censura. Los resultados de su investigación señalan que en general el sesgo fue menor al utilizar el estimador de Kalbfleisch-Prentice y en general dicho sesgo decrece a medida que se incrementa el tamaño de muestra o decrece la tasa de censura.

Por otra parte, Harrell (2015), indican que el estimador de Kalbfleisch-Prentice tiene dos ventajas:

- a) Es una extensión del estimador de Kaplan-Meier y es idéntico a  $S_{KM}$  si el valor estimado de  $\beta$  resultó ser cero o no se están modelando covariables.
- b) No se ve afectado por la elección de lo que constituye un sujeto "estándar" que tiene la función de sobrevivencia subyacente  $S(t)$ . Por ejemplo, no importaría si el sujeto estándar es uno que tiene una edad igual a la edad media en la muestra o la edad mediana en la muestra; la estimación de  $S(t|X)$  en función de  $X = edad$  sería la misma.

Este mismo autor indica como ventajas del estimador de línea de base de Breslow las siguientes:

- a) Se ha derivado más teoría asintótica del estimador de Breslow que para el estimador de Kalbfleisch-Prentice.
- b) No requiere cálculos iterativos para  $d_i > 1$ .

- c) Al igual que para el estimador de Kalbfleisch-Prentice no se ve afectado por la elección de un sujeto “estándar” que tiene la función de supervivencia subyacente  $S(t)$ .

Además, Lawless (1982) afirma que los dos estimadores de funciones de supervivencia difieren poco, excepto en la cola de la derecha, cuando todas las  $d_i$ s son unitarias.

Por último, los autores Thomas & Reyes (2014), indican que el método de Breslow es computacionalmente más conveniente y lo utilizan software tales como R y SAS.

### Estimación de la función de Supervivencia

A continuación, se muestra la estimación de la función de supervivencia a partir de modelos tanto paramétricos como no paramétricos. Es a través de esta función que se extraen las probabilidades de supervivencia al evento de interés (el retiro en este caso) para nuevos individuos de acuerdo a los valores de las variables predictoras incluidas en los modelos  $Z_0$ .

De acuerdo con Klein y Moeschberger (2012), para el caso del modelo de riesgos proporcionales el estimador de la función de supervivencia se basa en el estimador de la función de Hazard acumulado descrito en la ecuación 17. Para construir este estimador primero se ajusta un modelo de riesgos proporcionales a los datos para obtener los estimadores de máxima verosimilitud parcial  $\mathbf{b}$ , así como matriz de covarianza estimada  $\hat{\mathbf{V}}(\mathbf{b})$  de la inversa de la matriz de información. Sea  $t_1 < t_2 < \dots < t_D$  los distintos tiempos de ocurrencia del evento y  $d_i$  el número de muertes al tiempo  $t_i$ . Sea

$$W(t_i; \mathbf{b}) = \sum_{j \in R(t_i)} \exp\left(\sum_{h=1}^p b_h Z_{jh}\right) \quad (23)$$

El estimador para la función de Hazard de línea de base acumulado  $H_0(t) = \int_0^t h_0(u)du$  es dado por

$$\hat{H}_0(t) = \sum_{t_i \leq t} \frac{d_i}{W(t_i; \mathbf{b})} \quad (24)$$

que es una función escalonada con saltos en los tiempos de muerte observados. Este estimador se reduce al estimador Nelson-Aalen, cuando no hay covariables presentes.

El estimador de la función de supervivencia de línea de base,  $\hat{S}_0(t) = \exp[-\hat{H}_0(t)]$  es dada por

$$\hat{S}_0(t) = \exp[-\hat{H}_0(t)] \quad (25)$$

Este es un estimador de la función de supervivencia de un individuo con un vector de covariables de línea de base con valores  $\mathbf{Z} = \mathbf{0}$ . Para estimar la función de supervivencia para un individuo con vector de covariables  $\mathbf{Z} = \mathbf{Z}_0$ , se utiliza el estimador

$$\hat{S}(t|\mathbf{Z} = \mathbf{Z}_0) = \hat{S}_0(t)^{\exp(\mathbf{b}^t \mathbf{Z}_0)} \quad (26)$$

Para los modelos paramétricos se calcula la función de supervivencia de forma similar, a continuación, se muestra para el caso del cálculo de la función de supervivencia para la representación del modelo de tiempo acelerado de falla de Weibull. De acuerdo a Klein y Moeschberger (2012), sea  $X$  el tiempo a la ocurrencia de un evento y  $\mathbf{Z}$  el vector de variables explicativas. Sea

$$Y = \ln X = \mu + \gamma^t \mathbf{Z} + \sigma W \quad (27)$$

Donde  $\gamma^t = (\gamma_1, \dots, \gamma_p)$  es un vector de coeficientes y  $W$  corresponde a la distribución del error que para el caso del modelo de Weibull corresponde a la distribución valor extremo. Usando la representación acelerada del tiempo de falla del modelo de regresión de Weibull, el hazard rate para un individuo con el vector de covariables  $\mathbf{Z}$  viene dada por

$$h(x|\mathbf{Z}) = \exp(\boldsymbol{\theta}^t \mathbf{Z}) h_0[x \exp(\boldsymbol{\theta}^t \mathbf{Z})] \quad (28)$$

donde el hazard de línea de base  $h_0(x)$  es  $\lambda \alpha x^{\alpha-1}$ ,  $\lambda = \exp(-\mu/\sigma)$ ,  $\boldsymbol{\theta}^t = (\theta_1, \dots, \theta_p)$  es el vector de coeficientes de regresión y el factor  $\exp(\boldsymbol{\theta}^t \mathbf{Z})$

corresponde al factor de aceleración. Entonces la función de sobrevivencia para este modelo se define así

$$S(x|\mathbf{Z}) = S_0(x \exp[\theta^t \mathbf{Z}]) \text{ para todo } x \quad (29)$$

### **Predicción en modelos de Supervivencia**

En este apartado se presentan los principales lineamientos generales hallados en la bibliografía consultada para evaluar la predicción de modelos de sobrevivencia.

De acuerdo a May, Royston, Egger, Justice y Sterne (2004), el proceso de desarrollo y validación de modelos de sobrevivencia ha sido discutido en la literatura ampliamente. Estos autores afirman que evaluar el desempeño del pronóstico de los modelos candidatos en datos diferentes a los utilizados al estimar el modelo es esencial para elegir un modelo que se generalizará bien a datos independientes. Además, hacen énfasis en la utilidad del pronóstico sobre todo en el ámbito médico. También señalan que existen dificultades en los métodos actuales para medir la precisión de las predicciones de los modelos de pronóstico para los datos de tiempo de supervivencia censurados ya que hay mucho debate sobre cuáles son apropiadas para este fin.

Entre los usos de este tipo de modelos se encuentran el discriminar entre grupos de pacientes con probabilidades de experimentar resultados mejores o peores y para pronosticar la progresión de la enfermedad al hablar del ámbito médico. Para el presente estudio se enfoca en pronosticar la salida de funcionarios de ministerios de gobierno.

Estos autores indican que las propuestas para cuantificar el poder predictivo en modelos de sobrevivencia se pueden clasificar en aquellas que se concentran en discriminación y otras en exactitud de la predicción, tanto a nivel individual como de grupo.

May et al. (2004), afirman que, en los modelos de supervivencia, la discriminación es la capacidad del modelo para asignar a los sujetos que experimentan el resultado de interés una mayor probabilidad prevista de

experimentar el evento que la asignada a aquellos que no experimentaron el evento. También estos autores afirman que la discriminación se mide por medio de la concordancia entre resultados observados y predichos. Por otro lado, al referirse a la exactitud el enfoque habitual para evaluar la precisión es el utilizado para el modelo de regresión de mínimos cuadrados, esto es, una medida de la discrepancia entre los valores predichos y los valores observados. Mencionan el Brier Score como un método de uso común basado en este último enfoque (se desarrolla más adelante).

También, en este mismo tema de la clasificación de la evaluación de predicción en modelos de supervivencia, Harrell (2015), afirma que en general, hay dos aspectos principales de la precisión predictiva que deben evaluarse. Uno es la calibración o la confiabilidad, esta es, la capacidad del modelo para hacer estimaciones imparciales del resultado. La otra es la discriminación, la que se define como la capacidad del modelo para separar los resultados de los sujetos. Este autor recomienda validar el modelo incluso cuando se utiliza una técnica de reducción de datos ya que de esta forma se garantiza que el modelo no se haya sobreajustado o sea incorrecto.

En términos generales los autores refieren calibración como el proceso de calcular la exactitud de la predicción, por lo tanto, se tratan para el presente estudio como sinónimos. Es por esta razón, y, de acuerdo a la bibliografía consultada los aspectos a valorar para los modelos candidatos serán la discriminación y la exactitud.

Las predicciones se evalúan comparando los resultados observados con los siguientes: (i) tiempos de supervivencia individuales, (ii) tiempos de supervivencia medios de los grupos de pronóstico, (iii) estado de supervivencia o (iv) probabilidad predicha de supervivencia de los individuos en una elección punto de tiempo. Este último tipo es el que se evalúa en el presente estudio.

### **Estadísticos para la validación de modelos pronósticos**

Tal y como se señaló en el apartado anterior, de acuerdo a las propuestas para cuantificar el poder predictivo los estadísticos para la evaluación de los modelos se pueden clasificar en medidas de discriminación o de exactitud. A continuación, se habla de los principales en cuanto a la bibliografía consultada.

### **Estadísticos de discriminación**

Blanche, Kattan, & Gerds (2019), afirman que los lineamientos actuales establecen claramente que, en los estudios que realizan predicción en análisis de supervivencia a  $t$  años, se debe reportar una medida de discriminación, pero critican dichos lineamientos ya que estos no brindan recomendaciones sobre como escoger la medida más adecuada; es decir no existe un acuerdo sobre cuál o cuáles deben ser las medidas de evaluación de los pronósticos. Estos mismos autores indican que para la medición de la discriminación de un modelo pronóstico mediante la concordancia de los resultados observados y previstos se ha utilizado ampliamente el estadístico C de Harrell dada su gran popularidad.

Los autores May et al. (2004), afirman que, la revisión de los estadísticos más comúnmente utilizados para la evaluación y comparación de esquemas de clasificación pronóstica indica que estos son: la comparación de las estimaciones de Kaplan-Meier de probabilidades de supervivencia en grupos de pacientes con estimaciones predichas del modelo, el estadístico C de Harrell que es una medida de concordancia entre los resultados pronosticados y observados y el Brier Score que mide la precisión predictiva entre los resultados pronosticados y observados.

En cuanto a los estadísticos dedicados a la medición de la discriminación se encuentra el área bajo la curva ROC (curva característica de operación); este es un indicador global del desempeño del modelo perteneciente a la metodología ROC. Esta metodología se caracteriza además por calcular indicadores tales como la sensibilidad, conocida también como tasa de verdaderos positivos y la especificidad, conocida también como tasa de

verdaderos negativos. Sin embargo, para aplicar la metodología ROC en un análisis de sobrevivencia se debe escoger un tiempo específico al cual el estado de sobrevivencia debe ser evaluado.

Las desventajas de esta metodología mencionadas por May et.al (2004), son debidas a este requisito de la escogencia del tiempo específico de sobrevivencia dado que para muchos sujetos el estado al tiempo específico escogido nunca será conocido puesto que son censurados antes de dicho tiempo. Otra desventaja relacionada con esta escogencia específica de un tiempo es que dicha escogencia puede ser arbitraria en lugar de evaluar sobre todo el período de tiempo relevante. Dadas estas desventajas señaladas Harrell realizó una adaptación a esta metodología y creó un nuevo estadístico que llamó C para resolver los problemas descritos anteriormente.

May et al. (2004), definen este estadístico C como la proporción de todos los pares de sujetos utilizables en los que las predicciones y los resultados son concordantes.

En cuanto a este estadístico C, May et al. (2004), señalan como ventajas que no depende de la elección de un tiempo fijo para la evaluación del modelo y tiene en cuenta la censura de los individuos.

Las principales ventajas del estadístico C señaladas por los autores Ishwaran, Kogalur, Blackstone y Lauer (2008) y May et al. (2004) son:

- a) La interpretación como una probabilidad de clasificación errónea es atractiva.
- b) Otra característica atractiva es que, a diferencia de otras medidas de rendimiento, el índice  $C$  no depende de un solo tiempo fijo para su evaluación. Esto quiere decir que no me importa el tiempo porque me interesa que ocurrió primero, me baso en orden no en exactitud.
- c) Sirve para casos en los que hay censuras.

Pasos del cálculo del estadístico C:

Ishwaran et al. (2008) indican que son:

- a) Formar todos los pares de casos posibles sobre los datos.
- b) Omitir aquellos pares cuyo tiempo de sobrevivencia más corto sea censurado. Es decir, se omiten los pares  $i$  y  $j$  si  $T_i = T_j$  a menos de que uno de ellos sea una muerte. Se denota *Permisible* al número total de pares permisibles.
- c) Para cada par permisible donde  $T_i \neq T_j$  cuente 1 si el tiempo de sobrevivencia más corto tiene un resultado predicho peor, cuente 0,5 si los resultados predichos son empates, es decir cuando a los 2 les ocurrió el evento. Para cada par permisible donde  $T_i = T_j$  y ambos son muertes, cuente 1 si los resultados predichos están empatados; de lo contrario contar 0,5. Para cada par permisible en el que  $T_i = T_j$ , pero no ambos son muertes, cuente 1 si la muerte tiene un peor resultado predicho, de lo contrario cuente 0,5. Se denota *Concordancia* a la suma de estos resultados sobre todos los pares permisibles.
- d) El índice *C* se calcula entonces como:

$$C = \frac{\text{Concordancia}}{\text{Permisible}} \quad (30)$$

#### 1. Ejemplo de Cálculo:

Se tienen 4 sujetos, en la primera columna se tiene el nombre del individuo, en la segunda se tiene el tiempo predicho y en la tercera se indica si ocurre o no el evento de interés denotado por *d*.

Individuo	Tiempo predicho	<i>d</i> (ocurrencia del evento)
J	5,5	0
I	5,5	1
M	3,8	1
R	1,3	0

Ahora de acuerdo con los pasos del paso 7 anterior se calcula el estadístico C de la siguiente forma:

Par	Valores	Permisible	Valor de C
J-I	5,5(0) y 5,5(1)	Si	0,5
J-M	5,5(0) y 3,8(1)	Si	1
J-R	5,5(0) y 1,3(0)	No	-
I-M	5,5(1) y 3,8(1)	Si	0,5
I-R	5,5(1) y 1,3(0)	No	-
M-R	3,8(1) y 1,3(0)	No	-
Suma = Concordancia			2
Permisible			3
Estadístico C			$2/3 = 0,66$

De acuerdo a May et al. (2004), un valor para el estadístico c de 0.5 corresponde al acuerdo esperado por casualidad y 1 corresponde a la perfecta concordancia.

Sin embargo, los autores Blanche, Kattan, & Gerds (2019) critican al estadístico C cuando se utiliza para la predicción del riesgo de la ocurrencia de un evento a t años (el cuál es el tipo de predicción que se busca en la presente investigación), por ejemplo, la mortalidad a t años. El problema descrito por los autores con este estadístico ocurre en la situación con un horizonte de predicción fijo ya que el índice de concordancia puede ser más alto para un modelo mal especificado que para un modelo correctamente especificado. La impropiedad ocurre porque el índice de concordancia evalúa el orden de los tiempos del evento y no el orden del estado del evento en el horizonte de predicción. Además, los autores indican que el área bajo la curva característica de operación (curva ROC) no tiene este problema y es adecuada en este contexto de evaluación de la predicción a t años y por lo tanto la recomiendan en lugar del índice C y derivado de este enfoque recomiendan el uso del área bajo la curva ROC (AUC).

En cuanto a las curvas ROC, de acuerdo a Kamarudin, Cox, & Kolamunnage-Dona (2017), en el contexto de la aplicación a análisis de sobrevivencia el enfoque difiere del clásico en el cual considera el estado del evento y el valor del marcador (en este caso la probabilidad de sobrevivencia) para un individuo como fijo en el tiempo; sin embargo, en la práctica en este contexto de análisis de sobrevivencia es sabido que tanto el estado del evento como el valor del marcador cambian con el tiempo, esto porque los individuos que no han experimentado el evento pueden experimentarlo posteriormente por razones tales como un seguimiento más prolongado del estudio y el valor del marcador puede cambiar con respecto al valor inicial. Debido a esto, el enfoque de curvas ROC en función del tiempo es más adecuado.

Estos autores realizan una revisión bibliográfica amplia sobre el uso de curvas ROC en función del tiempo y señalan que derivado de la aplicación de esta metodología se pueden obtener varios indicadores para evaluar el pronóstico tales como la sensibilidad, la especificidad y el área bajo la curva ROC (AUC). Además, indican que el rendimiento de un marcador (en este caso la probabilidad de sobrevivencia), se evalúa mediante el área bajo la curva ROC (AUC) en la que un valor de AUC más alto indica un mejor rendimiento del mismo; de esta forma el AUC se constituye como el indicador de evaluación global para determinar el rendimiento de un modelo, esto a través de las probabilidades de sobrevivencia obtenidas del mismo. Asimismo, definen el AUC como la probabilidad de que un individuo que le sucedió el evento de interés tenga un valor de marcador más alto que aquel al que no le sucede. También, en términos generales, se asume que un valor de marcador más alto es más indicativo de ocurrencia del evento.

De forma general se pueden definir la sensibilidad, la especificidad y el Área bajo la Curva ROC de la siguiente forma:

Sea  $T_i$  el tiempo a la ocurrencia del evento y  $X_i$  un valor de marcador (ej: probabilidad de sobrevivencia) para un individuo  $i$ , ( $i = 1, \dots, n$ ). Se define el tiempo del evento observado,  $Z_i = \min(T_i, C_i)$ , donde  $C_i$  es un tiempo de

censura, y sea  $\delta_i$  el indicador de censura que toma el valor 1 si el evento ocurre y 0 en caso contrario. Sea  $D_i(t)$  el estado del evento en el tiempo  $t$ , tomando los valores 1 o 0. Entonces para un umbral  $c$ , se pueden definir la sensibilidad y la especificidad de la siguiente forma:

$$Se(c, t) = P(X_i > c | D_i(t) = 1) \quad (31)$$

$$Sp(c, t) = P(X_i \leq c | D_i(t) = 0) \quad (32)$$

De acuerdo a las definiciones anteriores la curva ROC para cualquier tiempo  $t$ , se denota  $ROC(t)$  esta curva cual grafica  $Se(c, t)$  contra  $1 - Sp(c, t)$ . Además, se puede definir el AUC dependiente del tiempo para umbrales  $c$  como:

$$AUC(t) = \int_{-\infty}^{\infty} Se(c, t) d[1 - Sp(c, t)] \quad (33)$$

$$\text{Con } [1 - Sp(c, t)] = \frac{\partial [1 - Sp(c, t)]}{\partial c} dc \quad (34)$$

Existen tres definiciones para los indicadores de sensibilidad y especificidad, descritas por Kamarudin et al (2017) anteriores pertenecientes a la familia de curvas ROC en función del tiempo; la aplicación de una u otra definición depende del interés del investigador. Pese a que estos indicadores no son los indicados para evaluar el rendimiento global de un marcador de acuerdo a las definiciones de estos cambia el cálculo del AUC, entonces se describen a continuación las tres definiciones:

a) Sensibilidad Acumulada y Especificidad Dinámica (C/D):

La sensibilidad acumulada es la probabilidad de que un individuo tenga un valor de marcador mayor que cierto umbral  $c$ , entre los individuos que experimentaron el evento antes del tiempo de interés  $t$ , y la especificidad dinámica es la probabilidad de que un individuo tenga un marcador valor menor o igual a  $c$  entre aquellos individuos libres de eventos más allá del tiempo  $t$ . Entonces la sensibilidad, la especificidad en  $t$  y el resultante  $AUC(t)$  se definen respectivamente como:

$$Se^C(c, t) = P(X_i > c | T_i \leq t) \quad (35)$$

$$Sp^D(c, t) = P(X_i \leq c | T_i > t) \quad (36)$$

$$AUC^{C,D}(t) = P(X_i > X_j | T_i \leq t, T_j > t), i \neq j \quad (37)$$

Es más apropiado aplicar las definiciones de C/D cuando hay un momento específico de interés que se utiliza para discriminar entre las personas que experimentan el evento y las que están libres de eventos antes del momento específico. Este tipo de discriminación tiene más relevancia clínica que las otras definiciones y, por lo tanto, la definición C/D ha sido utilizada comúnmente por las aplicaciones clínicas. Sin embargo, dado que algunas personas pueden contribuir como controles en un momento anterior y luego contribuir como casos más tarde, esta definición utiliza información redundante en la separación de casos y controles.

b) Sensibilidad al Incidente y Especificidad Dinámica (I/D)

La sensibilidad al incidente es la probabilidad de que un individuo tenga un valor de marcador mayor que  $c$  entre los individuos que experimentan el evento en el tiempo  $t$  y la especificidad dinámica es la probabilidad de que un individuo tenga un valor de marcador menor que o igual a  $c$  entre los individuos que permanecen libres de eventos en el tiempo  $t$ . La sensibilidad, especificidad y AUC resultante ( $t$ ) se definen como:

$$Se^I = P(X_i > c | T_i = t) \quad (38)$$

$$Sp^D = P(X_i \leq c | T_i > t) \quad (39)$$

$$AUC^{I,D}(t) = P(X_i > X_j | T_i = t, T_j > t), i \neq j \quad (40)$$

La terminología de I/D es más apropiada cuando se conoce el tiempo exacto del evento y queremos discriminar entre las personas que experimentan el evento y aquellas que están libres de eventos en un momento dado, es decir,  $T_i = t$ .

c) Sensibilidad al incidente y Especificidad Estática (I/S)

Un caso para la definición de I/S se define como un individuo con un evento en el tiempo  $t$ , mientras que el control es un individuo libre de eventos durante un período de seguimiento fijo,  $(0, t^*)$ . Generalmente esta sensibilidad al incidente y especificidad estática se usa generalmente cuando un investigador intenta distinguir entre individuos que tienen un evento en el momento  $t$  y aquellos denominados “sobrevivientes a largo plazo” que están libres de eventos después de un tiempo suficientemente largo de seguimiento, caracterizado por  $T_i \geq t^*$ .

La razón de usar el seguimiento fijo es porque el punto final  $t^*$  está preespecificado y se considera un tiempo suficiente para observar el evento. Por ejemplo,  $t^* = 2$  años se usa típicamente en el cribado del cáncer de mama, ya que se asume que el individuo estaba libre de enfermedad subclínica si la enfermedad clínica no surge dos años después del cribado. La sensibilidad y la especificidad entonces se pueden definir por:

$$Se^I(c, t) = P(X_i > c | T_i = t) \quad (41)$$

$$Sp^S(c, t^*) = P(X_i \leq c | T_i > t^*) \quad (42)$$

### **Estadísticos de exactitud**

La evaluación de los modelos con este tipo de estadísticos se realiza mediante el uso de las curvas de error de predicción (pec) que corresponden a estimaciones ponderadas promedio del Brier Score dependientes del tiempo. Las curvas de error de predicción se obtienen cuando el puntaje de Brier se sigue a lo largo del tiempo. A continuación, se explica con detalle el cálculo y propiedades de este estadístico.

### **Brier Score**

De acuerdo con Mogensen, Ishwaran y Gerds (2012), el Brier Score corresponde a un promedio ponderado de las distancias al cuadrado entre el estado observado de supervivencia y la probabilidad predicha por un modelo. Se acostumbra ponderar el valor de este estadístico para evitar sesgos.

Aproximadamente los pesos utilizados para la ponderación corresponden a las probabilidades de no ser censurado. Los pesos se pueden estimar dependiendo o no de las covariables.

De esta forma entonces se define el Brier Score como:

$$BS(t, \hat{S}) = E(Y_i(t) - \hat{S}(t|X_i))^2 \quad (43)$$

Donde:

Se supone que el sujeto  $i$  no pertenece a los datos en los cuales se estimó el modelo, es decir, al set de entrenamiento.

$T_i$  es el verdadero tiempo de sobrevivencia para el sujeto  $i$ .

$Y_i(t) = I(T_i \geq t)$  es decir, es el verdadero estado para el sujeto  $i$  (censurado o no censurado).

$\hat{S}(t|X_i)$  es la probabilidad predicha por un modelo de sobrevivencia con covariables  $X$  en el tiempo  $t$ .

Según Mogensen, Ishwaran y Gerds (2012), los valores de referencia útiles para el Brier Score son 33%, que corresponde a predecir el riesgo mediante un número aleatorio extraído de  $U[0; 1]$ , y el 25% que corresponde a predecir el 50% de riesgo para todos. El punto de referencia más importante es el Brier Score esperado que ignora todas las variables predictoras, esto es, para el análisis de sobrevivencia la estimación de Kaplan-Meier con todas las muestras de entrenamiento que da como resultado un modelo nulo.

Las probabilidades de censura se obtienen de la siguiente forma:

Se define el estado observado como  $\tilde{Y}_i(t) = I(\tilde{T}_i > t)$ , donde  $\tilde{T}_i$  es el mínimo entre el tiempo de sobrevivencia  $T_i$  y el tiempo de censura por la derecha  $C_i$  y  $\Delta_i = I(T_i \leq C_i)$  es el estado de la censura indicando si al individuo le ocurre el evento ( $\Delta_i = 1$ ) o tiene censura por la derecha ( $\Delta_i = 0$ ), entonces los pesos  $\hat{W}_i(t)$  se definen como:

$$\hat{W}_i(t) = \frac{(1 - \tilde{Y}_i(t))\Delta_i}{\hat{G}(\tilde{T}_i - |X_i)} + \frac{\tilde{Y}_i(t)}{\hat{G}(t|X_i)} \quad (44)$$

Donde:

$\hat{G}(t|x) \approx P(C_i > t|X_i = x)$  es una estimación de la función de supervivencia condicional de los tiempos de censura.

Si se tienen datos independientes para evaluación  $\tilde{D}_M$  disponibles, el Brier Score estimado se estima por

$$\widehat{BS}(t, \hat{S}) = \frac{1}{M} \sum_{i \in \tilde{D}_M} \hat{W}_i(t) \{ \hat{Y}_i(t) - \hat{S}(t|X_i) \}^2 \quad (45)$$

Donde

$M$  es el número de sujetos en  $\tilde{D}_M$  y  $\hat{S}$  es basado en los datos de entrenamiento. Es importante destacar que de acuerdo a Mogensen, Ishwaran y Gerds (2012), los pesos (estimados mediante la ecuación 44) se pueden estimar mediante un modelo de Kaplan-Meier (ignorando todas las variables predictoras), un modelo de regresión de Cox o un modelo de regresión aditivo de Aalen.

La escogencia del método apropiado para la escogencia de los pesos depende de la relación entre la censura, los tiempos de los eventos y las covariables.

Si hay buenas razones para creer que los tiempos de censura  $C_i$  son mutuamente independientes de los tiempos del evento  $T_i$  y las covariables  $X_i$ , entonces las ponderaciones marginales de Kaplan-Meier producen estimaciones consistentes de la puntuación de Brier (Graf, Schmoor, Sauerbrei, & Martin, 1999). El resultado puede no ser asintóticamente eficiente (van der Laan & Robins, 2003, Gerds & Schumacher, 2006), pero la ventaja es que no se necesita más modelación. Sin embargo, si los tiempos de censura son solo condicionalmente independientes de los tiempos del evento dadas las covariables, las ponderaciones marginales de Kaplan-Meier introducirán un sesgo (Mogensen, Ishwaran, & Gerds, 2012). En su lugar, se podría utilizar un modelo de trabajo para las ponderaciones, es decir, como se obtiene mediante un riesgo proporcional de Cox o un modelo de regresión de Aalen aditivo. Sin embargo, se introducirá un sesgo diferente si el modelo de trabajo está mal especificado. Este dilema debe resolverse de acuerdo a

la aplicación específica que se esté realizando (Mogensen, Ishwaran, & Gerds, 2012).

Las curvas de error de predicción se pueden resumir con el uso del Brier Score integrado el cual se define de la siguiente forma

$$IBS(predErr, \tau) = \frac{1}{\tau} \int_0^{\tau} predErr(u, \hat{S}) du \quad (46)$$

donde *predErr* se refiere a cualquier método para estimar el rendimiento predictivo,  $\tau > 0$  se puede establecer en cualquier valor menor que el mínimo de los tiempos máximos para los cuales los errores de predicción estimados se pueden evaluar en cada muestra bootstrap. En este caso al utilizar el Brier Score, entonces se define el Brier Score integrado como el área bajo la curva de error de predicción.

El Brier score se utilizó en conjunto con validación cruzada con muestras bootstrap para realizar la validación del modelo que se utilizó en este estudio.

### **Validación del Modelo**

A continuación, se muestra la teoría de los métodos consultados para validar los resultados de los modelos en cuanto a predicción de los mismos.

Según Harrell (2015), la validación del modelo se realiza para determinar si es probable que los valores pronosticados del modelo predigan con precisión las respuestas de futuros sujetos o sujetos que no fueron utilizados para desarrollar nuestro modelo.

Este autor señala que tres causas principales del fracaso en la validación del modelo son: la sobreestimación, los cambios en los métodos de medición o cambios en la definición de variables categóricas y los cambios principales en los criterios de inclusión de los sujetos.

Hay dos modos principales de validación del modelo, externa e interna. La validación externa se puede definir como: validación de una herramienta de predicción utilizando datos que no estaban disponibles cuando la herramienta necesitaba completarse. Una definición alternativa podría ser tomada como la validación de una herramienta de predicción por un equipo de investigación independiente.

La validación interna implica ajustar y validar el modelo utilizando cuidadosamente una serie de sujetos. Se usa el conjunto de datos combinados de esta manera para estimar el rendimiento probable del modelo final en nuevos sujetos, que después de todo, a menudo es de mayor interés.

### **División de datos para validación**

De acuerdo con Harrel (2015), de forma general el método más simple de validación es dividir el conjunto de datos una sola vez en muestra de entrenamiento (desarrollo del modelo) y de prueba (validación del modelo) mediante un proceso aleatorio con o sin distribuciones equilibradas de las variables de respuesta y predictoras en las dos muestras. En algunos casos, se utiliza una división cronológica para que la validación sea prospectiva. La calibración y la discriminación del modelo se validan en la muestra de entrenamiento.

La división de datos tiene la ventaja de permitir que las pruebas de hipótesis se confirmen en la muestra de prueba. Sin embargo, tiene las siguientes desventajas:

1. La división de datos reduce en gran medida el tamaño de la muestra tanto para el desarrollo del modelo como para la prueba del modelo. Debido a esto, Roecker (1991) descubrió que este método "parece ser un enfoque costoso, tanto en términos de precisión predictiva del modelo ajustado como de la precisión de nuestra estimación de la precisión". Breiman (1992), descubrió que la validación usando

bootstrap en la muestra original era tan eficiente como tener una muestra de prueba por separado el doble de grande.

2. Requiere una muestra más grande que la validación cruzada (ver más abajo) para poder obtener la misma precisión de la estimación de precisión predictiva.
3. La división puede ser fortuita; Si el proceso se repitiera con una división diferente, se podrían obtener diferentes evaluaciones de la precisión predictiva.
4. La división de datos no valida el modelo final, sino un modelo desarrollado solo en un subconjunto de datos. Los conjuntos de entrenamiento y prueba se recombinan para ajustarse al modelo final, que no está validado.
5. La división de datos requiere la división antes del primer análisis de los datos. Con otros métodos, los análisis pueden proceder de la manera habitual en el conjunto de datos completo. Luego, después de especificar un modelo "final", el proceso de modelado se vuelve a ejecutar en múltiples muestras de los datos originales para imitar el proceso que produjo el modelo "final".

Esta división de datos para evaluar el modelo puede realizarse mediante validación cruzada o bootstrap. A continuación, se tratan ambos métodos:

### **Bootstrap**

Harrel (2015), define el bootstrap de Efron como una técnica de propósito general para obtener estimaciones de las propiedades de los estimadores estadísticos sin hacer suposiciones sobre la distribución que da origen a los datos. Formalmente, suponga que una variable aleatoria  $Y$  proviene de una función de distribución acumulativa  $F(y) = Prob\{Y \leq y\}$  y que tenemos una muestra de tamaño  $n$  de esta distribución desconocida,  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$ .

La idea básica es simular repetidamente una muestra de tamaño  $n$  de  $F$ , calcular el estadístico de interés y evaluar cómo se comporta sobre las repeticiones  $B$ .

Al no tener  $F$  a nuestra disposición, podemos estimar  $F$  mediante la función empírica de distribución acumulativa  $F_n$ .

$$F_n(y) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [Y_i \leq y] \quad (47)$$

$F_n$  corresponde a una función de densidad que coloca la probabilidad  $\frac{1}{n}$  en cada punto de datos observado ( $\frac{k}{n}$  si ese punto se duplicaba  $k$  veces y su valor aparece solo una vez).

Para  $n$  grande, la fracción esperada de los puntos de datos originales que se seleccionan para cada muestra de arranque es  $1 - e^{-1} = 0.632$ . Algunos puntos se seleccionan dos veces, algunas tres veces, unas cuatro veces, y así sucesivamente. Tomamos  $B$  muestras de tamaño  $n$  con reemplazo, con  $B$  elegida para que la medida de resumen de las estadísticas individuales sea casi tan buena como tomar  $B = \infty$ . El bootstrap se basa en el hecho de que la distribución de las diferencias observadas entre una estimación muestreada de un parámetro de interés y la estimación original del parámetro de toda la muestra nos informa sobre la distribución de las diferencias no observables entre la estimación original y el valor de población desconocido del parámetro.

Si no se conoce cuántas muestras de bootstrap se deben realizar, podemos incrementar el número de las mismas hasta que estemos seguros que las estimaciones han convergido.

En términos generales, Harrel (2015), indica que se pueden usar bootstrapping, jackknifing y otros planes de remuestreo para obtener estimaciones casi imparciales del rendimiento del modelo sin sacrificar el tamaño de la muestra. Estos métodos funcionan cuando el modelo está completamente especificado, excepto los coeficientes de regresión, o todos los pasos importantes del proceso de modelado, especialmente la selección de variables, están automatizados. Solo entonces cada replica de bootstrap puede ser un reflejo de todas las fuentes de variabilidad en el modelado.

La capacidad de estudiar la arbitrariedad de cómo un algoritmo de selección de variables stepwise selecciona factores "importantes" es un beneficio importante de bootstrapping.

Con el "bootstrap simple", uno ajusta repetidamente el modelo en una muestra de entrenamiento (o estimación) y evalúa el rendimiento del modelo en la muestra original.

La estimación del rendimiento probable del modelo final en datos futuros se estima mediante el promedio de todos los índices calculados en la muestra original.

### **Validación cruzada**

Otro método de validación popularmente utilizado es la validación cruzada. De acuerdo a Harrel (2015), la validación cruzada es una generalización de la división de datos que resuelve algunos de los problemas de la misma. La técnica de validación cruzada Leave-out-one (dejar uno afuera), el límite de la validación cruzada, es similar a jackknifing. Aquí se omite una observación del proceso analítico y se predice la respuesta para esa observación utilizando un modelo derivado de las observaciones  $n - 1$  restantes. El proceso se repite  $n$  veces para obtener una precisión promedio mediante algún estadístico de prueba. Efron (1983), informa que la técnica k-folds cross validation (validación cruzada agrupada) es más precisa; aquí se omiten grupos de  $k$  observaciones a la vez.

Sin embargo, un inconveniente de la validación cruzada es la elección del número de observaciones que se mantendrán en cada ajuste. Otra es que el número de repeticiones necesarias para lograr estimaciones precisas a menudo excede 200.

Otro posible problema es que la validación cruzada puede no representar completamente la variabilidad de la selección de variables.

## Validación Cruzada en Análisis de Supervivencia

En este apartado se describe con mayor detalle el procedimiento y fórmulas para obtener las estimaciones de índice C y el Brier Score (indicados anteriormente) utilizando diferentes esquemas de validación cruzada. Estos diferentes esquemas se ponderan tal y como se mostró en las fórmulas 44 y 45 anteriores.

Se muestran cada uno de los esquemas con el cálculo del Brier Score a modo de ejemplo, sin embargo, se puede aplicar a otros índices tales como el índice C.

De acuerdo con (Mogensen, Ishwaran, & Gerds, 2012) Los esquemas son:

1. El error aparente: si se tienen  $N$  sujetos corresponde a la estimación del error de predicción en los mismos datos  $D_N$  en los cuales se estimó el modelo de la siguiente forma:

$$AppErr(t, \hat{S}) = \frac{1}{N} \sum_{i \in D_N} \hat{W}_i(t) \{ \hat{Y}_i(t) - \hat{S}(t|X_i) \}^2 \quad (48)$$

Donde

$\hat{Y}_i(t) = I(\hat{T}_i > t)$  es el estado observado para el sujeto  $i$  (censurado o no censurado).

$\hat{S}(t|X_i)$  es la probabilidad predicha por un modelo de supervivencia con covariables  $X$  en el tiempo  $t$ .

$\hat{W}_i(t)$  corresponde a los pesos en el tiempo  $t$

Esta notación se mantiene para los siguientes esquemas.

2. Bootstrap cross-validation: divide los datos  $D_N$  en varias muestras de entrenamiento  $D_b$  y sus correspondientes muestras de prueba  $D_N \setminus D_b$  ( $b = 1, \dots, B$ ). Las muestras bootstrap pueden ser obtenidas con o sin reemplazo de los datos originales. Posteriormente, se estiman

modelos  $\hat{S}_b$  con las muestras bootstrap de entrenamiento  $D_b$  y las predicciones así como los residuales se obtienen al evaluar los modelos en las muestras de prueba. Finalmente, las estimaciones bootstrap cross-validation estimadas de la predicción del error se calculan promediando sobre los sets de datos de prueba de la siguiente forma:

$$BootCvErr(t, \hat{S}) = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B \frac{1}{M_b} \sum_{i \in D_N \setminus D_b} \widehat{W}_i(t) \{ \hat{Y}_i(t) - \widehat{S}_b(t|X_i) \}^2 \quad (49)$$

Para el caso de bootstrap sin reemplazo (submuestreo)  $M_b$  es el tamaño de muestra el cual es más pequeño que  $N$  y es el mismo para cada muestra  $b$ . Para muestras bootstrap con reemplazo  $M_b$  es el número de sujetos que no están en la muestra bootstrap  $D_b$ .

3. k-fold cross-validation: es similar a Bootstrap cross-validation y difiere solamente en la forma en la cual los conjuntos de estimación y prueba son construidos. El número de conjuntos de prueba se fija en  $k$ . Los datos  $D_N$  se dividen en  $k$  subconjuntos  $D_j$  ( $j = 1, \dots, k$ ) y los modelos  $\hat{S}_j$  se entrenan con los datos  $D_N \setminus D_j$  donde el  $j$ -ésimo subconjunto de datos es removido. Los datos en el  $j$ -ésimo  $D_j$  son usados como conjunto de datos de prueba. La estimación entonces se obtiene promediando de la siguiente forma:

$$crossvalErr(t, \hat{S}) = \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k \sum_{i \in D_j} \widehat{W}_i(t) \{ \hat{Y}_i(t) - \widehat{S}_j(t|X_i) \}^2 \quad (50)$$

Valores usuales para  $k$  son 5 y 10.

## Capítulo III

### Metodología

El análisis aplicado consta de cuatro etapas, en la primera etapa se revisa y dispone los datos mediante el software R, cifras contenidas en el Sistema de Pagos INTEGRAL, las cuales corresponden a registros de pagos quincenales, desglosados por cada uno de los rubros componentes, para cada uno de los funcionarios de los Ministerios de Gobierno. Estos datos correspondientes a los pagos indican la presencia de los individuos en los Ministerios de Gobierno y mediante el rubro de anualidad se mide el tiempo de servicio de los funcionarios, es por esta razón que se utilizaron estos datos para este análisis. Es importante señalar que solamente se incluyeron en el análisis aquellos ministerios cuya planilla se paga por medio del sistema transaccional INTEGRAL, esto porque fueron los datos disponibles y poseen la ventaja de que se muestran en un mismo formato independientemente del Ministerio que registre los pagos. Los ministerios incluidos fueron los siguientes:

1. Agricultura y Ganadería.
2. Ambiente y Energía.
3. Ciencia, Tecnología y Telecomunicaciones.
4. Comercio Exterior.
5. Cultura Juventud y Deportes.
6. Gobernación y Policía.
7. Economía, Industria y Comercio.
8. Hacienda.
9. Justicia y Gracia.
10. Presidencia.
11. Obras Públicas y Transporte.
12. Planificación, Nacional y Política Económica.
13. Relaciones Exteriores y Culto.
14. Salud.
15. Seguridad Pública.
16. Trabajo y Seguridad Social.
17. Vivienda y Asentamientos Humanos.

La segunda etapa consiste en describir la dinámica del comportamiento poblacional, es decir las salidas de funcionarios durante el periodo 2009-2016, insumo necesario para la estimación de un esquema de sobrevivencia mediante el uso de diferentes tipos de modelos, esto mediante análisis gráfico exploratorio y análisis descriptivo. Posteriormente se estiman una serie de modelos de sobrevivencia tanto paramétricos como no paramétricos utilizando varias muestras bootstrap y de forma total. Luego se compara su poder predictivo mediante los estadísticos C de Harrel, Brier-score y el Área bajo la Curva ROC; además se utilizó la desviación estándar del estadístico C para determinar para cuál modelo la predicción es menos variable. La validación de estos modelos se realizó mediante esquemas de validación cruzada en varias muestras con reemplazo (bootstrapping) y en los mismos datos de entrenamiento para escoger aquel de mayor poder predictivo, así como también se incluyó como criterio para la escogencia del modelo aquel de menor AIC y BIC.

### **Supuestos del análisis**

Se supuso que el tiempo laborado por los funcionarios fue continuo. Esto quiere decir que la población de análisis (funcionarios de ministerios de gobierno) fue un grupo cerrado con un único riesgo, a saber, el retiro o salida por cualquier motivo. Se estimó que el 8.4% de los funcionarios experimentó reingreso en el período de estudio.

### **Modelos Construidos**

Todos los modelos estimados en este estudio tuvieron las mismas variables independientes y dependientes. A continuación, se muestran y se explican sus niveles o categorías:

#### **VARIABLES INDEPENDIENTES:**

1. Sexo: Indica si el funcionario es hombre o mujer.

2. Categoría Profesional: Indica si el funcionario desempeña un puesto de profesional o no profesional.
3. Edad Inicial: Indica la edad a la cual el funcionario comenzó a trabajar en el sector público.

También se incluyó la variable de retiro por muerte, pero el coeficiente de la misma no fue significativo. Esta variable se construyó a partir de datos del Tribunal Supremo de Elecciones.

### **Dependientes:**

1. Anualidad: corresponde a la cantidad de años que ha laborado en el sector público el funcionario.
2. Retiro: Indica si el funcionario se experimentó retiro o no. Los motivos de retiro fueron la pensión, muerte u otro motivo no identificado; sin embargo, es importante aclarar que el retiro por pensión corresponde a una aproximación en la cual si el funcionario cumplía la edad necesaria para retirarse de acuerdo al sexo y se tenía el último registro se consideraba retiro por pensión; esto puesto que no se contó con una base unificada de pensiones histórica dada la variedad de regímenes diferentes con que se cuenta. De forma similar se tomaron en cuenta otros motivos de retiro que corresponden a los demás motivos por los cuales se pueden retirar los funcionarios, estos motivos pueden ser la renuncia, el despido, incapacidad, etc.

El tiempo de seguimiento estuvo comprendido entre enero de 2009 y octubre de 2016. Ya que el modelo intenta explicar el tiempo al retiro de los funcionarios, en el caso de este estudio intenta explicar específicamente el tiempo al retiro en años, la variable retiro no se tenía en el archivo de datos de forma explícita por lo que esta variable se construyó. La construcción de esta variable se hizo a través de los datos de registros de pago del sistema transaccional Integra, entonces se tomó como mes de retiro aquel en el cual el funcionario recibió el último pago. Este último pago se definió como aquel

que se realiza en un mes igual o menor a setiembre de 2016 puesto que a pesar de que se cuenta con datos hasta octubre de 2016 los registros de ese mes no pueden tomarse como retiros dada la disponibilidad de información puesto que no es posible determinar si se le sigue pagando más adelante o no.

El criterio para escoger el modelo fueron los índices de validación del modelo tales como el AIC, BIC, el estadístico C de Harrel, el Brier Score y el Área bajo la Curva ROC. También se consideró la variabilidad del estadístico C calculando su desviación estándar promedio en las muestras bootstrap.

Ya que se realizaron diferentes tipos de modelos la ecuación de hazard se expresa mediante las siguientes fórmulas:

1. Para el caso del modelo de Cox:

$$h(t, \mathbf{X}) = h_0(t)e^{\beta_1 \text{Edad Inicial} + \beta_2 \text{Sexo} + \beta_3 \text{Profesional}} \quad (51)$$

2. Para el caso de los modelos paramétricos estos dependen de la distribución que se asume sigue el tiempo. Ejemplos de este tipo de distribución son Weibull y exponencial, para este último caso dado que el hazard es constante a lo largo del tiempo, se expresa de la siguiente forma:

La fórmula más general sería:

$$h(t, \mathbf{X}) = f(\Lambda, \text{delta}) = f(e^{\beta_1 \text{Edad} + \beta_2 \text{Sexo} + \beta_3 \text{Profesional}}, \text{delta}) \quad (52)$$

donde delta es un vector de parámetros auxiliares

El software utilizado para la limpieza, manipulación y análisis de datos fue R versión 3.4.1 y el archivo de datos se dispuso de forma anual. El tiempo laborado (tiempo de sobrevivencia) y la edad inicial fueron medidas de forma continua.

## **Selección del Modelo**

De acuerdo con Ishack et al. (2013), el proceso de selección del modelo se compone de tres etapas:

1. Análisis exploratorio usando gráficos que permitan juzgar que tan apropiado puede ser el uso de las diferentes distribuciones.
2. Estimar los parámetros de los modelos.
3. Evaluar el ajuste.

A continuación, se describen con mayor detalle cada una de estas etapas.

### **Análisis gráfico exploratorio**

Mediante este análisis se pretende:

- Inspeccionar la distribución observada o empírica del tiempo hasta el evento para entender su forma, y evaluar si esto varía entre los subgrupos clave de la población de estudio (por ejemplo, grupos experimentales y de control). Esto último da una indicación de la idoneidad del uso de modelos de riesgos proporcionales (PH) o modelos acelerados de falla (AFT) y ayuda a decidir si analizar los grupos juntos o por separado.
- Usa las propiedades matemáticas de las distribuciones empleadas en modelos paramétricos de supervivencia y evaluar la bondad de ajuste para varias de dichas distribuciones, esto es, por ejemplo, brinda información de la forma de las funciones de hazard, así como cuando estas se comportan de forma creciente o decreciente.

### **Ajuste de modelos**

El análisis exploratorio no revela necesariamente una escogencia clara de una distribución óptima, pero puede dar evidencia de cuales distribuciones excluir.

Se deben ajustar modelos basados en cada una de las distribuciones candidatas. Una vez ajustados cada uno de los modelos, se deben registrar las estimaciones de los parámetros, así como los valores del criterio de información Akaike o Bayesian (AIC y BIC, respectivamente). Los valores bajos de AIC y BIC indican un mejor ajuste y ofrecen un criterio objetivo para guiar la elección final.

Haciendo la selección final: El proceso de ajuste y comparación de modelos paramétricos produce una elección preliminar para una distribución óptima basada en el ajuste frente a los datos observados. Sin embargo, es justo preguntar si el mejor ajuste también implica un buen ajuste.

De hecho, el modelo que mejor ajusta dentro de un grupo de distribuciones mal ajustadas puede no ser lo suficientemente bueno, o incluso sensato. Por lo tanto, antes de aceptar el modelo con el AIC / BIC más bajo (o SSE) como la elección final, es crítico considerar otros aspectos implicados de acuerdo a la escogencia de la distribución candidata. Esto quiere decir que un modelo puede tener buenos indicadores de ajuste, pero no ser adecuado para el cumplimiento de los objetivos propuestos tales como la predicción.

### **Evaluación de la predicción**

Una vez ajustados los modelos el proceso de evaluación de la predicción de los modelos candidatos se describe a continuación:

1. Se escogen los indicadores a utilizar para evaluar la predicción: en este caso el índice C y su desviación estándar, el Brier Score y el Área bajo la curva ROC con Sensibilidad al Incidente y Especificidad Dinámica (I/D) ya que se tiene interés en evaluar la sobrevivencia en tiempos específicos.
2. Se escoge el esquema de validación a utilizar: en este caso se utilizó el Bootstrap cross-validation puesto que es el utilizado por Mogensen, Ishwaran, & Gerds, (2012) tal y como se describió anteriormente con total de muestras bootstrap  $B = 1000$ . Además también se utilizó la

evaluación en los datos sin hacer divisiones evaluando la predicción en los mismos datos en los cuales se estimó.

3. Se obtienen las estimaciones de probabilidad de supervivencia mediante los modelos estimados y el esquema de validación propuesto: en este caso se obtienen para cada uno de los individuos en las muestras bootstrap y los tiempos de interés, así como también para los datos originales (muestra de entrenamiento).
4. Se calculan los estadísticos para la evaluación de la predicción obtenida anteriormente, estos son el estadístico C de Harrel y su desviación estándar, el Área bajo la curva ROC y el Brier Score.
5. Se hace un consenso de los valores obtenidos por los indicadores y se escoge el mejor modelo.

## Capítulo IV

### Resultados

#### Análisis Descriptivo

A continuación, se muestran las principales medidas descriptivas de las variables dependientes e independientes incluidas en el modelo.

#### Variables Independientes

Las variables independientes incluidas en el estudio fueron el sexo, la categoría profesional y la edad inicial.

**Cuadro 3: Distribución por Sexo y Categoría Profesional**

Variable	Categorías	N	Porcentaje
Sexo	Mujer	15380	36,7
	Hombre	26478	63,3
Profesional	No	20274	48,4
	Si	21584	51,6
N		41858	100,0

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del sistema INTEGRA, 2016.

La población de los ministerios al momento del estudio estuvo compuesta mayormente por hombres. A su vez los porcentajes de profesionales y no profesionales son muy similares siendo levemente mayor la cantidad de profesionales en los ministerios de gobierno.

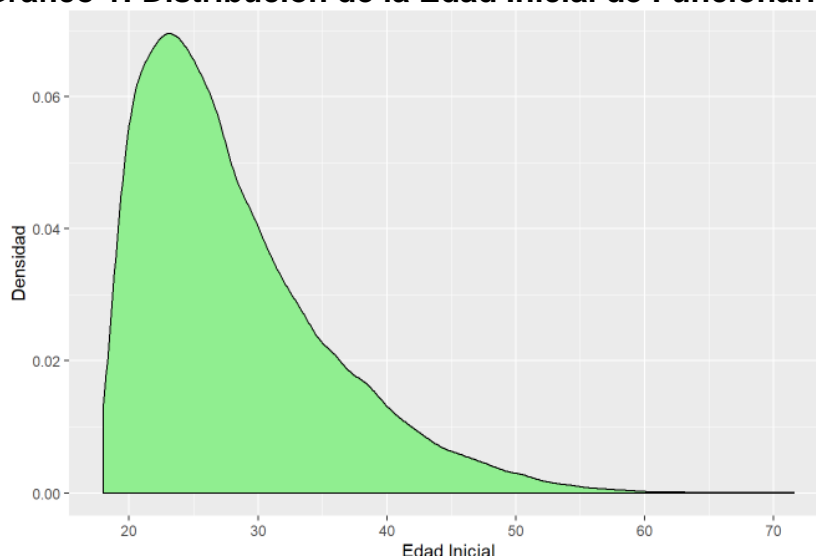
#### Cuadro 4: Estadísticos Descriptivos de la Anualidad y la Edad Inicial

Estadístico	Cantidad de Anualidades	Edad Inicial
Media	14,8	28,2
Desviación Estándar	11,5	7,4
Mínimo	0,0	18,0
Mediana	11,7	26,4
Máximo	50,4	71,6
N	41858	41858

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del sistema INTEGRA, 2016.

En cuanto a la edad inicial la edad promedio a la cual ingresaron a laborar los individuos a los ministerios fue 28,2 años y la edad mediana de 26,4 años con una desviación estándar de 7,4. La variación fue mayor para la variable Cantidad de Anualidades que para la Edad Inicial (ver desviación estándar).

**Gráfico 1: Distribución de la Edad Inicial de Funcionarios**

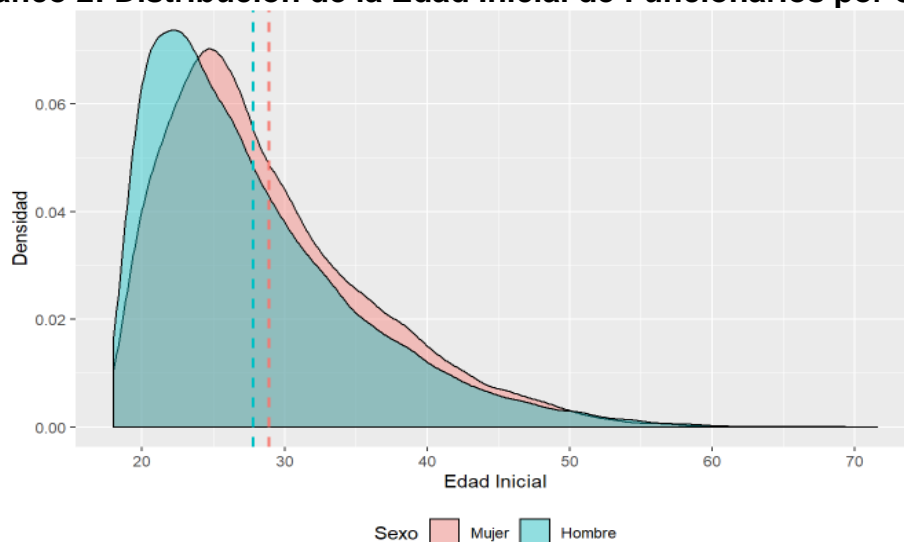


Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del sistema INTEGRA, 2016.

Las edades iniciales se concentran en valores bajos tal y como puede apreciarse en el gráfico 1, es decir, los individuos comienzan a laborar mayoritariamente entre los 20 y 30 años. Al analizar por sexo es posible determinar que los

hombres comienzan a laborar a edades más tempranas que las mujeres tal como se observa en el gráfico 2 a continuación (la línea punteada corresponde al promedio para cada sexo), sin embargo, la diferencia es poca entre ambos sexos.

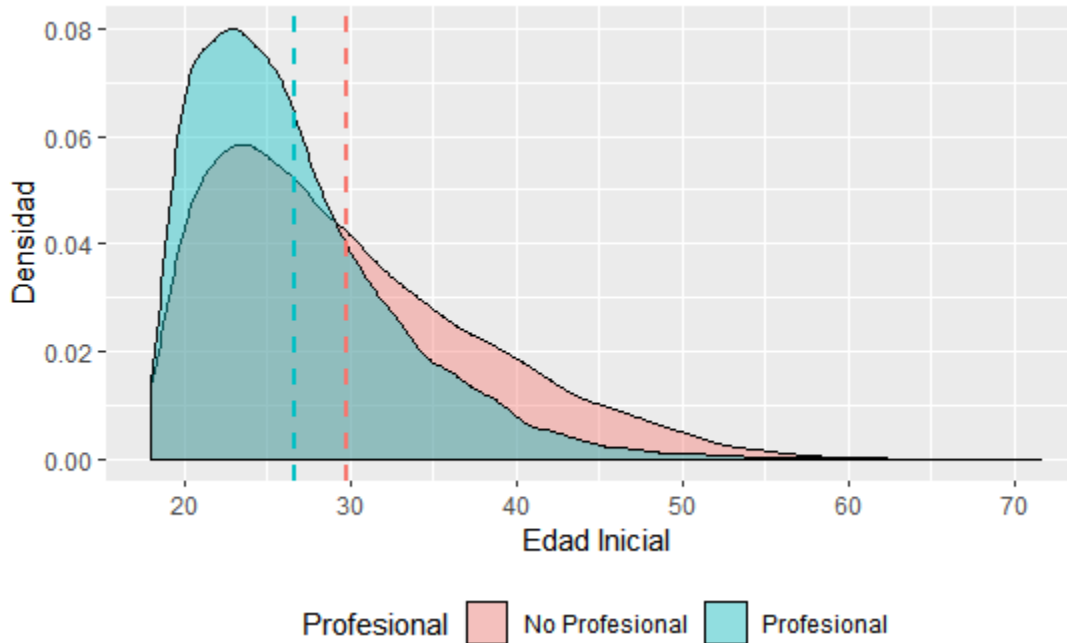
**Gráfico 2: Distribución de la Edad Inicial de Funcionarios por Sexo**



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del sistema INTEGRAL, 2016.

En el gráfico 3 a continuación se muestra la comparación de la edad inicial entre profesionales y no profesionales; dicha edad muestra ser más variable para los no profesionales mientras que para los profesionales se encuentra más concentrado en edades menores. También se observa que el promedio (línea punteada en el gráfico) es menor para los profesionales.

**Gráfico 3: Distribución de la Edad Inicial de Funcionarios por Categoría Profesional**



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del sistema INTEGRAL, 2016.

### Variable Dependiente

Para efectos del análisis la variable Retiro se codificó como una variable dummy en la que el valor 1 indica que se el funcionario se retiró y 0 que se mantiene activo. En este caso la variable dependiente es la conjunción del retiro y la Anualidad (el tiempo al retiro) sin embargo, la Anualidad se analizó de forma descriptiva en el acápite anterior.

**Cuadro 5: Distribución del Retiro de Funcionarios**

<b>Retiro</b>	<b>N</b>	<b>Porcentaje</b>
<b>No</b>	29650	70,8
<b>Si</b>	12208	29,2
<b>Total</b>	41858	100,0

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del sistema INTEGRAL, 2016.

**Cuadro 6: Distribución de las Causas del Retiro de Funcionarios**

<b>Retiro</b>	<b>Causas</b>	<b>N</b>	<b>Porcentaje</b>
<b>Si</b>	<b>Muerte</b>	372	3,0
	<b>Pensión</b>	4167	34,1
	<b>Otra Causa</b>	7669	62,8
<b>Total</b>		12208	100,0

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del sistema INTEGRRA, 2016.

**Cuadro 7: Distribución del Retiro por Sexo**

<b>Sexo</b>	<b>Retiro</b>	<b>N</b>	<b>Porcentaje</b>
<b>Mujer</b>	<b>No</b>	10450	67,9
	<b>Si</b>	4930	32,1
<b>Hombre</b>	<b>No</b>	19200	72,5
	<b>Si</b>	7278	27,5
<b>Total</b>		41858	100,0

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del sistema INTEGRRA, 2016.

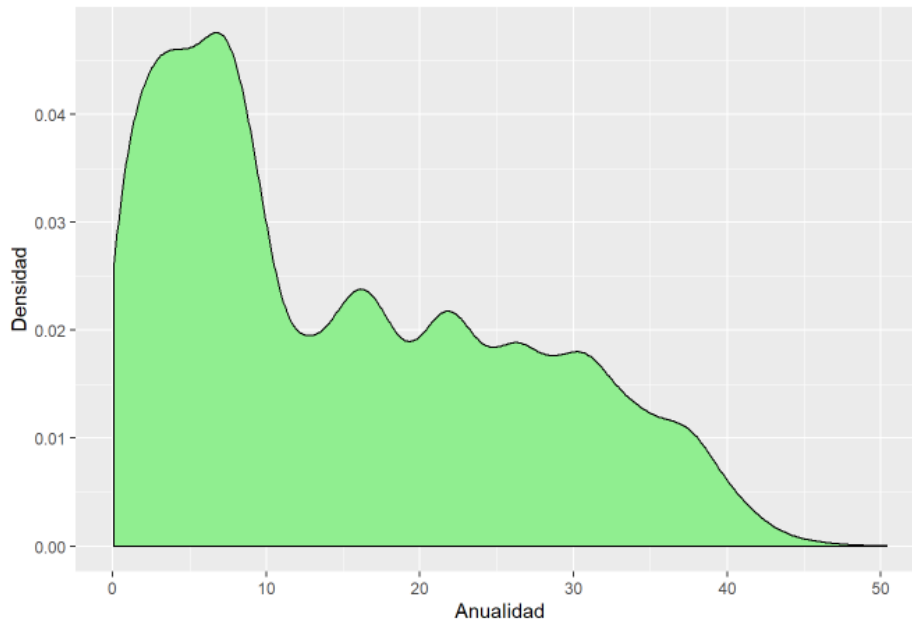
A octubre de 2016 alrededor del 30% de los funcionarios se había retirado, siendo la principal causa otra causa de retiro (el cual puede ser renuncia, despido, etc), seguida por la pensión y en mucho menor cantidad la muerte. Además, el 32% de las mujeres y el 27% de los hombres se habían retirado en el período de estudio.

**Cuadro 8: Distribución de las Causas del Retiro de Funcionarios por Sexo**

<b>Sexo</b>	<b>Causa</b>	<b>N</b>	<b>Porcentaje</b>
<b>Mujer</b>	<b>Muerte</b>	69	1,4
	<b>Pensión</b>	1290	26,2
	<b>Otra Causa</b>	3571	72,4
<b>Hombre</b>	<b>Muerte</b>	303	4,2
	<b>Pensión</b>	2877	39,5
	<b>Otra Causa</b>	4098	56,3
<b>Total</b>		12208	100,0

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del sistema INTEGRRA, 2016.

**Gráfico 4: Distribución de la Anualidad de Funcionarios**

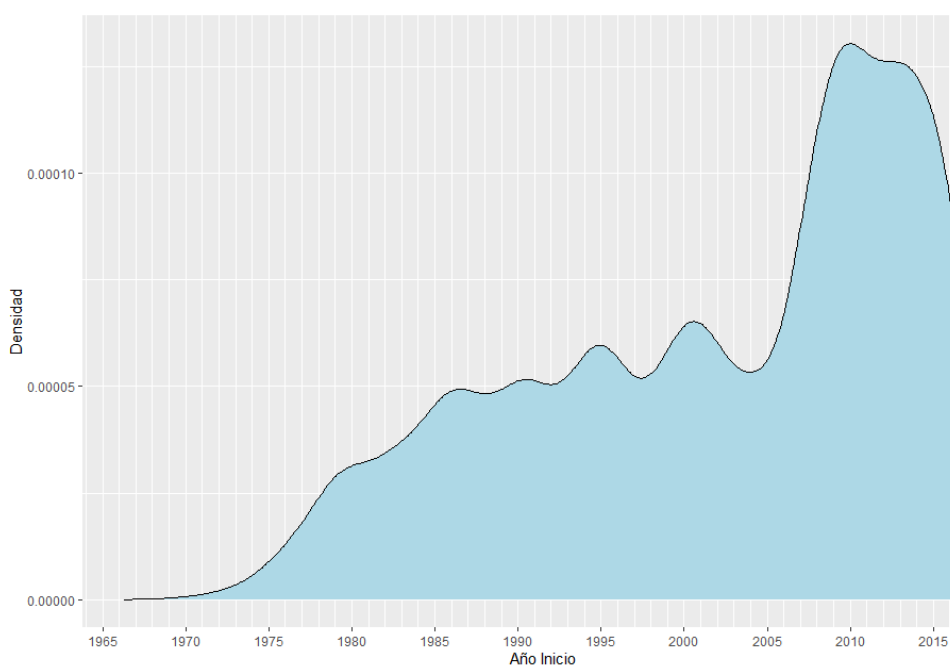


Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del sistema INTEGRA, 2016.

En cuanto a la anualidad (tiempo de sobrevivencia en este estudio), a nivel general se concentra en valores bajos como se muestra en el gráfico 4. Se observan modas alrededor de los 16 y 22 años aproximadamente, esto puede ser debido al efecto de movilidades laborales que, aunque el plan de movilidad laboral se dio a partir de la década de 1990 mediante leyes tales como la 7560 promulgada en 1995, tiene antecedentes en leyes tales como la 6955 promulgada en 1984. Estas leyes pudieron tener efecto sobre la contratación de nuevos funcionarios para suplir a los mayores que tenían más anualidades los cuales fueron atraídos mediante incentivos, Estos incentivos se describen de la siguiente forma: “Entre los incentivos ofrecidos a los funcionarios para motivarlos a acogerse al Plan de Movilidad, se ofrecía ampliar el período de pago de prestaciones legales de 8 a 12 años, y además se estipulaba que sólo los funcionarios de la Administración Central podrían acogerse a la movilidad voluntaria con incentivos adicionales. Esa medida de restringir esos incentivos al Gobierno Central era indicativa del afán de impulsar mayormente a ese sector de empleados a movilizarse voluntariamente” (Opinión Jurídica, 2016).

Estos efectos de contratación debidos a las movilidades laborales se pueden observar en los ingresos de personal tal y como se muestran en el gráfico 5 a continuación. Las pequeñas modas muestran aumentos en los ingresos de funcionarios alrededor de 1994 a 1996 y alrededor del año 2000, así como también se ven aumentos importantes a partir del período 2008-2010. En este último período el aumento en la contratación es debida al Plan Escudo sobre todo en el año 2009 puesto que fue superior a la contratación de los últimos 8 años y contrarrestó el efecto de la caída en el sector privado (Barquero, 2010), este aumento en la contratación representó un aumento de 5% en plazas ocupadas para el gobierno central en en año 2009 (MIDEPLAN, 2015).

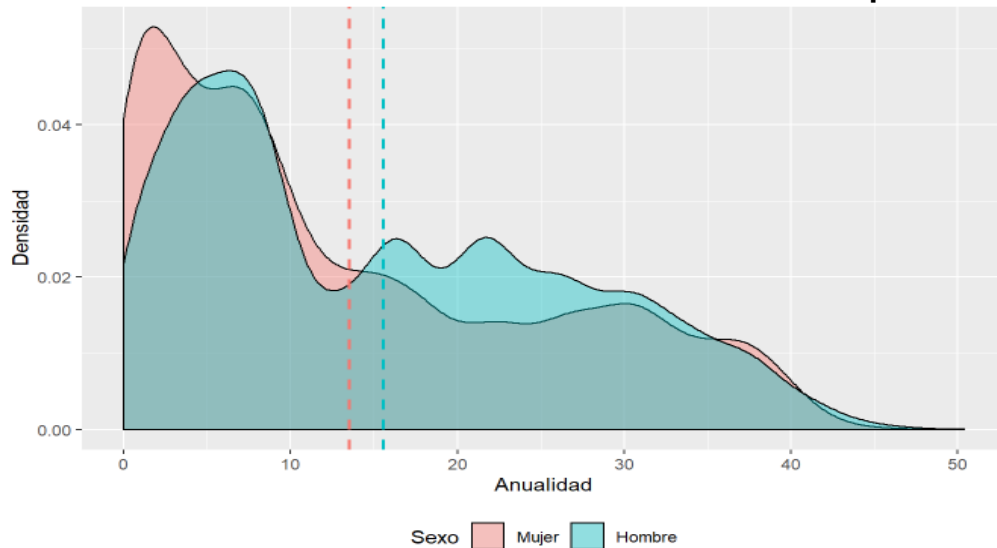
**Gráfico 5: Distribución de Ingresos de Funcionarios por Año**



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del sistema INTEGRA, 2016.

A continuación, en el gráfico 6 se presenta el comportamiento de la variable anualidad desagregada por sexo.

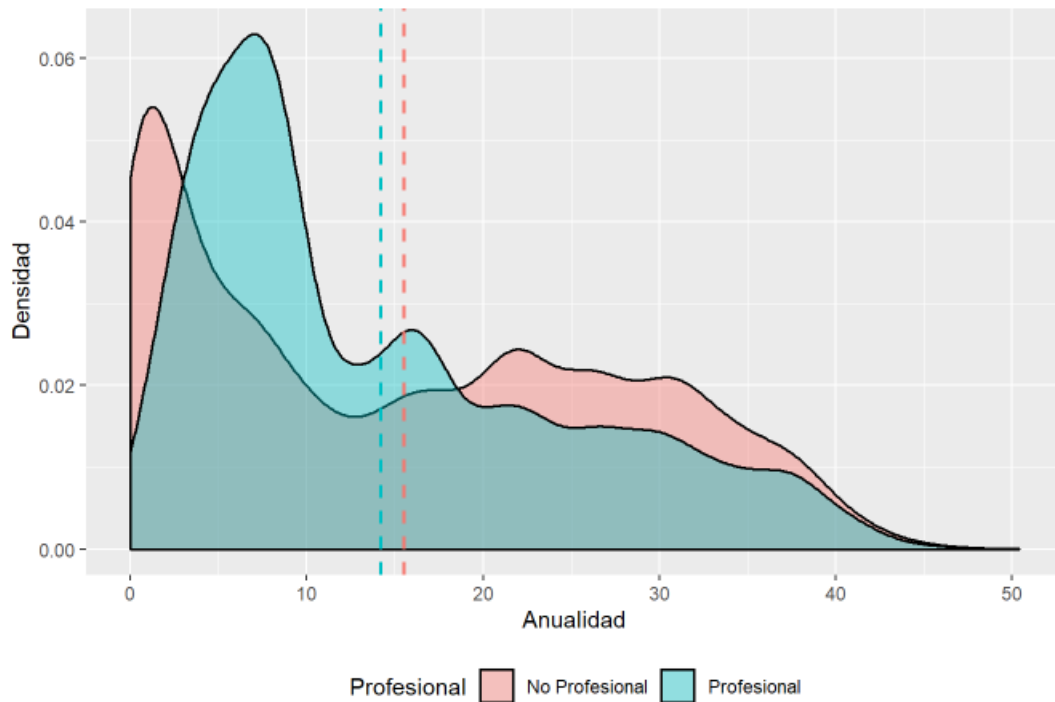
**Gráfico 6: Distribución de la Anualidad de Funcionarios por Sexo**



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del sistema INTEGRA, 2016.

Tal y como se observa en el gráfico 6, las anualidades menores se concentran ligeramente en mujeres antes de los 15 años, posteriormente se concentran en hombres. Además, el promedio para los hombres es ligeramente mayor (la línea punteada en el gráfico a continuación representa el promedio). También, al comparar con el gráfico 4 anterior se observa que el comportamiento de la curva para los hombres es muy similar al comportamiento general, sobre todo en las pequeñas modas presentadas alrededor de los años 16 y 22.

**Gráfico 7: Distribución de la Anualidad de Funcionarios por Condición Profesional**



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del sistema INTEGRA, 2016.

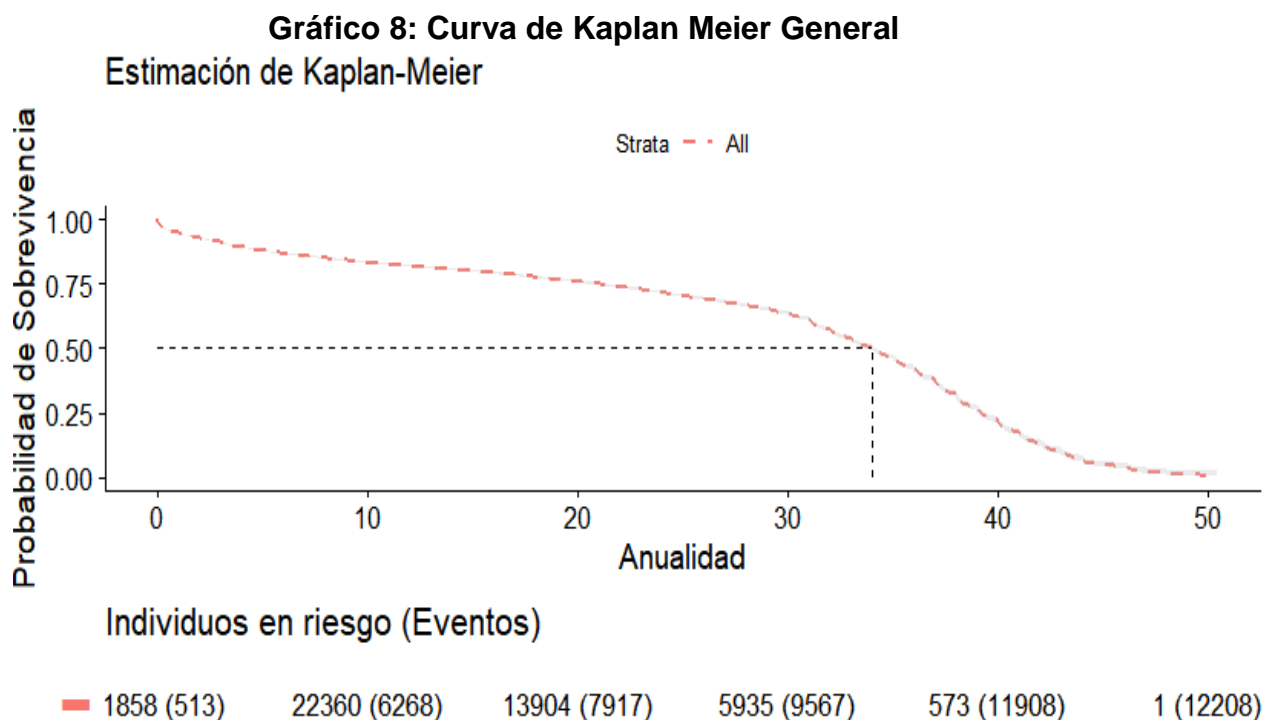
Al estudiar el comportamiento de las anualidades por categoría profesional mediante el gráfico 7, se observa que se concentran en valores menores a 10 tanto para profesionales como no profesionales.

A nivel general, mediante el análisis gráfico es posible determinar que una de las distribuciones candidatas para la modelación del tiempo de sobrevivencia es la distribución lognormal esto porque permite modelar distribuciones muy asimétricas, esto se mantiene si se observa el tiempo por categoría profesional o por sexo también.

### **Análisis de Curvas Sobrevivencia**

A continuación, se presenta el análisis de las curvas de sobrevivencia de forma total y desagregada por los grupos formados por las categorías de las variables sexo y profesional para estudiar su comportamiento de acuerdo a estas variables

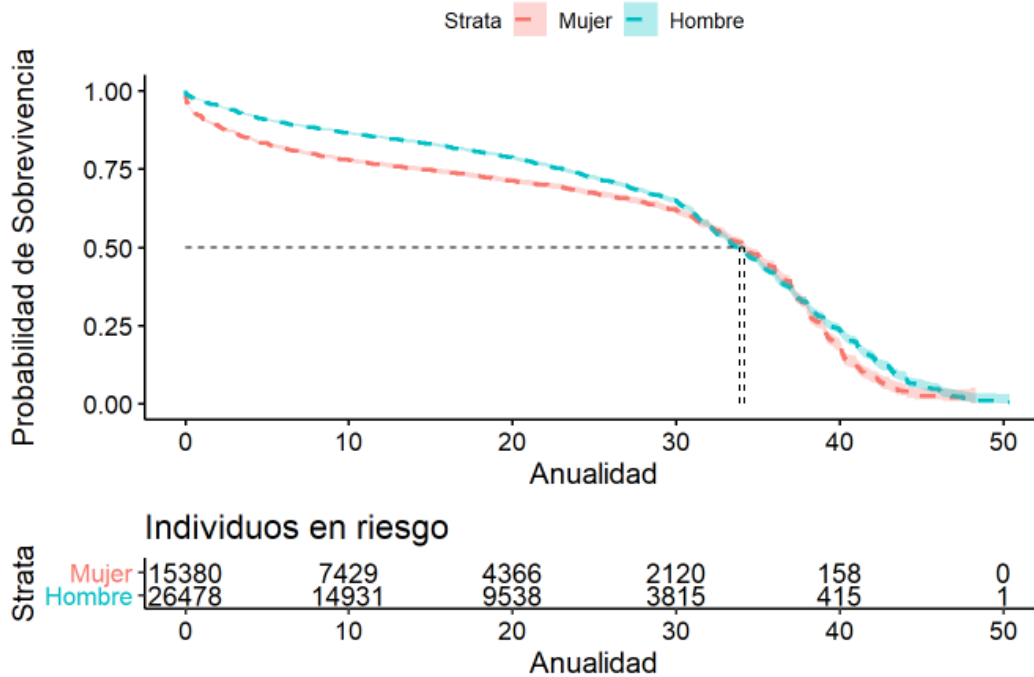
y determinar si existen diferencias entre grupos formados por las categorías de las mismas.



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del sistema INTEGRA, 2016.

A nivel general podemos observar que antes de los 30 años la probabilidad de supervivencia cae lentamente, posterior a dicho tiempo se observa un cambio de pendiente que evidencia que la probabilidad de supervivencia cae más rápidamente, esto es debido principalmente a la estructura del sistema de pensiones. Dicho sistema establece diferencias de acuerdo al sexo y al tiempo laborado para optar por el derecho a pensión. El tiempo mediano se encuentra alrededor de los 34 años (línea punteada). Estas diferencias se muestran en la curva de supervivencia desagregada por sexo que se muestra en el gráfico 9 a continuación.

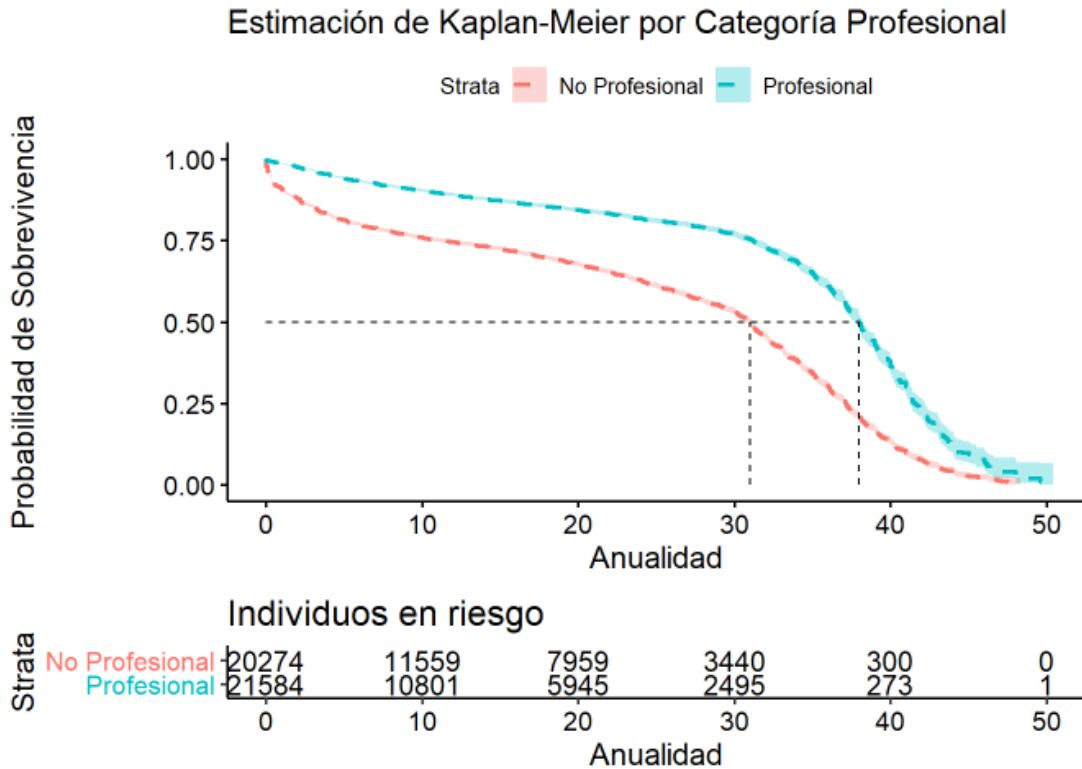
**Gráfico 9: Curva de Kaplan Meier por Sexo**  
 Estimación de Kaplan-Meier por Sexo



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del sistema INTEGRAL, 2016.

Al analizar por sexo, la sobrevivencia a nivel general es menor para las mujeres antes de los 30 años de servicio y posterior de alrededor de 38 años de servicio y es muy similar para ambos sexos en el intervalo comprendido entre los 30 y 38 años de servicio. Esto se debe al efecto de la estructura del sistema de pensiones (IVM) puesto que para el caso de las mujeres el retiro por pensión puede darse al haber aportado 450 cuotas, esto es 37,5 años de servicio (siempre y cuando tenga edad mínima de 59 años y 11 meses) y para el caso de los hombres el aporte necesario es de 462 cuotas que representan 38,5 años de servicio (siempre y cuando tenga 61 años y 11 meses de edad), es por esto que las curvas decrecen de forma más marcada después de la cantidad de años de servicio indicados anteriormente. Es importante resaltar además que para los primeros 5 años la sobrevivencia disminuye más para las mujeres que para los hombres. También, el tiempo mediano es muy similar para ambos sexos lo cual se muestra en la línea punteada del gráfico anterior, que interseca el eje y en 0.5.

## Gráfico 10: Curva de Kaplan Meier por Categoría Profesional

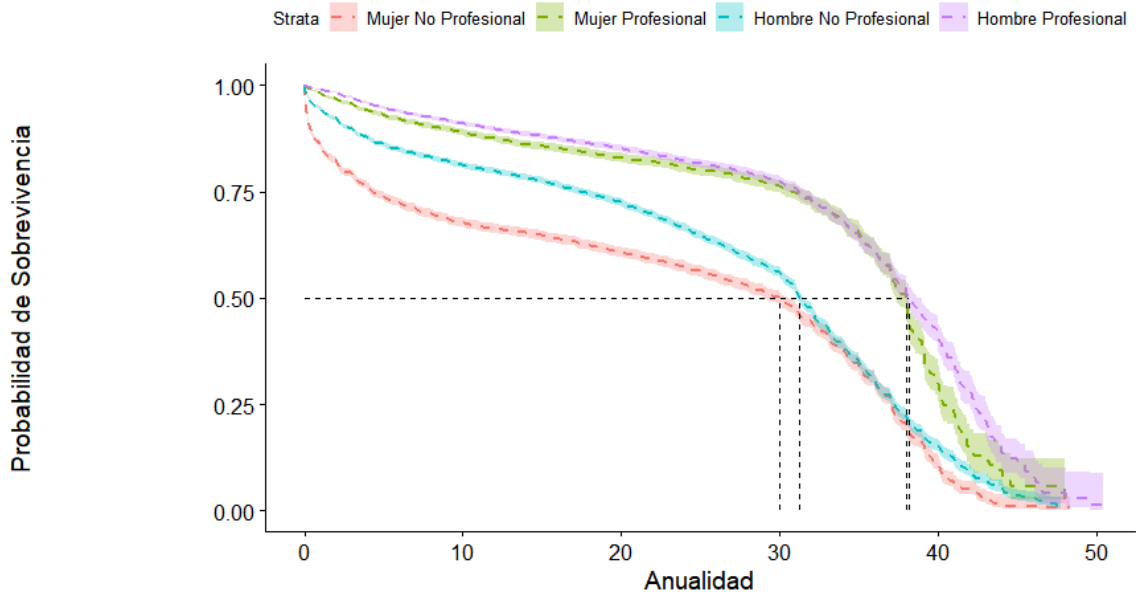


Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del sistema INTEGRAL, 2016.

Una diferencia más marcada se observa en las curvas de supervivencia para profesionales y no profesionales. La curva cae más rápido en el caso de los no profesionales como muestra el gráfico 10 anterior, lo cual indica una menor probabilidad de supervivencia a nivel general. También es posible observar que el tiempo mediano (línea punteada que interseca al eje y en 0.5) es mucho menor para los no profesionales que para los profesionales. Esto indica que para los profesionales el retiro es menos probable. Además, para ambas curvas la probabilidad de supervivencia disminuye más rápido a partir de los 30 años. No obstante, el comportamiento de la curva de supervivencia para los no profesionales durante los primeros 5 años muestra una disminución abrupta mostrando de esta forma que para este grupo ocurren muchas salidas durante los primeros años de vida laboral en los ministerios de gobierno.

### Gráfico 11: Curva de Kaplan Meier por Sexo y Categoría Profesional

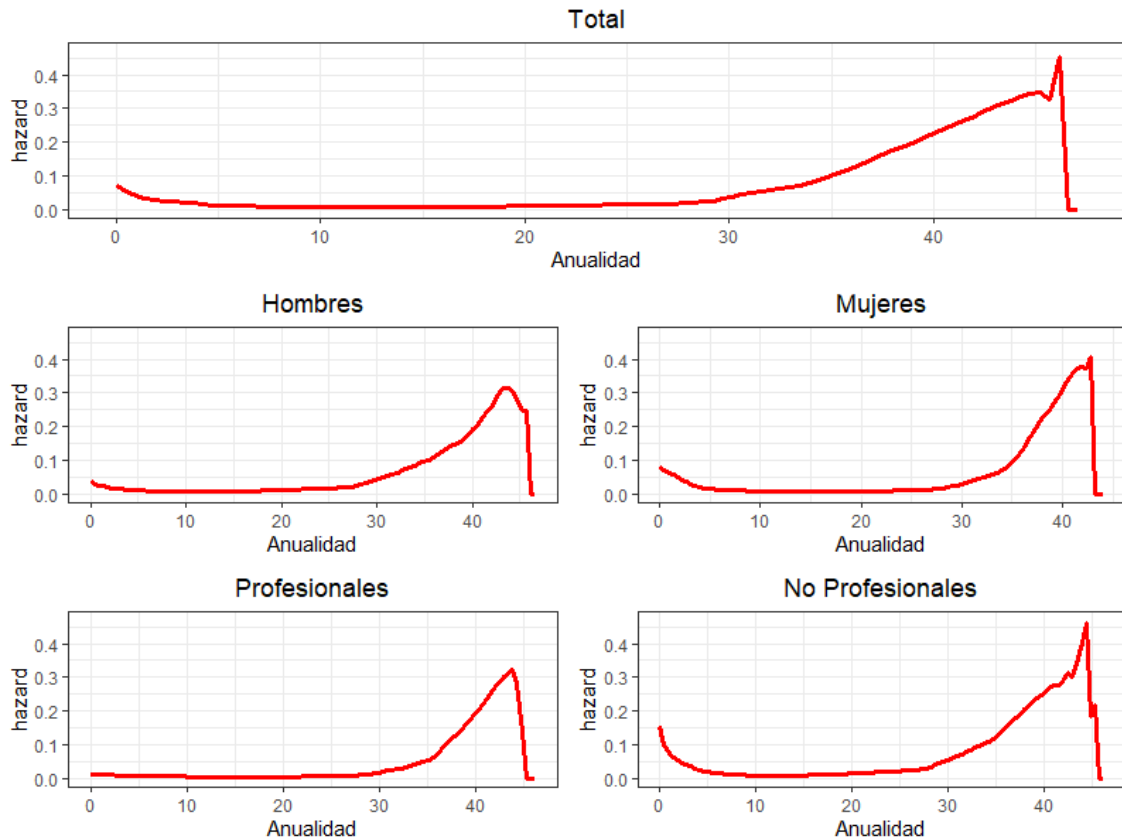
Estimación de Kaplan-Meier por Sexo y Categoría Profesional



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del sistema INTEGRA, 2016.

Al analizar las curvas de supervivencia para los grupos formados por las categorías de las variables sexo y categoría profesional, se observa claramente que existe una interacción entre estas variables dadas las diferencias que muestra el comportamiento de las curvas. Se puede observar que los hombres profesionales son los que tardan más en retirarse, seguido por las mujeres profesionales, aunque sus curvas son muy similares. No sucede lo mismo para los hombres y mujeres no profesionales ya que es mucho más probable el retiro de las mujeres en esta categoría. Los tiempos medianos de supervivencia son muy distintos para profesionales y no profesionales ya que mientras para los no profesionales se encuentra alrededor de los 30 años de laborar para los profesionales es más cercano a los 40 (línea punteada que interseca el eje y en 0.5). También se observa que la supervivencia para mujeres profesionales y hombres profesionales es muy similar pero no sucede de la misma forma entre hombres no profesionales y mujeres no profesionales ya que a diferencia es mucho más amplia sobre todo para tiempos menores al tiempo mediano.

**Gráfico 12: Gráficos de Hazard General, por Sexo y Categoría Profesional**



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del sistema INTEGRA, 2016.

El análisis de los gráficos de hazard anteriores permite ver la evolución del riesgo al retiro tanto a nivel general como desagregado por las categorías de las variables de interés a lo largo del tiempo. A nivel general el riesgo al retiro es más alto en los primeros 5 años, luego es muy bajo hasta llegar a los 30 donde crece rápidamente. Este aumento del riesgo después de los 30 años, se asocia posiblemente a pensión dado el tiempo de servicio en los regímenes con cargo al presupuesto, donde especialmente los del MOPT son representativos, y algunos otros, regulados ahora como Régimen General de Pensiones, el de la ley 7302.

Al analizar por sexo es posible determinar que las mujeres tienen mayor riesgo de retirarse en los primeros 5 años, luego su comportamiento es muy similar al de los hombres, pero el de los hombres es mucho más gradual tal y como se

muestra gráficamente, esto último se explica en parte por las diferencias en el sistema de pensiones citadas anteriormente.

Una diferencia notable ocurre cuando se analiza por categoría profesional ya que el riesgo para los profesionales es muy bajo al compararlo con los no profesionales a nivel general y sobre todo en los primeros 5 años de laborar.

Otro aspecto importante a destacar es el riesgo a retirarse para los para los primeros 10 años puesto que es muy similar para las mujeres y los no profesionales, siendo ligeramente más alto para estos últimos. Para los hombres el comportamiento es similar pero el riesgo es muy leve y para los profesionales es el más bajo.

Mediante el análisis de los gráficos de hazard rates y de sobrevivencia se determinan diferencias notables al separar o analizar por cada uno de los grupos de las variables independientes lo cual sugiere que existe interacción entre las variables sexo y categoría profesional, lo cual se tomó en cuenta en la modelación. Además, para evaluar estas diferencias formalmente se realizó la comparación de curvas de sobrevivencia mediante el test de Log-Rank, el cual para todos los casos se rechazó la hipótesis de igualdad de curvas de sobrevivencia para cada uno de los grupos mencionados anteriormente ( $p < 2e-16$ ).

## **Modelos**

Se construyeron 8 modelos de sobrevivencia, uno semiparamétrico el cual fue el modelo de Cox y 7 modelos paramétricos, los cuales fueron:

- a. Exponencial.
- b. Normal.
- c. Weibull.
- d. Logístico.
- e. Loglogístico
- f. Logístico con Interacción entre Sexo y Profesional.

g. Lognormal.

El modelo con la interacción entre sexo y categoría profesional se incluyó dada la evidencia mostrada en las curvas de supervivencia, en específico mediante el gráfico 11 anterior.

Todos los modelos se calcularon con las variables independientes Sexo, Categoría Profesional y Edad Inicial, las cuales al realizar la prueba de significancia LR test y Wald fueron significativas para todos los modelos al rechazar la hipótesis nula ( $H_0 = \beta_i = 0$ ) con nivel de significancia  $p < 2e-16$ .

### Evaluación del supuesto de riesgos proporcionales

**Cuadro 9: Evaluación del Supuesto de Riesgos Proporcionales**

Variable	chisq	df	p
<b>Sexo</b>	61,5	1	4,3E-15
<b>Profesional</b>	21,1	1	4,4479E-06
<b>Edad Inicial</b>	2450,2	1	2E-16
<b>Global</b>	2540,4	3	2E-16

Nota: Se probaron varias especificaciones para corregir el incumplimiento del supuesto de riesgos proporcionales, pero ninguna fue exitosa.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del sistema INTEGRA, 2016

Tal y como se observa en el cuadro 9 anterior no se cumple el supuesto de riesgos proporcionales al rechazar la hipótesis nula tanto de forma global como para cada una de las variables independientes.

### Evaluación de la Predicción

A continuación, se muestran los resultados para los estadísticos para la evaluación de la predicción calculada a través de los modelos candidatos, estos son el estadístico C de Harrel, la desviación estándar del estadístico C y el Área bajo la curva ROC para escoger el mejor modelo basado en el consenso de estos indicadores. También se muestran el AIC y el BIC, aunque estos son utilizados para evaluar bondad de ajuste. Estos indicadores se calcularon tanto para la

predicción utilizando como datos de validación la muestra completa que se utilizó para estimar los modelos (entrenamiento) y mediante validación cruzada con muestras bootstrap con reemplazo con  $n = N$ .

**Cuadro 10: Estadísticos para evaluar la predicción de los modelos candidatos**

<b>Modelo</b>	<b>AIC</b>	<b>BIC</b>	<b>C</b> (Entrenamiento)	<b>C(Bootstrap)</b>
<b>Cox</b>	218867,6	218893,5	68,7	58,3
<b>Exponencial</b>	113542,6	113585,8	67,1	67,0
<b>Normal</b>	118770,6	118813,8	67,4	67,2
<b>Weibull</b>	113465,7	113508,8	67,0	66,9
<b>Logístico</b>	119555,9	119599,1	67,8	67,5
<b>Logístico</b>				
<b>Interacción</b>	119473,1	119524,9	67,7	67,5
<b>Loglogístico</b>	115015,1	115058,2	66,2	66,2
<b>Lognormal</b>	116182,7	116225,8	65,8	65,9

<b>Modelo</b>	<b>Desviación Promedio</b> <b>C(Bootstrap)</b>	<b>Brier</b> (IBS Entrenamiento)	<b>Brier</b> (IBS Bootstrap)	<b>AUC</b>
<b>Kaplan-Meier</b>	-	0,147	ND	-
<b>Cox</b>	24,005	0,130	ND	0,6064
<b>Exponencial</b>	0,372	0,170	0,170	0,6115
<b>Normal</b>	0,370	0,142	0,142	0,6157
<b>Weibull</b>	0,375	0,173	0,174	0,6116
<b>Logístico</b>	0,366	0,140	0,140	0,6127
<b>Logístico</b>		0,140	0,140	
<b>Interacción</b>	0,364			0,6111
<b>Loglogístico</b>	0,386	0,185	0,193	0,6124
<b>Lognormal</b>	0,381	0,192	0,185	0,6104

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del sistema INTEGRAL, 2016.

1/La validación cruzada se realizó con 1 000 muestras con  $n = N$  con reemplazo

2/Los valores de los estadísticos C se muestran multiplicados por 100.

3/IBS se refiere al Brier Score Integrado, es decir, el área bajo la curva del error de predicción.

El cuadro 10 anterior muestra los resultados para los estadísticos utilizados para evaluar los modelos candidatos, estos son de utilidad como medida puntual para resumir el desempeño de la predicción obtenida por los modelos candidatos.

Al comparar los valores para los estadísticos AIC y BIC para los modelos paramétricos es posible determinar que basado en el modelo del menor AIC y BIC el mejor modelo es el de Weibull. Es importante aclarar que el AIC y el BIC obtenidos para el modelo de Cox es diferente al obtenido mediante los modelos paramétricos puesto que se basan en funciones de verosimilitud distintas, por lo que no se comparan las medidas de estos estadísticos entre los modelos paramétricos con el de Cox.

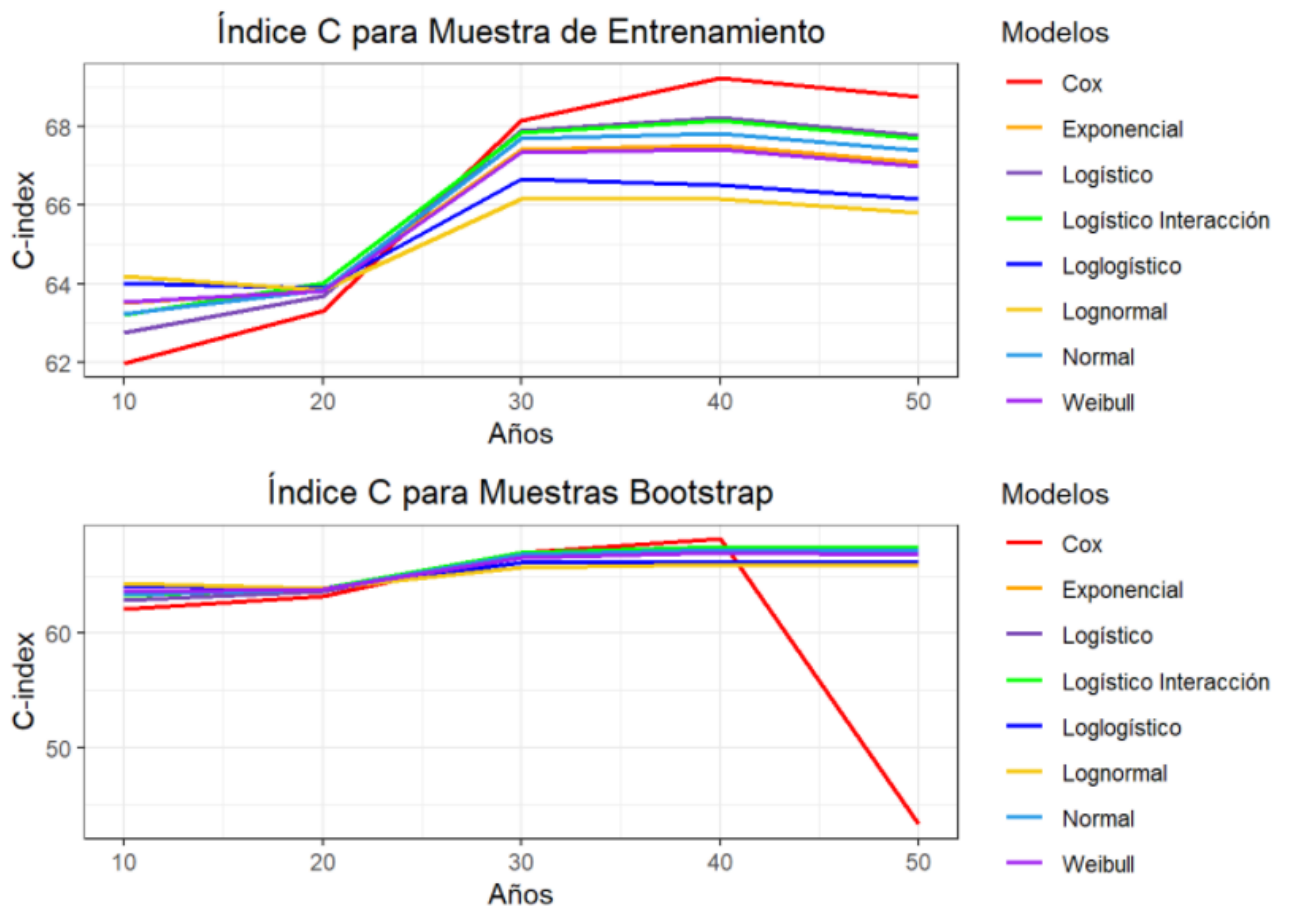
Es importante para la interpretación de los estadísticos para evaluación de la predicción mostrados anteriormente (cuadro 10) recordar la dirección de los mismos, es decir; para cuales de estos estadísticos un valor mayor indica mejor predicción y para cuales un valor menor implica mejor predicción. Para el estadístico C y el Área bajo la Curva ROC al ser estadísticos de discriminación un valor mayor implica mejor predicción, para el caso de la desviación de este estadístico C, un valor menor al ser indicativo de menor variabilidad implica mejor predicción, este estadístico se utiliza para desempates entre modelos. Para el caso del Brier Score (se resume en el cuadro 10 con el Brier Score Integrado que corresponde al área bajo la curva de error de predicción), valores menores son deseables puesto que indican menor error de predicción. Además, es importante aclarar que el estadístico puntual para el Área bajo la curva ROC corresponde al promedio de las áreas bajo la curva para los tiempos de interés (de 10 a 50 años en tramos de 10 años).

Los resultados de los estadísticos de predicción para el caso del índice C y el Brier Score indican como mejor modelo Cox, esto al utilizar como validación los datos de entrenamiento, por otra parte, al utilizar como datos de validación las muestras bootstrap, tanto el índice C como el Brier Score indican como mejor modelo el logístico tanto con la interacción entre sexo y profesional como sin ella. El Área bajo la Curva ROC señala como mejor modelo el normal. Puesto que el empate se da entre el modelo de Cox y los modelos logísticos (con y sin interacción), se utilizó el valor de la desviación estándar para el cálculo del

estadístico C en las muestras bootstrap, este estadístico es claro en señalar que el modelo de Cox produce estimaciones muy variables del estadístico C; por el contrario, el modelo logístico con la interacción entre sexo y profesional presenta la menor variabilidad por lo que favorece la escogencia de este modelo.

Dada la importancia que tiene para este estudio el rendimiento de la predicción a lo largo del tiempo; a continuación, se muestra el comportamiento de los indicadores de evaluación de predicción a lo largo del tiempo en los tiempos de interés, a saber 10, 20, 30,40 y 50 años, esto para observar el rendimiento de los modelos en dichos tiempos.

**Gráfico 13: Índice C para Muestras de Entrenamiento y de Bootstrap**

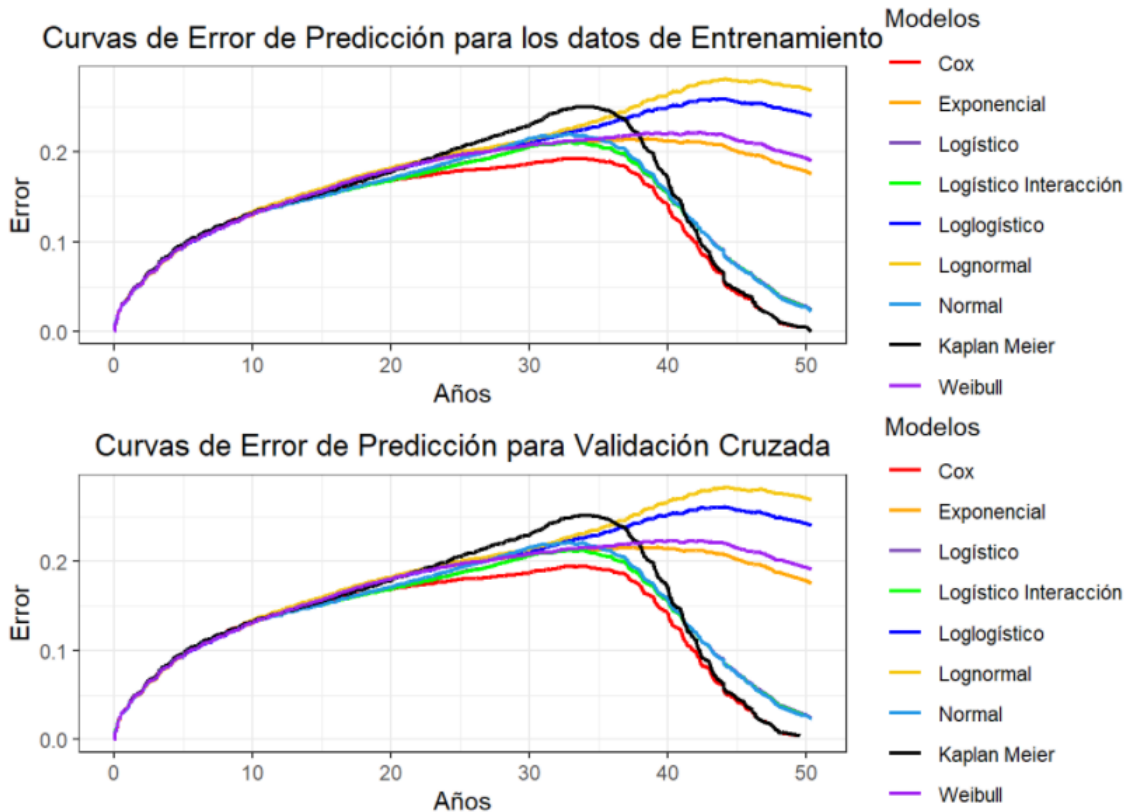


Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del sistema INTEGRAL, 2016.

En el gráfico 13 anterior se observa que para los tiempos menores a 20 predice de mejor forma el modelo lognormal tanto en los datos de entrenamiento como en las muestras de validación, para el tiempo 20 el mejor modelo corresponde la logístico con la interacción entre las variables sexo y profesional para ambos esquemas de validación. Para los tiempos 30 y 40 el mejor modelo es el de Cox seguido por los modelos logísticos (con y sin interacción) para ambos esquemas de validación. Finalmente, para el tiempo 50, con la validación en los datos de estimación el mejor modelo corresponde al modelo de Cox seguido por el logístico y para la validación en muestras bootstrap los mejores son el logístico y el logístico con la interacción. Además, es importante recalcar que para las muestras bootstrap en el tiempo 50 el modelo de Cox predice pobremente lo que evidencia su alta variabilidad mostrada anteriormente.

La evaluación de la predicción en los tiempos de interés para los modelos candidatos también se muestra a continuación con las curvas de error de predicción, las cuales muestran el comportamiento del Brier Score a lo largo del tiempo.

**Gráfico 14: Curvas de Error de Predicción para datos de Entrenamiento y Validación cruzada**



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del sistema INTEGRAL, 2016.

El gráfico 14 muestra el seguimiento a lo largo del tiempo del Brier Score, esto con las curvas de error de Error de Predicción para cada uno de los modelos candidatos, tanto para la validación en los datos de entrenamiento como para la realizada mediante la validación utilizando muestras. Ambos esquemas de validación muestran que las curvas son muy similares, difieren solamente en el intervalo de 45 años en adelante, esto debido a que son muy pocos los sujetos con anualidades mayores a este valor, produciendo de esta forma que las muestras con bootstrap fallen al predecir el error en este intervalo para la estimación no paramétrica de Kaplan-Meier y el modelo semiparamétrico de Cox.

Al analizar más específicamente el rendimiento de los modelos candidatos con las curvas de error de predicción para los datos de entrenamiento y los datos de validación en muestras bootstrap, todos los modelos muestran valores muy

similares en cuanto al error de predicción hasta alrededor del tiempo 15, después de este tiempo, los modelos normal y logísticos tanto con interacción como sin ella muestran un mejor desempeño así como el modelo de Cox, sin embargo, este modelo no se tomará en cuenta dada la alta variabilidad que muestra señalada por indicadores anteriores. Finalmente, alrededor del tiempo 43 en adelante, el rendimiento de la estimación de Kaplan-Meier; que funge como modelo nulo (sin covariables), es muy similar al obtenido mediante los modelos logísticos que muestran buen rendimiento en este intervalo.

Al establecer un consenso para determinar el modelo de sobrevivencia más exacto en cuanto a predicción del retiro de funcionarios a corto, mediano y largo plazo las estimaciones puntuales y las desagregadas por tiempos señalan como mejores modelos los logísticos, siendo leve la ventaja para el modelo que incluye la interacción. De esta forma se escoge como mejor modelo en cuanto a predicción el modelo logístico con interacción ya que además el coeficiente de la interacción es de utilidad para describir el comportamiento entre las variables sexo y categoría profesional.

El resultado de la estimación del modelo escogido se muestra a continuación:

**Cuadro 11: Estimación de Modelos Finales**

<b>Modelo</b>	<b>Variable</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Error Estándar</b>
<b>Logístico</b>	<b>Intercepto</b>	39,24	0,51
	<b>Sexo</b>	5,76	0,30
	<b>Profesional</b>	10,51	0,40
	<b>Edad Inicial</b>	-0,52	0,01
	<b>Sexo * Profesional</b>	-4,61	0,50
	<b>Log (scale)</b>	2,27	0,00

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del sistema INTEGRA, 2016.

El cuadro 11 muestra los coeficientes del modelo seleccionado, a saber, el logístico. Todos los coeficientes fueron significativos ( $p < 0,0001$ ). Es importante destacar que, al ser el modelo logístico un modelo cuya función de enlace no es logaritmo los coeficientes del mismo se deben interpretar de forma aditiva.

Los resultados del modelo confirman lo visto anteriormente mediante el análisis gráfico en cuanto a la interacción de las variables sexo y profesional, puesto que el tiempo de permanencia medio para los hombres no profesionales aumenta en 5,76 años, mientras que para los profesionales hombres y mujeres aumenta en 11,66 y 10,51 años respectivamente. En cuanto a la edad inicial el modelo muestra que se espera que los funcionarios más longevos sean aquellos cuya edad inicial fue menor, esto porque por cada año de aumento en la edad inicial el tiempo medio de permanencia disminuye en aproximadamente medio año.

## Capítulo V

### Conclusiones

El énfasis de este estudio consiste en predecir la probabilidad del retiro al corto, mediano y largo plazo para los funcionarios de los Ministerios de Gobierno. Para lograr este objetivo, primero se estudió el comportamiento general del retiro de los funcionarios para describirlo; esto mediante las variables de sexo, categoría profesional y la edad inicial. La inclusión de estas variables obedece a que la literatura ha sido consistente en señalarlas como determinantes de la duración en el empleo. Una vez descrito el comportamiento, se realizaron modelos tanto semiparamétricos como paramétricos, los cuales utilizaron como variables explicativas las anteriormente señaladas para escoger el modelo mediante el cual se obtienen las predicciones más exactas. Posteriormente se estableció una metodología que permitiera escoger el modelo de sobrevivencia que predijera mejor el retiro de los funcionarios. Finalmente, mediante la evaluación de la predicción utilizando la metodología realizada se logró establecer el modelo más exacto.

A nivel general el estudio muestra que el riesgo al retiro es levemente mayor en los primeros 5 años de laborar sobre todo para mujeres y no profesionales, posteriormente aumenta considerablemente después de los 30 años, este último aumento corresponde a la estructura del sistema de pensiones. Esto es consistente con lo señalado por el Banco Interamericano de Desarrollo (2016) y por De Preter, Mortelmans, & Van Looy (2013) que afirman que a mayor participación femenina la antigüedad disminuye.

En cuanto a las causas de retiro la más importante fue otra causa (renuncia o despido, por ejemplo), seguida por la pensión. Esto puede ser de ayuda para direccionar futuras investigaciones sobre estos motivos de renuncia o despido del sector público en pro de mejores condiciones para los empleados y por ende mejorar los servicios y productos derivados por la administración pública.

Mediante el análisis se concluye que el comportamiento de la población en cuanto al retiro es bastante heterogéneo en cuanto a los grupos de interés conformados por las variables incluidas en el análisis. Esto porque se encontró que, al analizar el retiro con respecto al sexo, es más probable en mujeres que en hombres esto debido en parte a que estructuralmente la edad de retiro para ellas es menor que la de los hombres, dado que así lo establece la ley y también puede ser ocasionado por otras causas ya que el riesgo en los primeros 5 años era mayor para este grupo. Estas otras causas pueden ser labores de cuidado, maternidad y otras señaladas en la literatura por el Banco Interamericano de Desarrollo (2016) y por De Preter, Mortelmans, & Van Looy (2013), sin embargo, no se ahonda en las causas de salida para este grupo puesto que se escapa del alcance del presente estudio y se espera que sean insumo para otros estudios más enfocados en este grupo. Además, se encontró que los no profesionales son más propensos al retiro sobre todo en los primeros 5 años de labor. En el análisis se encontró que el grupo con menor sobrevivencia es el conformado por las mujeres no profesionales, seguido por los hombres no profesionales. El grupo más longevo lo constituyen los hombres profesionales pero la diferencia en probabilidad de sobrevivencia es poca con respecto a las mujeres profesionales. Las causas de estas diferencias en longevidad de acuerdo al grupo profesional pueden ser debidas a los procesos de profesionalización del sector público, así como sectorización de servicios similar a lo señalado por Auer & Cazes, (2003).

El análisis fue de utilidad también para reflejar la interacción que existe entre las variables sexo y categoría profesional en cuanto al retiro, puesto que como se señaló anteriormente, condiciones tales como el ser profesional y ser hombre son las que aumentan en mayor medida la permanencia media en el trabajo, lo que sucede totalmente al contrario con las mujeres no profesionales las cuáles son el grupo que presenta menor permanencia en el trabajo.

En cuanto a la edad inicial se encontró que se espera que entre mayor sea la edad de un funcionario al ingresar menor será su tiempo de permanencia. Esto es concordante dado que entre mayor sea el funcionario más cercano será por ejemplo su retiro mediante pensión, pero difiere de lo señalado por el Banco Interamericano de Desarrollo (2016) ya que afirma que el hecho de ser joven se relaciona de manera negativa con la duración. Sin embargo, es importante aclarar que esta última fuente toma en cuenta sector tanto público como privado.

Para la evaluación de la predicción obtenida de los modelos, se definió una metodología en la cual el tema de mayor relevancia fue la definición de los estadísticos a utilizar para este fin. En este sentido, es importante resaltar que el tema de la predicción en análisis de sobrevivencia es un tema muy desarrollado que aún se encuentra en discusión. La revisión de literatura fue amplia y la misma señala como estadístico más popular en la evaluación de la predicción el índice C de Harrell, sin embargo, la adecuación del mismo ha sido discutida.

Se encontró que los estadísticos de predicción pueden clasificarse en medidas de discriminación y exactitud. En este estudio se hizo uso de ambos tipos de indicadores. Los estadísticos de discriminación escogidos fueron el índice C de Harrell por su popularidad anteriormente mencionada y el Área Bajo la Curva ROC con Sensibilidad al Incidente y Especificidad Dinámica (I/D) ya que se tiene interés en evaluar la sobrevivencia en tiempos específicos y también por las críticas dadas al estadístico C. El estadístico de exactitud escogido fue el Brier Score dado que es una especie de cuadrado medio del error entre la probabilidad predicha por el modelo y el verdadero estado de sobrevivencia. También se calculó la desviación estándar del estadístico C. Por último, se realizó un consenso entre los resultados de los indicadores para determinar de forma más acertada el modelo a escoger.

Es importante aclarar que la escogencia de los estadísticos de predicción se realice de acuerdo a criterios tales como las consecuencias de las decisiones

derivadas del uso de los mismos. Ya que, dado el contexto de este estudio, si se tuviera que escoger un sólo indicador para evaluar la predicción derivada de un modelo de sobrevivencia el mejor candidato de acuerdo al contexto de este estudio es el Brier Score, puesto que el énfasis es en determinar la exactitud de la probabilidad de sobrevivencia. Para otras aplicaciones donde las consecuencias de asignar un resultado incorrecto son más graves tales como en medicina, indicadores tales como el área bajo la curva ROC (AUC) y el estadístico C pueden ser de mayor utilidad (aunque se debe tomar en cuenta las críticas hechas a este último).

Un hallazgo importante lo constituye la importancia del esquema de validación a utilizar puesto que puede llevar a conclusiones distintas del modelo a escoger, de ahí la importancia de esquemas tales como la validación cruzada utilizando bootstrap, el cual fue el utilizado en este estudio mostrando la utilidad señalada por Breiman (1992) y Harrel (2015). El esquema de validación fue de vital importancia ya que fue de utilidad para mostrar la amplia variabilidad de las estimaciones obtenidas por los modelos semiparamétricos al compararse con los paramétricos, dado que si se comparan de forma puntual podría favorecer a los semiparamétricos. Sin embargo, al igual que como se mencionó con los estadísticos utilizados, este esquema puede cambiar de acuerdo al interés específico del estudio a realizar.

Otro hallazgo relevante fue evaluar la predicción por tramos puesto que el desempeño de los modelos varía a lo largo del tiempo y en este estudio interesa el comportamiento de la predicción a lo largo del tiempo haciendo énfasis en tiempos específicos (de 10 a 50 años). Es decir, un modelo puede ser mejor en una parte del período de análisis y en otra tener mal desempeño por lo que la evaluación con indicadores resumen puntuales puede no ser suficiente.

También es importante destacar que los ministerios de gobierno han sufrido procesos de expansión grandes como el ocurrido con el Plan Escudo y otras movilidades laborales que pueden influenciar el análisis.

Finalmente, el uso de la metodología descrita permitió encontrar el mejor modelo para predecir la probabilidad de sobrevivencia en el corto, mediano y largo plazo; este fue el modelo logístico que incluye la interacción entre las variables sexo y categoría profesional. El rendimiento de este modelo fue mejor tanto al evaluarlo de forma puntual como por tractos.

Se espera que este estudio sea pionero en cuanto a la información que se puede obtener en cuanto al comportamiento demográfico del retiro de los funcionarios de ministerios de gobierno, lo que permita tomar medidas específicas para grupos susceptibles al retiro, así como los gastos que conllevan los mismos y la gestión de política salarial.

## Bibliografía

Auer, P., & Cazes, S. (2003). Employment stability in an age of flexibility: Evidence from industrialized countries. Genova: International Labour Office.

Banco Interamericano de Desarrollo, D. d. (2016). Nota Técnica N° IDB-TN1072. Obtenido de <https://publications.iadb.org/publications/spanish/document/Antig%C3%BCedad-en-el-empleo-y-rotaci%C3%B3n-laboral-en-Am%C3%A9rica-Latina.pdf>

Barquero, R. J. (2010). Implicaciones del ciclo recesivo (2008-2009) sobre las finanzas públicas, márgenes de acción y un plan de alivio fiscal. San José: Consejo Nacional de Rectores.

Basha, L., & Hoxha, F. (2019). Kernel Estimation of the Baseline. European Scientific Journal, 105-118.

Blanche, P., Kattan, M., & Gerds, T. (2019). The c-index is not proper for the evaluation of t-year predicted risks. Biostatistics, 347-357.

Breiman, L. (1992). The Little Bootstrap and Other Methods for Dimensionality Selection in Regression: X-Fixed. Journal of the American Statistical Association, Vol. 87, No. 419, 738-754.

Brenes Camacho, G. (2018). Retirement decisions and family characteristics in Costa Rica. Revista Latinoamericana de Estudios de Familia, 31-50.

CGR. (2009). Informe sobre la Función de Rectoría en Materia de Empleo Público y la Gestión de Competencias de la Dirección General de Servicio Civil. N° DFOE-PGAA-4-2009.

CGR. (2009). Informe sobre la Gestión del Estado en Procura de la Eficiencia Administrativa. N° DFOE-PGAA-IF-65-2009. Área de Servicios Públicos Generales, Ambientales y Agropecuarios.

CGR. (2017). Presupuestos Públicos 2017: Situación y Perspectivas.

De Preter, H., Mortelmans, D., & Van Looy, D. (2013). Individual and institutional push and pull factors as predictors of retirement timing in Europe: A multilevel analysis. *Journal of Aging Studies*, 299-307.

Dougherty, S. M. (2009). Labour Regulation and Employment Dynamics at the State in India. *Review of Market Integration*, 295-337.

Efron, B. (1983). Estimating the Error Rate of a Prediction Rule: Improvement on Cross-Validation. *Journal of the American Statistical Association*, 316-331.

Fields, G. S., & Mitchell, O. S. (1984). Economic Determinants of the Optimal Retirement Age: An Empirical Investigation. *The Journal of Human Resources*, 245-262.

Fouquereau, E., Bosselut, G., Chevalier, S., Coillot, H., Demulier, V., Becker, C., & Gillet, N. (2018). Better Understanding the Worker's Retirement Decision Attitudes: Development and Validation of a New Measure. *Frontiers in Psychology*, 1-16.

Gerds, T. A., & Schumacher, M. (2006). Consistent Estimation of the Expected Brier Score in General Survival Models with Right-Censored Event Times. *Biometrical Journal*, 1029-104.

Graf, E., Schmoor, C., Sauerbrei, W., & Martin, S. (1999). Assessment and Comparison of Prognostic Classification Schemes for Survival Data. *Statistics in Medicine*, 2529-2545.

Gujarati, D. (2003). *Econometría*. México D.F.: McGraw Hill.

Harrell, F. (2015). *Regression Modeling Strategies*. New York: Springer.

Hurd, M. D., Smith, J. P., & Zissimopoulos, J. M. (2004). The Effects of Subjective Survival on Retirement and Social Security Claiming. *Journal of Applied Econometrics*, 761-775.

Ishack, J., Kreif, N., Benedict, A., & Muszbek, N. (2013). Overview of Parametric Survival Analysis for Health-Economic Applications. *Pharmacoeconomics*, 663–675.

Ishwaran, H., Kogalur, U., Blackstone, E., & Lauer, M. (2008). Random Survival Forests. *The Annals of Applied Statistics*, 841–860.

Kamarudin, A. N., Cox, T., & Kolamunnage-Dona, R. (2017). Time-dependent ROC curve analysis in medical research: current methods and applications. *BMC Medical Research Methodology*, 17:53.

Klein, J. P., & Moescheberger, M. L. (2003). *Survival Analysis, Techniques for Censored and Truncated Data*. New York: Springer.

Kleinbaum, D., & Klein, M. (2012). *Survival Analysis*. New York: Springer.

Lawless, J. F. (1982). *Statistical Models and Methods for Lifetime Data*. New York: Wiley.

May, M., Royston, P., Egger, M., Justice, A., & Sterne, J. (2004). Development and validation of a prognostic model for survival time data: application to prognosis of HIV positive patients treated with antiretroviral therapy. *Statistics in Medicine*, 2375–2398.

MIDEPLAN. (2015). *Gestión del Empleo y Remuneraciones en el Sector Público: datos relevantes*. San José: Ministerio de Planificación y Política Económica.

Mogensen, U., Ishwaran, H., & Gerds, T. (2012). Evaluating Random Forests for Survival Analysis Using Prediction Error Curves. *Journal of Statistical Software*, 1-20.

Opinión Jurídica, OJ-107-2016 (Procuraduría General de la República 8 de Setiembre de 2016).

Roecker, E. B. (1991). Prediction error and its estimation for subset-selected models. *Technometrics*, 459-468.

Thomas, L., & Reyes, E. (2014). Tutorial: Survival Estimation for Cox Regression Models with Time-Varying Coefficients Using SAS and R. *Journal of Statistical Software*, 1-23.

Van der Laan, M. J., & Robins, J. M. (2003). *Unified Methods for Censored Longitudinal Data and Causality*. New York: Springer.

Xia, F., Ning, J., & Huang, X. (2018). Empirical Comparison of the Breslow Estimator and the Kalbfleisch. *Journal of Biometrics & Biostatistics*, 1-7.

# **Práctica Profesional II**

## **Capítulo I**

### **I. Introducción**

En el presente estudio se realizó una comparación de esquemas salariales o modelos de pago de salarios en los Ministerios de Gobierno de Costa Rica, con el fin de determinar el efecto de la implementación de un salario único en estas instituciones.

La comparación de los esquemas salariales es de vital importancia para la planificación financiera estatal. Sin embargo, los estudios previos referidos al tema de gasto en salarios se han enfocado en mayor medida en aspectos financieros, sin tomar en cuenta la influencia del componente demográfico sobre la evolución de dicha erogación. Este aspecto es un determinante fundamental para explicar el comportamiento del gasto en salarios puesto que el componente ligado a la antigüedad es parte fundamental del esquema de remuneraciones en los ministerios de gobierno.

Se han planteado iniciativas para reglamentar el esquema de remuneraciones en el sector público en procura de la equidad y el orden del sistema, ya que existen muchas fuentes de variabilidad que producen diferencias grandes en la masa salarial. Esto se realiza con miras al futuro, sin embargo, no se realizan proyecciones de acuerdo al comportamiento de los escenarios o iniciativas propuestos, así como tampoco se fundamentan en estudios de simulación para estimar el efecto o evolución de las medidas propuestas.

La planificación basada en la predicción del comportamiento del recurso humano, mediante la simulación de escenarios de esquemas de salarios propuestos, permitirá desde el punto de vista de las finanzas públicas gestionar de mejor manera las remuneraciones que se devengarán, así como el establecimiento de

políticas de contratación y también soporte a grupos más expuestos al retiro o determinación de medidas específicas, para mantener o buscar el recurso apropiado de acuerdo a las labores que se necesiten. Es por esta razón, que el presente estudio utiliza simulación de escenarios salariales basado en el comportamiento demográfico del recurso humano agrupado en cohortes de funcionarios definidas por las variables sexo, categoría profesional y edad de inicio de labores.

También, desde el punto de vista económico, la discusión sobre el impacto del cambio demográfico en el gasto en salarios de los Ministerios de Gobierno se fundamenta en el efecto que el cambio en la estructura etaria de la población de funcionarios pueda tener sobre las distintas variables que componen ese gasto; además, es importante recalcar el impacto que tiene la estructura demográfica en la productividad de cada institución.

Esta simulación permitirá; además, cuantificar la incertidumbre, al determinar el efecto ante posibles cambios en las variables predictoras y el comportamiento del gasto en salarios de acuerdo al desgaste de las cohortes de los ministerios de gobierno. También, mediante la evidencia empírica de esta técnica se obtendrá información del comportamiento de las cohortes de funcionarios en el futuro y de esta forma mejorar la planificación financiera de las remuneraciones mediante escenarios probabilísticos.

Asimismo, este estudio pretende ser un insumo para los proyectos de establecimiento de regímenes de salarios que colaboren con la sostenibilidad fiscal y el ordenamiento de la masa salarial al tomar en cuenta el efecto que los determinantes demográficos sobre el gasto en remuneraciones. De esta forma el insumo de simulación para las variables implicadas en el diseño de este tipo de proyectos es fundamental, ya que puede tratar el problema de forma integral al colocar en escenarios los posibles efectos de las variables en conjunto y de acuerdo a diferentes condiciones, constituyendo de esta forma un insumo

importante para la planificación en esquemas salariales a implementar y la planificación financiera institucional.

El estudio inicia con la formación de las cohortes de funcionarios a través de los datos del sistema INTEGRÁ de acuerdo a las variables sexo, categoría profesional y edad inicial. Posteriormente se simulan tiempos de sobrevivencia con distribución exponencial, para cada uno de estos grupos. Finalmente, se describe el comportamiento de los escenarios salariales mediante la media e intervalos del 80%, para el gasto en salarios asociados al desgaste poblacional de las cohortes de funcionarios y se comparan entre sí.

## **II. Antecedentes**

Para el sector público, el interés del estudio de las remuneraciones, radica en la magnitud que tiene este egreso, siendo así que para 2021 la masa salarial de los ministerios alcanzó los ¢2,2 billones, lo que equivale a 5,5% del PIB, de ese mismo año. En cuanto a la importancia relativa de esta erogación dentro del gasto efectivo de los ministerios, para el periodo 2007-2021 este representó el 46,4% del total, siendo el rubro de mayor tamaño.

Adicionalmente, para el año 2021, el gasto en remuneraciones de los ministerios sufrió un cambio en su estructura, dada la entrada en vigencia de la Ley N.º 9524; con la cual se incorporan los Órganos Desconcentrados (OD's) al Presupuesto Nacional, lo que implicó que se agregaran un total de 11.630 plazas nuevas, donde el Ministerio de Salud y el Ministerio de Obras Públicas y Transportes, son los que aumentaron más por ese concepto, con 2.983 y 1.589 plazas respectivamente (Contraloría General de la República, 2020).

El gasto en remuneraciones del Gobierno, se ha caracterizado por poseer una tendencia creciente, de manera que para el periodo 2008-2015, experimentó un crecimiento promedio de 14,7%, pasando de ¢863.831 millones a ¢2.124.633

millones en colones corrientes en el mismo intervalo de años. Por su parte, el aumento del bienio 2020-2021 fue de 7,5% - en parte por la incorporación de los OD's-, esta menor tasa de crecimiento se deriva de una serie de medidas de contención y legislatura, con la cual los Poderes Ejecutivo y Legislativo han intentado regular el gasto en remuneraciones.

Dentro de los rubros que conforman las remuneraciones, son los incentivos salariales, la erogación que presenta un mayor crecimiento nominal, con un aumento anual promedio de ¢47.169 millones para el periodo 2007-2021, siendo este el principal componente del gasto salarial. En relación con este rubro, según información de la Contraloría General de la República, al mes de setiembre 2018, los ministerios empleaban un total de 121.258 personas, de los cuales 99,91% contaba con salario base más pluses, y en total, poseían 120 incentivos salariales (Contraloría General de la República, 2018b).

Autores como Ángulo (2015), señala que en la práctica los incentivos no se han implementado de la mejor manera en nuestro país, debido a que, si bien la anualidad apela a la atracción y permanencia, esta es recibida por todos los empleados públicos sin ninguna distinción y esto erosiona la capacidad para motivar a individuos. La carrera profesional y la dedicación exclusiva pueden ser ligados con objetivos de profesionalización y acreditación, no obstante, estos instrumentos, al igual que el resto, están carentes de verificación y seguimiento. Sin embargo, una categoría en que nuestro país coincide con la tipología internacional es la del reconocimiento por laborar en entornos rurales, a través del "zonaje" y del Índice de desarrollo social.

Por otro lado, Bowles (1998), destaca la importancia de implementar los incentivos de una manera correcta, pues si se realiza de forma inadecuada crean discordia, tergiversan el propósito de las organizaciones y hacen fracasar la cooperación. La distorsión que pueden crear los incentivos, se debe a que la motivación, surge en forma espontánea como consecuencia de las necesidades

físicas y sociales de la persona y con un incentivo incorrecto (especialmente estrictamente monetario) reduce la motivación intrínseca que tenía la persona antes de ofrecerlo.

Adicionalmente, la CGR menciona que algunos de estos pluses se crearon con el fin de compensar salarios bajos en un contexto económico particular, no obstante, esta práctica se ha generalizado a muchos puestos sin ser sujetos a una revisión por desempeño, lo que podría desencadenar en dos condiciones: 1) en primer lugar que los incentivos pierdan su condición de incentivos, ya que se convierte en un pago automático sin importar su desempeño del trabajador y 2) en segundo lugar que esta cantidad de “pagos adicionales” produzcan un crecimiento acelerado y desmedido del gasto, generando desequilibrios (Contraloría General de la República, 2018a).

La necesidad de gestionar los incentivos salariales y por ende el gasto de la masa salarial del Gobierno, se asocia a la deteriorada situación de las finanzas públicas que experimenta el país y al alto nivel de endeudamiento, que supera el 67% del PIB al finalizar 2021 (Ministerio de Hacienda, 2022). Así las cosas, para el año 2022, las remuneraciones representaron el 47,5% de la recaudación de ingresos corrientes, dejando un pequeño margen para financiar el resto de gastos, dicha situación evidencia la inflexibilidad del presupuesto y la necesidad de tomar las medidas para aliviar la situación del erario público.

Pero el gasto en remuneraciones del Gobierno, no solo se ha caracterizado por su magnitud y evolución, sino que la presencia de incentivos provoca que esta erogación presente desigualdades entre los mismos ministerios, en cuanto al salario base y a los beneficios que reciben los trabajadores. Situación que se evidencia al analizar el indicador incentivos salariales entre remuneraciones básicas para el año 2021, con el cual se evidencia que por cada ¢100.000 que se pagan por concepto de remuneraciones básicas en total los ministerios gastan ¢101.988 por concepto de incentivos salariales. Existen ministerios que superan

ese indicador, como es el caso del Ministerio de la Presidencia (¢153.394), el Ministerio de Hacienda (¢135.552), el Ministerio de Planificación Nacional y Política Económica (¢126.838), el Ministerio de Justicia y Paz (¢124.762), el Ministerio de Economía, Industria y Comercio (¢123.004), el Ministerio del Ambiente y Energía (¢121.506), el Ministerio de Agricultura y Ganadería (¢118.447), entre otros. En contraste, el del Ministerio de Relaciones Exteriores y Culto, que apenas paga ¢26.812 en incentivos salariales, por cada ¢100.000 que devenga por concepto de remuneraciones básicas.

En línea con lo anterior, la Contraloría General de la República (2018a), identificó que producto de la diversidad de incentivos, existen diferencias salariales en personas que poseen los mismos puestos y las mismas responsabilidades, que superan los ¢3 millones en un puesto profesional, y los ¢800 mil en un mismo puesto no profesional. Además, existen casos donde el jerarca, que es la persona con mayor responsabilidad dentro de la entidad, no es quien recibe el salario máximo pagado en la institución, con diferencias inclusive superiores a los ¢4 millones.

Otra particularidad de un sistema con pluses, es la compleja gestión de los esquemas remunerativos, los cuales por su heterogeneidad dificultan el cumplimiento del principio constitucional, en el que se estipula que el salario será siempre igual, para trabajo en idénticas condiciones de eficiencia. Se desprende de lo anterior que la voluntad del constituyente se relaciona a que los servidores públicos estuvieran bajo un régimen de empleo público único (Contraloría General de la República, 2018b).

Por otro lado, los principales problemas del salario base más pluses han sido señalados por Díaz (2022), los cuales son el crecimiento exponencial del salario total y las disparidades de remuneraciones para un mismo puesto. A su vez las autoridades de hacienda han señalado a las remuneraciones como uno de los principales contribuyentes del déficit fiscal y el endeudamiento público actual.

Ante un contexto de crecimiento acelerado del gasto y disparidades en materia salarial, el Poder Ejecutivo ha implementado una serie de medidas con las cuales se pretendió corregir dichas diferencias. Con la aprobación de la Ley N.º 9635 “Ley de Fortalecimiento de las finanzas públicas” y la entrada en vigencia de su Título III, del 3 de diciembre de 2018, se modifica la Ley de Salarios de la Administración Pública (Ley N.º 2166). Con esta ley se asigna al ministerio de Planificación Nacional y Política Económica (MIDEPLAN) como rector en materia de empleo público y se define el ámbito de aplicación, en la Administración Central (entendida como los tres poderes del Estado), sus dependencias, y los órganos auxiliares, así como la Administración descentralizada.

En materia de control del gasto en remuneraciones, el Título III de la supra citada ley incluye una de las medidas más importantes como lo es el ajuste del incentivo de anualidades a un monto nominal fijo, con el fin de moderar el crecimiento de este rubro de gasto. Asimismo, este pago se vinculará a la evaluación anual de desempeño a los funcionarios.

Adicionalmente, para el año 2019 se encontraban vigentes algunas directrices y decretos que incorporaron reformas para reducir el crecimiento de la subpartida de incentivos salariales, como lo son: el Decreto N.º 41161-H con el cual se reforman los pluses asociados con la dedicación exclusiva, con el Decreto N.º 41162-H se limitan las reestructuraciones en instituciones de gobierno mediante la no aprobación de plazas, mediante la Directriz N.º 004-H y N.º 005-H se congela el salario de los jefes y se limita el pago de otras extras, además; se renegocian convenciones colectivas, se da una reducción en los salarios de los gerentes generales de los bancos y se racionaliza el gasto en anualidades mediante las Directrices N.º 009-H, N.º 011-H y N.º 013-H (Contraloría General de la República, 2018d).

En adición a lo anterior, la emergencia por Covid-19 vino a deteriorar y profundizar aún más los desequilibrios existentes en el presupuesto, por lo cual se toman medidas para contener el gasto en varios rubros, entre los cuales se identifican los relacionados con materia salarial. Así las cosas, en el mes de octubre del año 2020, entra en vigencia la Ley N.º 9908 (Adición de un Transitorio Único a la Ley 2166, 2020), con el fin de adicionar un transitorio a la Ley de salarios de la Administración Pública (Ley N.º 2166) (Ley de Salarios de la Administración Pública, 1957), en el cual se estipula que a las personas servidoras públicas, no se les pagará el incremento por concepto de anualidades, correspondiente a los períodos 2020-2021 y 2021-2022.

En línea con esto, en el artículo 7 de la Ley N.º 9926 (Ley de Presupuesto Ordinario y Extraordinario de la República para el Ejercicio Económico del 2021, 2020), se incorpora la Norma 12 de Ejecución del Presupuesto, con la que se limita la creación y utilización de plazas en el presupuesto nacional, lo que según indicó el Ministerio de Hacienda en la Exposición de Motivos del Proyecto de Ley N.º 22.645 “VI Presupuesto Extraordinario de la República para el ejercicio económico del 2021 de la Ley N.º 9926, Ley de Presupuesto Ordinario y Extraordinario de la República para el ejercicio económico 2021 y sus reformas”, generó un ahorro de ¢9.293 millones, correspondiente a la rebaja del contenido presupuestario de 2.362 plazas vacantes al primer semestre 2021.

Por su parte, el aumento de la deuda del Gobierno en el año 2020 y anteriores, desencadenó que en 2022 entrara en vigencia el escenario d) del artículo 11 del Título IV de la Ley N.º 9635 y con este una serie de medidas extraordinarias y transitorias que afectan en materia de remuneraciones. Estas corresponden a que durante el tiempo en que esté vigente este escenario; es decir, cuando la deuda del Gobierno sea superior al 60% del Producto Interno Bruto, no se realizarán incrementos por costo de vida en el salario base, ni en los demás incentivos salariales, y estos no podrán ser reconocidos durante la duración de la medida o de forma retroactiva, salvo para lo relacionado con el cálculo para

determinar las prestaciones legales, jubilaciones y la anualidad del funcionario. Tampoco se permiten aumentos en el pago de remuneraciones de diputados y diputadas de la República.

Finalmente, la transformación de mayor importancia en materia salarial en Costa Rica, es la aprobada en marzo de 2022, con la Ley Marco de Empleo Público (Ley N.º 10159). Con esta reforma se tiene como objetivo regular las pautas entre la gente empleada en el sector público y la Administración Pública, con el fin de asegurar la eficiencia y eficacia en la prestación de los bienes y servicios públicos, siguiendo el mandato constitucional de un único régimen de empleo público coherente, equitativo, transparente y moderno, que permita para trabajos iguales condiciones idénticas. El ámbito de cobertura incluye todas las entidades de los Poderes de la República y del Sector Descentralizado, excluyendo a los entes públicos no estatales, empresas en competencia y al Benemérito Cuerpo de Bomberos (Ley Marco de Empleo Público, 2022).

En la supra citada ley, de manera adicional, se definen como principios rectores del empleo público, los siguientes: Estado como patrono único, Carrera administrativa, Equidad salarial, Excelencia en el servicio, Mérito, capacidad y competencias, Negociación colectiva, Modernidad, Prevalencia del interés general y Participación de la ciudadanía.

Se crea, además, el Sistema General de Empleo Público, conformado por el Ministerio de Planificación Nacional y Política Económica (MIDEPLAN), las áreas de gestión de Recursos Humanos de las entidades, la Dirección General de Servicio Civil, el conjunto de normas administrativas, políticas públicas, disposiciones de alcance general, reglamentos, circulares y manuales emitidos para la planificación, estandarización, simplificación, coherencia, óptima administración y evaluación del empleo público, entre otros.

Adicionalmente, se estipula que, con el fin de contribuir de manera eficiente con la prestación de bienes y servicios, y con la utilización de los recursos disponibles para generar valor público, será necesario la planificación del empleo público en el mediano y largo plazo, con fundamento en algunas medidas mínimas como la previsión de la incorporación del recurso humano a través de la oferta de empleo público.

En cuanto a la organización del trabajo, se define un único régimen general de empleo público, conformado por siete familias de puestos, los cuales deben estar justificados en criterios técnicos y jurídicos. Además, se establecen pautas para la gestión del empleo, donde se señala la importancia de que la persona presente idoneidad comprobada y las pautas para el despido. Así mismo, se establece la gestión del desempeño, mediante la cual se crea el fundamento metodológico y los criterios para la evaluación del desempeño.

En relación con la gestión de la compensación, esta se regirá a partir de los siguientes postulados:

- El salario será el mismo, para funcionarios que se desarrollen en puestos similares, sin importar la institución pública para la cual labore.
- El presidente de la República será la persona que posea el salario más alto de la Administración Pública.
- La fijación de los salarios se realizará según la metodología determinada.
- Cada familia de puestos tendrá una columna de salario global, la cual deberá ser publicada en la plataforma integrada de empleo público.
- La decisión de ajustar o modificar la columna salarial, por un rubro diferente al costo de vida, debe tomarse fundamentada en criterios técnicos de carácter económico.
- Los salarios se ajustarán según la Ley 2166.

La columna salarial global será construida por cada institución, en donde se asignarán puntos de remuneración, los cuales dependerán de la valoración de los factores de trabajo, las necesidades de profesionales en cada familia laboral, empleos de referencia. Cabe señalar, que en este régimen salarial unificado se incluirán a todas las instituciones del sector público, así como a todas las personas trabajadoras, incluyendo a los actuales.

Por su parte, la declaración de la política de remuneración será presentada de manera anual por la Dirección General de Servicio Civil, el Ministerio de Planificación Nacional y Política Económica y la Autoridad Presupuestaria del Ministerio de Hacienda; y deberá tomar en cuenta el estado de los fondos disponibles, la competitividad de las remuneraciones del sector público en comparación con el sector privado, la sostenibilidad, transparencia, participación y responsabilidad de las finanzas públicas y como aspecto prioritario, la necesidad de atraer y mantener las personas más calificadas y mejor preparadas profesionalmente y evitar la fuga o el déficit de personal calificado.

Como se desprende de lo anterior, para cumplir las metas de uniformidad y sostenibilidad de la masa salarial, la recién aprobada ley Marco de empleo público, incorporó un salario único para cada familia de puestos, el cual será aplicado para todas las personas trabajadoras en igualdad de condiciones. Lo anterior, va de la mano con señalado por la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) en 2018, en donde se comenta sobre la importancia de aplicar un régimen de salario único, en el cual se usen las mismas escalas salariales para las mismas funciones, con el fin de mejorar la transparencia. Además, señala la importancia de plantear un esquema salarial más equitativo, en el cual se racionalicen los incentivos y pluses salariales con base en desempeño de los trabajadores, lo que facilitaría la gestión y el control del gasto y permitiría que las remuneraciones fueran más competitivas (Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE, 2018).

En línea con lo anterior, autores como Díaz (2022), señalan principios fundamentales de todo esquema de salario como lo son la búsqueda del equilibrio interno y externo. Para lograr el equilibrio interno se debe desarrollar y clasificar los cargos a lo interno de la organización para establecer un sistema de remuneraciones cuya compensación sea acorde a la responsabilidad, educación, experiencia, esfuerzo, supervisión y condiciones de trabajo y capacidad financiera de la institución. Para el equilibrio externo la organización compara sus remuneraciones con las existentes en el mercado al que pertenece.

Otros autores como Schiavo-Campo, de Tommaso, & Mukherjee (1997), muestran cuatro principios básicos simples y relativamente intuitivos para orientar los esquemas de remuneraciones en el sector público, con el objetivo de contar con recurso humano motivado, efectivo y eficiente, estos son:

1. Igual salario debe darse por el mismo trabajo realizado bajo las mismas condiciones.
2. Las diferencias en el salario recibido deben basarse en las diferencias en responsabilidades asignadas y cualificaciones requeridas, así como en el trabajo realizado.
3. Los niveles de compensación del Gobierno deben revisarse periódica y sistemáticamente para garantizar la validez continua del esquema de compensación.
4. Los niveles de pago del Gobierno deberían ser comparables a los del sector privado, en aquellas áreas que correspondan.

A su vez estos autores afirman que estos principios tienen impacto en las siguientes áreas:

1. La gobernanza: personal calificado, motivado y eficiente es requisito para una buena gobernanza, definida esta como el manejo eficiente de los recursos públicos, la rendición de cuentas, la transparencia y el

cumplimiento del ordenamiento jurídico. Esto a su vez se vincula con el desarrollo del país.

2. Producción y distribución de los bienes y servicios públicos: el factor trabajo bajo consideraciones de calidad, así como las reglas institucionales que guían su comportamiento, impactan la producción y distribución de los bienes y servicios públicos.
3. Política económica: el éxito en la implementación de la política económica recae y depende necesariamente de personal de gobierno competente y motivado.
4. Implementación de la política fiscal: la ejecución de los presupuestos y la administración eficiente del sistema tributario requiere de personal de gobierno competente y motivado.
5. Sostenibilidad fiscal: el peso fiscal de la planilla puede llegar a ser considerable e insostenible.

Dados los problemas señalados anteriormente Díaz (2022), indica que las organizaciones que forman parte de la hacienda pública han ido pasando a esquemas de salario único, además se han propiciado la apertura de espacios de discusión para propuestas de proyectos y marcos normativos que desembocan en una propuesta denominada modelo de salario único. También recomienda ciertos factores que deben gestionarse en la implementación y diseño de esquemas de salario único para no afectar el clima organizacional y las relaciones que tienen los trabajadores y empleadores.

En cuanto a los aspectos que han servido de base para proponer un modelo de salario único en el caso de Costa Rica, Díaz (2022) señala los siguientes:

1. Transformaciones relevantes en la planificación estratégica y su modelo de negocio: Las transformaciones en los procesos de planificación estratégica y los ajustes en los modelos de negocio, juegan un papel determinante en el norte que seguirá una entidad pública para atender a

sus ciudadanos. En Costa Rica el tipo de negocios que prestan las administraciones públicas ha cambiado mucho lo que podría hacer que los productos o servicios que ofrezcan las organizaciones producto de esta transformación demanden un recurso humano especializado cuya remuneración debe ser competitiva o bien, sea un recurso humano con experiencia para brindar nuevos procesos o servicios.

2. Abierta competencia en los servicios públicos: los tratados de libre comercio han hecho que los monopolios se acaben poco a poco, producto de esto las instituciones requieren talento humano más competitivo, académicamente mejor formado, especializado y con experiencia en procesos de mercado en competencia, lo que hace que se deba competir con el sector privado.
3. Naturaleza de la organización: la naturaleza de la organización determina aspectos importantes tales como el marco jurídico de las relaciones laborales, la conformación política de sus instancias jerárquicas y el origen de los recursos que soportan su actividad. Todos estos factores influyen en la implementación de un modelo de salario único.
4. Capacidad y sostenibilidad financiera: aunque muchas de las propuestas de salario único apuntan a disminuir las remuneraciones, estas pueden aumentar. Esto conlleva a estudiar la capacidad financiera de las organizaciones para determinar si se les es posible hacerles frente y si el modelo es sostenible a lo largo del tiempo.
5. Crecimiento exponencial de los costos: este es el principal impulsor de los modelos de salario único ya que con el modelo de salario base más pluses al actualizar la base todos los demás pluses aumentan y las cargas sociales asociadas también y otros componentes tales como aguinaldos, cesantías, vacaciones, etc.
6. Necesidad de capitalizar un talento humano productivo: El modelo de salario único pretende eliminar diferencias sustantivas para un mismo puesto y no premiar a trabajadores que no hacen la diferencia. Aunque un

talento humano productivo por lo general busca otras condiciones aparte de las salariales.

7. Condiciones políticas y del contexto externo: varias instituciones han implementado modelos de salario único tales como lo son la Contraloría General de la República, la Autoridad Reguladora de los Servicios Públicos, la Superintendencia de Telecomunicaciones, el Banco de Costa Rica, el Banco Nacional y el Banco Central, sin embargo, este autor opina que no necesariamente lo han hecho en condiciones óptimas.

La implementación de un modelo de salario único conlleva una serie de riesgos entre los cuales Díaz (2022) menciona los siguientes:

1. Deterioro de la calidad de vida del trabajador: si bien no necesariamente el salario único debería disminuir la remuneración del trabajador algunas organizaciones han encontrado en esta figura una oportunidad para optimizar sus costos, disminuir los salarios de los trabajadores y para disminuir el número de trabajadores en planilla. La coalición sindical del país sostiene que el salario único podría traer consecuencias en la calidad de vida de los trabajadores puesto que puede ver afectado su estilo de vida anterior por la transformación de su remuneración, compromete a sus mismos compañeros con garantías en instituciones financieras como asociaciones solidaristas, fondos de ahorro, cooperativas o instituciones financieras en general, causando una situación de efecto en cadena para los trabajadores. Este deterioro en la calidad de vida de los trabajadores puede traer consecuencias no solamente en la parte individual sino en la colectiva de la organización.
2. Desvinculación del talento humano clave: si un trabajador percibe su remuneración como injusta se convierte en un potencial candidato a desvincularse de la organización o deteriorar su desempeño. El personal más calificado es el que tiende a desvincularse más pronto de la organización porque encuentra otras oportunidades.

3. Generación de un clima organizacional hostil: el modelo de salario único implementa muchos cambios en la organización tales como reclasificación del cargo, transformación de jornada y vacaciones, reconversión de la remuneración casi siempre a la baja, estos son factores que sensibilizan el clima organizacional por temas de incomodidad, incertidumbre, resentimiento y económicos. Además, cuando subsisten ambos esquemas (salario base más pluses y salario único), se filtra la información de quién gana más y genera subculturas organizacionales, provocando conflictos de diferente índole, afectación de la productividad y deterioro de los resultados financieros de la organización.
4. Conflictos con sindicatos y grupos representativos: El título VI del Código de Trabajo del país, instrumenta la figura del Conflicto Colectivo de Carácter Económico y Social, un tema que siempre se ha abordado con laxitud y desinterés por parte de los patronos y responsables de la gestión del talento humano a la hora de tomar decisiones asociadas con la implementación del modelo de salario único. Utilizando esta figura jurídica, por un lado, los trabajadores organizados bajo un pliego de peticiones curiosamente asociadas a muchos de los temas que propone esta nota técnica, podrían perfectamente contener cualquier intención de la organización por transformar el modelo de salario único amparándose en el artículo No. 509 del Código de Trabajo, sobre todo cuando existen gremios sindicales presentes en la organización. Además, las organizaciones sindicales claramente se han manifestado en contra de este tipo de salario y q sirva como iniciativa para vender este tipo de salario a otras instituciones.
5. Deterioro de la carrera administrativa y profesional del talento humano: Con el modelo de salario único estos dos conceptos desaparecen del todo y son rubros que pretenden coadyuvar al desenvolvimiento profesional de cualquier trabajador.

En cuanto a la determinación del monto de salario único, en específico el caso de la Contraloría General de la República utilizó comparación de salarios con varias instituciones (Contraloría General de la República, 2007), las cuales se seleccionaron basados en los siguientes criterios:

1. Tamaño: la comparación se realizó con instituciones que tuvieran similar cantidad de personal.
2. Atribuciones: las instituciones tomadas en cuenta para la comparación fueron aquellas que realizaran labores de regulación tal y como lo hace la Contraloría.
3. Similitud de puestos: se buscó que las instituciones para la comparación tuvieran un esquema de puestos similar al que utiliza la Contraloría.
4. Prácticas de gestión de Potencial Humano: las instituciones tomadas en cuenta debían regirse bajo normas similares en cuanto a la gestión del recurso humano.

Una vez realizada la comparación se determinó que los montos de salarios únicos deberían ubicarse entre el percentil 60 y 80 para el caso de los profesionales y entre el 40 y 60 para los no profesionales con respecto a las instituciones de las cuales se tomó información de puestos. También dicho estudio menciona que para el caso del Banco Central y Baco de Costa Rica contemplaron en el cálculo del salario único que pagan los montos de 10 y 15 anualidades respectivamente.

### **III. Objetivos**

#### **Objetivo General:**

Determinar el efecto en los Ministerios de Gobierno a corto y mediano plazo sobre el gasto en salarios al implementar un modelo de salario único.

#### **Objetivos Específicos:**

1. Predecir el comportamiento a corto y mediano plazo del gasto en salarios de los funcionarios de los Ministerios de Gobierno pertenecientes al régimen salarial vigente en un escenario cerrado.
2. Comparar la dinámica que muestra el gasto en salarios bajo el régimen salarial vigente con respecto al que se obtendría implementando salario único en un escenario cerrado.
3. Cuantificar incertidumbre en las predicciones del gasto en salarios realizadas usando la incertidumbre generada por el riesgo de retiro de empleados.

# Capítulo II

## IV. Marco Metodológico

### A. Simulación demográfica

#### 1. Simulaciones como recurso metodológico

De acuerdo con Morris, White, & Crowther (2019), los estudios de simulación son experimentos empíricos informáticos que implican la creación de datos mediante un muestreo pseudoaleatorio. Una fortaleza clave de los estudios de simulación es la capacidad de comprender el comportamiento de los métodos estadísticos porque se conoce alguna "verdad" (generalmente algunos parámetros de interés) del proceso de generación de datos. Esto nos permite considerar las propiedades de los métodos tales como el sesgo. De forma similar Sandakelum Somarathna (2020), lo define como una técnica de imitación de los comportamientos de un sistema del mundo real. Un sistema es una colección de entidades interdependientes que interactúan con base en un conjunto de reglas subyacentes para lograr un objetivo común.

Entre los usos de los estudios de simulación mencionados por Morris et.al (2019), están obtener resultados empíricos sobre el desempeño de los métodos estadísticos en ciertos escenarios, a diferencia de los resultados analíticos (algebraicos) más generales que pueden cubrir muchos escenarios, ya que no siempre es posible o es difícil obtener resultados analíticos. Los estudios de simulación cobran importancia cuando los métodos hacen suposiciones incorrectas o los datos están desordenados porque pueden evaluar la resistencia de los métodos en tales situaciones. Esto no siempre es posible con los resultados analíticos, donde los resultados pueden aplicarse solo cuando los datos surgen de un modelo específico. Dichos autores además indican algunos usos de los estudios de simulación en la investigación estadística médica, aunque se pueden utilizar de forma general. Algunas de estas son:

1. Para verificar álgebra (y código), o para asegurar que no se ha cometido un error importante, cuando se ha derivado matemáticamente un nuevo método estadístico.
2. Evaluar la relevancia de las aproximaciones teóricas de muestras grandes (por ejemplo, considerando la distribución muestral de un estimador) en muestras finitas.
3. Para la evaluación absoluta de un método estadístico nuevo o existente. A menudo, un nuevo método se comprueba mediante simulación para asegurarse de que funciona en los escenarios para los que fue diseñado.
4. Para la evaluación comparativa de dos o más métodos estadísticos.
5. Para el cálculo del tamaño de la muestra o poder al diseñar un estudio bajo ciertas suposiciones.

En cuanto a la planeación de los estudios de simulación los autores Morris et.al (2019) proponen una estructura compuesta por los siguientes elementos:

1. Objetivos: un estudio de simulación podría investigar principalmente varios temas, tales como sesgo de muestra grande o pequeña, precisión particularmente en relación con otros métodos disponibles, estimación de la varianza o robustez frente a errores de especificación. Existen estudios que se enfocan en demostrar que un método es viable en algunos entornos y otros que se enfocan en identificar entornos en los que se puede fallar, ambos enfoques son importantes en la investigación estadística.
2. Mecanismos de generación de datos: se refiere a como se usan los números aleatorios para generar un conjunto de datos, esto es, de forma más general; por otro lado, cuando se habla de modelo de generación de datos corresponde a una clase específica del mecanismo de generación de datos.

Los estudios de simulación pueden tener más de un mecanismo de generación de datos para garantizar la cobertura de los diferentes escenarios.

3. Estimandos y otros enfoques: La mayoría de los estudios de simulación evalúan o comparan métodos para estimar una o más cantidades de población, a las que los autores llaman estimandos y se denotan por  $\theta$ . Un estimando suele ser un parámetro del modelo de generación de datos, pero ocasionalmente es alguna otra cantidad. Por ejemplo, al ajustar modelos de regresión con el parámetro  $\beta = (\beta_0 \dots \beta_c)$ , el estimador puede ser un  $\beta$  específico, una medida de capacidad de pronóstico, la media del resultado ajustado o algo más. La elección de un estimador relevante va a depender del objetivo del estudio, la elección puede ser simple como por ejemplo establecer un parámetro de interés y en otras ocasiones puede ser más sutil.

Sin embargo, no todos los estudios de simulación evalúan o comparan métodos que refieren a un estimando. Otros por ejemplo evalúan métodos para probar hipótesis, seleccionar un modelo o para predecir. Los autores se refieren a estos como enfoques del estudio.

4. Métodos: El término “método” es genérico. La mayoría de las veces se refiere a un modelo de análisis, pero podría referirse a un diseño o algún procedimiento (como una regla de decisión). En la elección del método hay dos problemas:
  - a. Es necesario tener conocimiento de trabajos previos en el área para entender qué métodos son y cuáles no son serios contendientes. Algunos métodos pueden excluirse legítimamente si ya se ha demostrado que tienen fallas, y puede ser innecesario incluir dichos métodos si las únicas consecuencias son la repetición de investigaciones anteriores y la exageración de los resultados.
  - b. Código: Es ideal que el método se encuentre implementado en algún software, ya que en ocasiones no están implementados en ninguno, se encuentra implementado de manera deficiente o se

implementa en un software desconocido. En cuanto al software los autores afirman que parece ser que R y Stata dominan los métodos escritos por el usuario. En términos generales una función importante por parte del investigador es verificar que el código sea el correcto.

Existen otros problemas como la falta de convergencia o la predicción perfecta, esto es debido a problemas conceptuales con la definición del método.

5. Medidas de desempeño: Corresponde a una cantidad numérica para el evaluar el rendimiento de un método, esta medida o medidas depende de los objetivos y enfoque del estudio. Cuando el objetivo es un estimador, la medida de desempeño más usual a considerar es el sesgo, es decir, la cantidad por la cual  $\hat{\theta}$  excede a  $\theta$  en promedio (esto puede ser positivo o negativo). La precisión y la cobertura de los intervalos de confianza  $(1 - \alpha)$  también serán de interés. Mientras tanto, si el objetivo es una hipótesis nula, la potencia y las tasas de error tipo I serán de interés principal. Un aspecto importante en las medidas del desempeño es que, al ser experimentos empíricos, las medidas de rendimiento se estiman en sí mismas y por lo tanto están sujetas a error.

Los datos obtenidos mediante simulación en este estudio corresponden a una proyección estocástica puesto que de acuerdo con Dunstan & Ball (2016), incluyen medidas de variabilidad establecidas en los supuestos y los valores obtenidos varían aleatoriamente de acuerdo a las distribuciones de probabilidad establecidas en los mismos. Además, también señala que el valor del uso de este enfoque se encuentra en la obtención de una distribución de probabilidad y esta se puede resumir en medidas tales como percentiles. Para efectos de este estudio se denomina intervalos a la región en la distribución de probabilidad delimitada por dos percentiles que acumula cierto porcentaje de los valores simulados. Estos intervalos a su vez son de utilidad como medidas de desempeño de las estimaciones obtenidas.

## **2. Simulación Demográfica**

De acuerdo con Bijak, Courgeau, Silverman, Silverman, & Eric (2018), la simulación en demografía permite modelar de forma más explícita las interacciones entre los diferentes agentes, así como a nivel de individuos y macro; además, se puede representar mejor el papel de múltiples sistemas que interactúan en los resultados finales. Esto cambiaría la demografía más hacia un marco basado en modelos y al hacerlo permitiría a los demógrafos contribuir más a los avances teóricos en el estudio del campo demográfico.

Estos mismos autores señalan que la simulación demográfica y las ciencias sociales en general, presentan ciertas dificultades para los modeladores de simulación, puesto que se necesitan teorías sociales sólidas para respaldar dichos los esfuerzos. Ante esto, los autores recomiendan que para que la demografía mantenga el enfoque práctico, las simulaciones deben ser respaldadas en datos de población y deben construirse de manera inductiva.

A nivel internacional uno de los usos de los estudios en materia de modelación del recurso humano corresponde a la evaluación de políticas para la atracción de recursos específicos. Tal es el caso del estudio de Lagarde & Cairns (2012), en el cual se modela la dinámica de los movimientos de los trabajadores de salud, en específico enfermeras en un mercado laboral profesional, esto mediante el uso de cadenas de Markov y modelos de escogencia discreta. También utilizan análisis de cohortes mediante el cual descubren que la probabilidad de mantenerse en el mercado es una función exponencial del tiempo. Los resultados de esta investigación demuestran la efectividad de este tipo de modelos para modelar los efectos de las intervenciones de políticas de recursos humanos a corto y largo plazo.

Otro de los usos que se da es para valoración de pensiones; en específico, con probabilidades de sobrevivencia, ya que los pagos de pensiones dependen en

gran medida de la cantidad de contribuyentes y del tiempo que aporten los mismos. Tal es el caso de la investigación de Disney y Whitehouse (1996), en la cual se proponen métodos alternativos de valoración de pensiones, que toman en cuenta variables que afectan este costo y que producen incertidumbre, tal es el caso de los retiros anticipados. Los métodos propuestos combinan el análisis de sobrevivencia con variables financieras, puesto que modelan explícitamente las probabilidades de supervivencia subyacentes a las duraciones observadas de permanencia en el trabajo o en el plan de pensión para cada tipo de empleado individual, asumiendo que estas probabilidades están determinadas totalmente por los elementos observables en el conjunto de datos. Cada año de servicio adicional produce un conjunto condicional de probabilidades de supervivencia laboral, el cual se multiplica por los salarios esperados en cada fecha de finalización hasta la jubilación, generando de esta forma un valor de los derechos acumulados y un valor esperado de los beneficios proyectados para cada período de tiempo.

Sandakelum Somarathna (2020), señala algunos aspectos importantes a tomar en cuenta en la simulación del recurso humano. En específico en cuanto a la rotación de los empleados este autor señala que las principales causas son la pensión y renuncia. En cuanto a la rotación por jubilación, esta tiene naturaleza determinista y depende de la edad, no sucede de la misma forma para la renuncia, ya que esta es estocástica y puede deberse a motivos personales, estrés laboral y frustración. A su vez, las distribuciones de probabilidad de estos fenómenos dependen de la industria a la que pertenecen los empleados, por ejemplo en la industria de la confección la mayoría de la fuerza laboral es femenina y presenta una tasa de rotación más alta debido a labores de cuidado, maternidad y matrimonio entre otras, sobre todo en jóvenes. Otro aspecto importante señalado por el autor es la experiencia, ya que las categorías de empleados más bajas tienen mayor tasa de rotación debido a una menor tolerancia al estrés laboral. Es por estas razones que el autor utiliza diferentes distribuciones de probabilidad empíricas, para representar el comportamiento

estocástico de las decisiones de renuncia de los empleados de acuerdo a la razón de la misma.

Por otro lado, los autores Víquez, Víquez, Campos, Loría, y Mendoza (2018), utilizaron simulación con cadenas de Markov para proyectar valores futuros tanto demográficos como financieros, siendo estos últimos asociados a las características demográficas, de forma tal, que pueden simular no solamente la cantidad de personas que conforman el recurso humano de por ejemplo una institución, sino también los gastos asociados al mismo, tales como son los pluses salariales. En específico utilizaron tripletas Markovianas con espacios de estados de categoría, edad y de antigüedad.

## **B. Análisis de sobrevivencia**

Las simulaciones demográficas requieren generalmente el uso de probabilidades de transición de un estado a otro, así como también proveen insumos sobre la distribución del tiempo de sobrevivencia de los individuos o cohortes. Las técnicas estadísticas de análisis de sobrevivencia son frecuentemente usadas para la estimación de estas probabilidades y la modelación del tiempo de sobrevivencia. Es por esto que a continuación, se definen algunos conceptos de interés relacionados con la presente investigación, la cual toma algunos elementos del análisis de sobrevivencia.

De acuerdo con Kleinbaum y Klein (2012), en general, el análisis de sobrevivencia es una colección de procedimientos de análisis de datos para los cuales la variable de estudio es el tiempo hasta que el evento de interés ocurre. A continuación, se desglosa este concepto:

- Por tiempo, nos referimos a años, meses, semanas o días desde el inicio del seguimiento de un individuo hasta que ocurra un evento.

- Por evento, nos referimos a la muerte, la incidencia de la enfermedad, o en el caso de este estudio, el retiro.

Usualmente a la variable de tiempo se le llama tiempo de sobrevivencia, ya que es el tiempo que un individuo ha "sobrevivido" al evento de interés sobre algún período de seguimiento o de observación, es decir no le ha ocurrido el evento (Kleinbaum & Klein, 2012).

A continuación, se define y describe dos términos cuantitativos considerados como básicos en cualquier análisis de sobrevivencia. Éstas son la función de sobrevivencia, que de acuerdo a Klein & Moeschberger (2003) es la probabilidad de que un individuo sobreviva más allá del tiempo  $x$ , se define entonces como:

$$S(x) = \Pr(X > x) \quad (1)$$

La función de sobrevivencia es fundamental para este tipo de análisis, ya que mediante la misma se obtienen probabilidades de que suceda o no el evento de interés (muerte, retiro, etc.) para diferentes valores de  $t$ , por lo que proporciona información resumida crucial a partir de datos observados.

### 1. Función de Hazard, Riesgo o Hazard Rate.

Se define como:

$$h(x) = \lim_{\Delta x \rightarrow 0} \frac{P[x \leq X < x + \Delta x | X \geq x]}{\Delta x} \quad (2)$$

Kleinbaum y Klein (2012), afirman que la función de hazard,  $h(x)$  proporciona el riesgo potencial por unidad de tiempo para que el evento ocurra, por esta razón es conocido como una tasa (hazard rate), dado que el individuo ha sobrevivido hasta el tiempo  $x$ . Esta función también es de interés por las siguientes razones:

- Es una medida de riesgo instantáneo mientras que una curva de sobrevivencia es una medida acumulativa a lo largo del tiempo.

- Permite identificar modelos específicos, por ejemplo, el caso exponencial, Weibull, o lognormal que se ajusta a los datos.
- Es la función que usualmente se utiliza para especificar el modelado matemático de los datos de supervivencia; es decir, el modelo de supervivencia suele escribirse en términos de la función de hazard, por ejemplo, la regresión de Cox (Kleinbaum & Klein, 2012).

Ishak, Kreif, Benedict, & Muszbek (2013), señalan que: más específicamente el hazard mide la tasa a la cual el logaritmo de la curva de supervivencia cambia sobre intervalos de tiempo muy pequeños. La curva de supervivencia (logarítmica) disminuye a medida que ocurren nuevos eventos; el hazard mide la velocidad a la que disminuye la curva, dando así un reflejo directo de la intensidad o fuerza con la que ocurren los eventos a lo largo del tiempo. Además, la función de hazard describe cómo el riesgo del evento cambia con el tiempo.

Klein & Moescheberger (2003) señalan que si  $X$  es una variable aleatoria continua se puede expresar la función de hazard como:

$$h(x) = \frac{f(x)}{S(x)} = -d\ln[S(x)]/dx \quad (3)$$

## 2. Modelos de supervivencia

Existen dos tipos de modelos, a saber, los paramétricos y los semiparamétricos. Un modelo paramétrico es uno cuya forma funcional está completamente especificada, a través de parámetros desconocidos. Para estos modelos se supone que el tiempo de supervivencia tiene una distribución conocida. Ejemplos de distribuciones que se usan comúnmente son: Weibull, exponencial (un caso especial del Weibull), log-logística, lognormal, y la gamma generalizada.

Por otro lado, en un modelo semiparamétrico la forma funcional no está completamente especificada a través de parámetros, tal es el caso del modelo de Cox.

### **a. Modelos paramétricos**

Un modelo de supervivencia paramétrica es aquel en el que se supone que el tiempo de supervivencia (el resultado) tiene una distribución conocida. Ejemplos de distribuciones que se usan comúnmente para análisis de supervivencia son: el Weibull, el exponencial (un especial caso del Weibull), log-logística, lognormal, y la gamma generalizada.

### **b. Modelos acelerados de fallas (AFT)**

La suposición subyacente para los modelos AFT es que el efecto de las covariables es multiplicativo (proporcional) con respecto al tiempo de supervivencia, mientras que para los modelos PH la suposición subyacente es que el efecto de las covariables es multiplicativo con respecto al hazard.

Se diferencian del modelo de Cox en que este tipo de modelo es útil para comparar hazards y los modelos acelerados de falla son para comparar tiempos de supervivencia.

### **c. Modelo Exponencial**

Para el caso de los modelos paramétricos, estos dependen de que la distribución que se asume siga el tiempo. Ejemplos de este tipo de distribución son Weibull y exponencial, para este último caso dado que el hazard es constante a lo largo del tiempo, se expresa con la fórmula más general para el caso de la ecuación de hazard, tomando como referencia las variables de interés del presente estudio es:

$$h(t, \mathbf{X}) = f(\Lambda, \text{delta}) = f(e^{\beta_1 \text{Edad} + \beta_2 \text{Sexo} + \beta_3 \text{Profesional}}, \text{delta}) \quad (4)$$

donde delta es un vector de parámetros auxiliares.

Además, para el caso de la función de densidad exponencial la ecuación es:

$$f(x) = \lambda \exp(-\lambda x) \quad (5)$$

con  $\lambda > 0$  y  $x \geq 0$ .

### **C. Datos**

El análisis aplicado consta de cinco etapas, en la primera etapa se revisa y dispone los datos mediante el software R, cifras contenidas en el Sistema de Pagos INTEGRAL, las cuales corresponden a registros de pagos quincenales, desglosados por cada uno de los componentes, para cada uno de los funcionarios de los Ministerios de Gobierno. Estos datos correspondientes a los pagos, indican la presencia de los individuos en los Ministerios de Gobierno y mediante el rubro de anualidad se mide el tiempo de servicio de los funcionarios, es por esta razón que se utilizaron estas cifras para este análisis.

Además, se utilizaron datos del Tribunal Supremo de Elecciones (TSE) con el fin de calcular la edad a la cual comenzaron a trabajar los individuos (edad inicial). Es importante señalar que solamente se incluyeron en el análisis aquellos ministerios cuya planilla se paga por medio del sistema transaccional INTEGRAL, debido a que son los datos disponibles y poseen la ventaja de que se muestran en un mismo formato, independientemente del Ministerio que registre los pagos. Los datos de la cantidad de individuos inicial y los montos de salario se obtuvieron para el mes de diciembre de 2021. Los ministerios incluidos fueron los siguientes:

1. Ambiente y Energía.
2. Ciencia, Tecnología y Telecomunicaciones.
3. Comercio Exterior.
4. Cultura, Juventud y Deportes.
5. Gobernación y Policía.

6. Economía, Industria y Comercio.
7. Hacienda.
8. Justicia y Gracia.
9. Presidencia.
10. Obras Públicas y Transporte.
11. Planificación Nacional y Política Económica.
12. Relaciones Exteriores y Culto.
13. Salud.
14. Seguridad Pública.
15. Trabajo y Seguridad Social.
16. Vivienda y Asentamientos Humanos.

Para la segunda etapa se formaron grupos de funcionarios de acuerdo a las variables sexo, profesional y edad inicial, esta última variable se discretizó para evitar tratar con muchos grupos, estos grupos corresponden a las cohortes a desgastar. Se tomó como referencia para la realización de dichos grupos los funcionarios que se les hizo el pago de su salario en el mes de diciembre de 2021.

La tercera etapa consistió en la simulación de los tiempos de sobrevivencia para el período comprendido entre 2022 y 2053, se utilizó este límite superior ya que corresponde al año en el cual se retira el grupo más longevo. Se simularon tiempos con distribución exponencial puesto que por la investigación previa (práctica 1) se encontró que era el segundo mejor modelo para predecir el retiro de funcionarios en los ministerios de gobierno, el ámbito del mismo es positivo e investigaciones previas señalan que la probabilidad de mantenerse laborando es una función exponencial del tiempo. Se descartó el modelo logístico puesto que, aunque fue el de la predicción al retiro más exacta, el ámbito del mismo no es positivo y puede producir tiempos simulados negativos. Los tiempos de sobrevivencia se truncaron al promedio de los años que en promedio les hacían

falta a los funcionarios para retirarse de acuerdo a las variables, sexo, categoría profesional y edad inicial y tomando como referencia la edad a diciembre de 2021.

Para la simulación, se realizaron 10 000 realizaciones en las cuales se obtuvieron tiempos de sobrevivencia con distribución exponencial para cada uno de los grupos correspondientes a la duración de cada una de las cohortes conformada por los grupos. En específico, se sustituyó en la ecuación 5 anterior el parámetro  $\lambda$  por la sumatoria de los parámetros del modelo exponencial multiplicados por los valores de las variables sexo categoría profesional y edad inicial.

La cuarta etapa consistió en la determinación de un salario representativo en modalidad de base más pluses para cada uno de los grupos. Para este propósito se hizo lo siguiente:

- a) Para cada uno de los grupos conformados por las variables sexo, profesional y edad inicial se realizó un listado de todos los pluses que recibieron los funcionarios pertenecientes a cada grupo.
- b) Se calculó el promedio de salario base para cada uno de los grupos anteriores.
- c) Se calculó el promedio del peso del monto de dicho rubro con respecto al salario base para cada grupo.
- d) Se calculó la proporción de funcionarios que recibieron cada rubro (incentivo salarial) dentro de cada grupo.
- e) Se obtuvo el monto de cada rubro mediante la multiplicación de los valores promedio de salario base, promedio del peso del monto del rubro respecto del salario base y la proporción de funcionarios que recibieron el pago del rubro.
- f) Se realizó la sumatoria del monto obtenido en el punto anterior para cada grupo y este fue el salario representativo en la modalidad de base más pluses.

En la quinta etapa se simuló el comportamiento de los escenarios salariales los cuales se describen más adelante, mediante el escenario medio del gasto en salarios y un intervalo del 80%, dado que este ancho de intervalo se utiliza en proyecciones de población por el Instituto Nacional de Estadística y Censos. Esta institución fundamentó la decisión de utilizar este ancho de intervalo debido a las altas tasas de cambio experimentadas en Costa Rica en el período de 1950 a 2011 en los componentes demográficos que fundamentan dichas proyecciones (Instituto Nacional de Estadística y Censos, 2013).

Se simularon 6 escenarios, 3 de los cuales representan condiciones que podrían presentarse en el sistema actual de salario base más pluses y los otros 3 corresponden a escenarios en los que se combina el pago de salario único con el esquema de salario base más pluses. El monto del salario único fue distinto para profesionales y no profesionales y la metodología de su cálculo se muestra más adelante.

## **1. Conceptualización de las variables**

Las variables utilizadas en este estudio son: el sexo, la edad inicial, la categoría profesional y el monto de salarios de funcionarios de gobierno.

Para el caso de las variables sexo, edad inicial y la categoría profesional se utilizaron puesto que, aunque este estudio no trata sobre los determinantes del retiro de funcionarios, se encontró mediante una investigación previa (práctica 1) que son fundamentales para predecir esta variable. Además, en simulaciones de recurso humano autores como Sandakelum Somarathna (2020), señalan la importancia de tomar en cuenta el sexo de los empleados y Viquez et.al (2018) utilizan variables de edad y de categoría profesional. Es por esto que estas variables definen cada una de las cohortes de funcionarios.

En el caso de la variable de monto de salarios es de vital importancia para predecir el comportamiento del gasto agregado en pago de los mismos para cada una de las cohortes de funcionarios.

#### **a. Salida de funcionarios como evento del análisis de sobrevivencia**

La salida de funcionarios se da por varias razones, las cuales se pueden clasificar en dos grandes grupos, pensión y otros motivos. Estos otros motivos pueden ser la renuncia, despido, cambio de trabajo, etc. El acto de pensionarse ocurre en mayor medida en personas mayores y los otros motivos mencionados anteriormente ocurren con mayor frecuencia en trabajadores jóvenes. Para la salida por pensión de acuerdo a los últimos cambios al régimen de Invalidez, Vejez y Muerte establece la edad de pensión para las mujeres en 63 años de edad y para los hombres en 65 años de edad (Caja Costarricense del Seguro Social, 2022). La salida de funcionarios es importante para efectos del presente estudio ya que se analiza el tiempo a la salida de los mismos del empleo público.

#### **b. Remuneraciones**

Según el Clasificador por Objeto del Gasto del Sector Público (2018), las remuneraciones se definen como: “Remuneraciones que en virtud de la relación laboral se otorgan al personal permanente o transitorio por sus servicios, sin incluir los conceptos adicionales al salario base. Incluye el pago del personal contratado bajo la modalidad de remuneración por salario único”.

También el Clasificador por Objeto del Gasto del Sector Público (2018), define incentivos salariales como: “Retribuciones que de conformidad con la legislación vigente se asignan al servidor por sus características laborales que complementan las remuneraciones básicas. Los incentivos se reconocen tanto a

profesionales como a no profesionales, facultados por disposiciones jurídicas que así lo autorizan.” Entre estos incentivos se encuentran:

1. Retribución por años servidos. Este incentivo se conoce como anualidades.
2. Restricción al ejercicio liberal de la profesión.
3. Decimotercer mes. Este incentivo se conoce como el aguinaldo.
4. Salario Escolar.
5. Otros incentivos salariales. Entre estos se encuentran la carrera profesional y el zonaje por citar algunos ejemplos.

Es importante aclarar que los incentivos correspondientes al decimotercer mes y al salario escolar no se toman en cuenta para el presente estudio.

### **c. Esquemas salariales o sistemas de compensación**

De acuerdo con Albi, González Páramo y López Casanovas (1997) teóricamente, existen tres principales sistemas de compensación comúnmente encontrados en el sector público. El sistema más básico se compone de un pago fijo inicial, pero no presenta ajustes o pagos extra por esfuerzo o desempeño. En estos esquemas los empleados progresan en su carrera por medio de la antigüedad y las promociones, tomando como fundamento el paradigma burocrático de la Administración Pública, donde las remuneraciones de los funcionarios están desvinculadas del rendimiento individual y organizacional, siendo este el modelo clásico en el cual “los salarios son retribuciones de eficiencia ligadas de forma reglada al escalafón y a la antigüedad, con un escaso peso del componente discrecional o de productividad”.

El segundo esquema de compensación se compone de dos elementos esenciales: recompensas diferenciadas según las funciones de la organización y de acuerdo a los conocimientos iniciales del funcionario, el cual es valorado

mediante pruebas de ingreso. Este esquema es común para algunos países en desarrollo; en este caso el pago tampoco depende del esfuerzo.

El último esquema es conocido comúnmente como pago por desempeño (incentivos) donde el pago está explícitamente vinculado al esfuerzo y los resultados tanto individuales como colectivos, tal y como ocurre en el sector privado, siendo este utilizado por la mayoría de los países que componen la OCDE.

En la práctica a nivel mundial, estos esquemas no son tan rígidos y existen combinaciones de los mismos. Para el caso de los ministerios de Gobierno en Costa Rica el esquema es conocido como modelo de salario base más pluses, el cual se compone de un salario base y otros incentivos que corresponde en la mayoría de los casos a un porcentaje del mismo, siendo otros como la anualidad un componente cuyo valor se nominalizó con la entrada en vigencia de la ley 9635. Este esquema predominante en los ministerios de gobierno es similar al primer esquema mencionado anteriormente.

En cuanto al salario único Díaz García (2022), lo define como la compensación o monto único, que percibirá un trabajador por la prestación de sus servicios, sin que existan otros pluses salariales adicionales (incentivos salariales).

## **2. Definición del monto de salario único**

El monto a utilizar en los escenarios de salario único se calculó de la siguiente forma:

- a. Se obtuvo información de los montos salariales de instituciones de gobierno que han implementado esquemas de salario único y que brindaron información, estas fueron: Banco Nacional de Costa Rica

(BNCR), Banco Central de Costa Rica (BCCR), Contraloría General de la República (CGR), Instituto Costarricense de Electricidad (ICE) y Autoridad Reguladora de los Servicios Públicos (ARESEP). El propósito de esta información fue servir para comparar el salario único calculado.

- b. Se calculó un salario base de acuerdo a la categoría profesional correspondiente al percentil 75 de los salarios base observados para los profesionales y el percentil 50 para los no profesionales de los salarios reportados en INTEGRRA para el mes de diciembre de 2021.
- c. Se estimó el monto de anualidad correspondiente al 1.94% del salario base, calculado en el punto anterior para los profesionales y a un 2.56% para los no profesionales. Es importante aclarar que a pesar de que con la Ley 9635 el monto de anualidad se nominaliza (Reglamento del Título III de la Ley Fortalecimiento de las Finanzas Públicas, Ley N° 9635 referente al Empleo Público, 2019), dicho monto se calculó basado en el salario base de julio de 2018, pero dado que los montos de salario base han cambiado muy poco desde ese entonces el monto es prácticamente el mismo, por lo que por facilidad del cálculo se mantuvo igual a como se calculaba antes de la entrada en vigencia de dicha ley.
- d. Se calculó el monto de prohibición correspondiente al 65% del salario base obtenida en el punto b anterior para los profesionales.
- e. Finalmente, se obtuvo los montos de salario único para profesionales y no profesionales, dicho monto estuvo compuesto por el salario base obtenido en el punto b anterior más 10 anualidades para el caso de los no profesionales y para los profesionales se calculó de la misma forma, pero se adiciona el monto de prohibición indicado en el punto d anterior. Los montos en específico corresponden a **412 156,4** para los no profesionales, el cual se ubica por debajo del percentil 5 para de los salarios de

las instituciones indicadas en el punto a anterior y para los profesionales el monto fue de **1 401 347,8** el cual se ubica por debajo del percentil 30 de los salarios de las instituciones indicadas en el mismo punto.

#### **a. Análisis de Anualidad 9635**

Dado que el salario en varios de los escenarios puede crecer por el monto de anualidades se realizó un análisis descriptivo de dichos montos, estos montos son nominales desde la entrada en vigencia de la Ley 9635, tal y como se mencionó anteriormente. De este análisis se obtuvo el valor de la media de la anualidad para cada grupo de funcionarios para ser utilizado como componente en los escenarios de salarios simulados.

#### **b. Aumentos al Salario Base**

Los aumentos al salario base han tenido cambios, siendo los últimos montos nominales; en específico, la cuantía de tales aumentos ha sido de 3 750 colones semestrales; en el segundo semestre del año 2018 y en el primer semestre del año 2019, mediante el decreto N°41167-MTSS-H (Fijación de salarios mínimos para el sector público (Aumento salarial II semestre 2018 y I semestre del 2019 sector público), 2018). Es por esto que este es el monto utilizado en aquellos escenarios salariales cuya base aumenta y de igual forma se hace de forma semestral.

### **D. Descripción de Escenarios Simulados.**

Una vez obtenido el monto del salario único se simularon 6 escenarios. Estos escenarios mantienen fijo el monto de salario para el año 2022 igual al de 2021 ya que por ley se establece que para este año los salarios no crecerán y se

espera que los esquemas de salario único rijan a partir del año 2023. De esta forma los escenarios salariales simulados se describen a continuación:

1. E1: Este escenario cambia la cantidad de funcionarios de cada año debido al desgaste poblacional, pero mantiene constante el monto del salario para cada grupo de funcionarios devengado en el año 2022. **El salario en este escenario crece solamente por el monto de anualidades 9635 a partir del año 2023.**
2. E2: Este escenario cambia la cantidad de funcionarios de cada año debido al desgaste poblacional y cambia el monto del salario de acuerdo al año ya que la base aumenta en un monto constante. **El salario en este escenario crece por aumentos en un monto constante en la base y por anualidades 9635 a partir del año 2023.**
3. E3: Este escenario cambia la cantidad de funcionarios de cada año debido al desgaste poblacional y cambia el monto del salario de acuerdo al año a partir del 2030, ya que de acuerdo a estimaciones en este año la relación deuda-PIB será menor al 60% y la ley 9635 en el artículo 13 del título IV establece que no se realizarán aumentos en la base hasta que dicha relación sea menor a ese porcentaje. **El salario en este escenario crece por aumentos en un monto constante en la base a partir del año 2030 y por anualidades 9635 a partir del año 2023.**
4. Salario Único 1: Los valores para este escenario corresponden a una combinación con el escenario E1 descrito anteriormente ya que mantiene la misma dinámica poblacional y **los salarios crecen solamente por el monto de anualidades 9635 a partir del año 2023** siempre y cuando no superen el monto del salario único establecido de acuerdo a la categoría profesional; es decir, el salario único establece una cota superior al crecimiento de los salarios. Cuando se iguala o supera esta cota el salario se imputa al valor del salario único. Para los casos en los cuales el salario es superior desde el año 2022 el monto se congela para los años siguientes.

5. Salario Único 2: Los valores para este escenario corresponden a una combinación con el escenario E2 descrito anteriormente ya que mantiene la misma dinámica poblacional y **los salarios crecen por aumentos en un monto constante en la base y por anualidades 9635 a partir del año 2023** siempre y cuando no superen el monto del salario único establecido de acuerdo a la categoría profesional; es decir, el salario único establece una cota superior al crecimiento de los salarios. Cuando se iguala o supera esta cota el salario se imputa al valor del salario único. Para los casos en los cuales el salario es superior desde el año 2022 el monto se congela para los años siguientes.
6. Salario Único 3: Los valores para este escenario corresponden a una combinación con el escenario E3 descrito anteriormente ya que mantiene la misma dinámica poblacional y **los salarios crecen por aumentos en un monto constante en la base a partir del año 2030 y por anualidades 9635 a partir del año 2023** siempre y cuando no superen el monto del salario único establecido de acuerdo a la categoría profesional; es decir, el salario único establece una cota superior al crecimiento de los salarios. Cuando se iguala o supera esta cota el salario se imputa al valor del salario único. Para los casos en los cuales el salario es superior desde el año 2022 el monto se congela para los años siguientes.

En el cuadro 1 a continuación se resumen las condiciones de cada uno de los esquemas anteriores.

**Cuadro 12: Resumen de Escenarios Simulados**

Supuestos	Escenarios					
	E1	E2	E3	Salario Único 1	Salario Único 2	Salario Único 3
Anualidades 9635 a partir de 2023	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Aumentos en un monto constante en la base		✓			✓	
Aumentos en la base a partir de 2030			✓			✓
Cota superior al crecimiento de los salarios				✓	✓	✓
Incorpora escenario E1				✓		
Incorpora escenario E2					✓	
Incorpora escenario E3						✓

Fuente: Elaboración propia

Es importante aclarar que todos los escenarios simulados son cerrados, es decir, no suponen la incorporación de ingresos de funcionarios ya que de esta forma se pueden observar mejor los efectos del desgaste de las cohortes de funcionarios.

## Capítulo III

### V. Resultados

#### A. Análisis Descriptivo de los datos iniciales

La población total cuyo desgaste se simula consta de 33 626 funcionarios de ministerios a diciembre de 2021. Esta población se clasificó en 185 grupos según sexo, edad y categoría profesional. Cada uno de estos grupos se desgastó a través de la simulación de la duración de los mismos. A continuación, se presenta un análisis descriptivo de los datos iniciales, es decir los datos que son el inventario inicial de la simulación.

**Cuadro 13: Distribución por Sexo y Categoría Profesional**

Variable	Categorías	Grupos	% Grupos	Individuos	% Individuos
Sexo	Mujer	91	49,2	10 848	32,3
	Hombre	94	50,8	22 778	67,7
Profesional	No	94	50,8	25 643	76,3
	Si	91	49,2	7 983	23,7
Total		185	100,0	33 626	100,0

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del sistema INTEGRÁ, 2021.

Al agrupar la población de los ministerios de gobierno a diciembre de 2021 por sexo, categoría profesional y edad inicial se forman 185 grupos, de los cuales la proporción de grupos de hombres fue ligeramente mayor a los de mujeres y la proporción del conjunto de no profesionales también fue levemente más alta que la de los profesionales.

Sin embargo, a nivel de individuos el comportamiento es diferente ya que un poco más de dos tercios de la población de los individuos estuvo compuesta por hombres y un poco menos de la cuarta parte de dichas instituciones fueron profesionales.

**Cuadro 14: Distribución Conjunta por Sexo y Categoría Profesional**

<b>Sexo</b>	<b>Categoría Profesional</b>	<b>Grupos</b>	<b>% Grupos</b>	<b>Individuos</b>	<b>% Individuos</b>
<b>Hombre</b>	<b>Profesional</b>	47	25,4	3 593	10,7
<b>Hombre</b>	<b>No Profesional</b>	47	25,4	19 185	57,1
<b>Mujer</b>	<b>Profesional</b>	47	25,4	4 390	13,1
<b>Mujer</b>	<b>No Profesional</b>	44	23,8	6 458	19,2
<b>Total</b>		185	100,0	33 626	100,0

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del sistema INTEGRA, 2021.

También como se observa en el cuadro 14, al tomar en cuenta de forma conjunta la distribución de los grupos por sexo y categoría profesional, la distribución fue similar, siendo un poco más del 25% para cada uno de los conjuntos, a excepción del compuesto por mujeres no profesionales, el cual fue levemente menor. A nivel de individuos, el grupo más numeroso fue el de hombres no profesionales, acumulando más de la mitad del total, el segundo más importante en cuanto a cantidad de individuos fue el de las mujeres no profesionales. Los grupos menos importantes en cuanto a la cantidad de individuos fueron el de mujeres profesionales y por último el de hombres profesionales.

## **B. Modelo de Generación de datos**

Los datos se generaron a partir de una distribución exponencial de acuerdo a las variables de interés, mediante un modelo paramétrico acelerado de falla exponencial generado en una investigación previa con datos de 2016, mediante el cual se modeló el retiro de funcionarios en ministerios de gobierno. Los parámetros de este modelo se muestran a continuación:

**Cuadro 15: Modelo Exponencial**

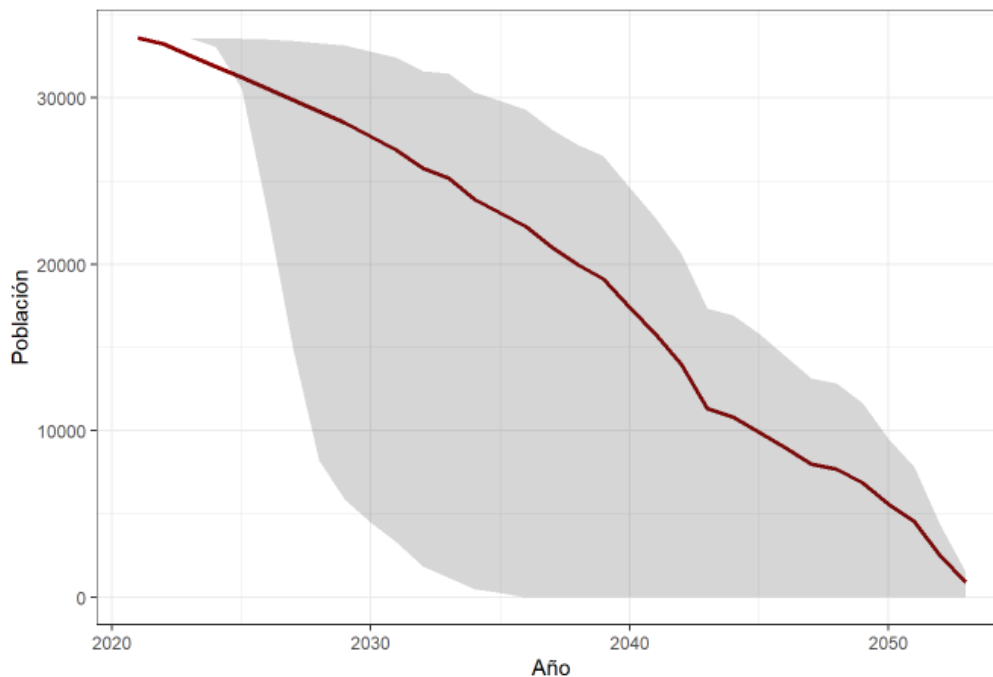
<b>Variable</b>	<b>Coficiente</b>	<b>Error Estándar</b>
<b>Intercepto</b>	4,40	0,04
<b>Sexo</b>	0,29	0,02
<b>Profesional</b>	0,76	0,02
<b>Edad Inicial</b>	-0,03	0,00

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del sistema INTEGRA, 2016.

## C. Desgaste de Población

A continuación, en el gráfico 15 se muestra un intervalo del 80% para la media de la cantidad de funcionarios proyectada mediante la simulación.

**Gráfico 15: Intervalo del 80% para el desgaste medio poblacional**



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del sistema INTEGRA, 2021.

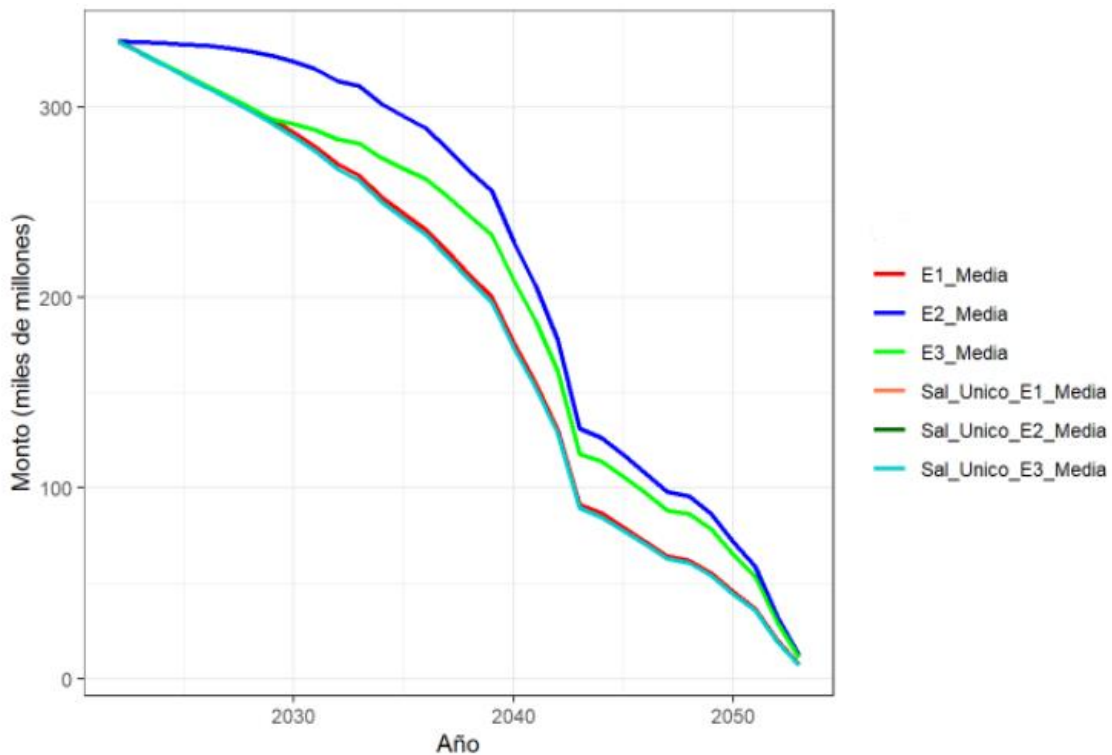
Se puede observar que el desgaste es prácticamente lineal hasta alrededor del año 2040, en el que se produce un cambio de pendiente. Alrededor del año 2041 la cohorte de funcionarios se reduce a la mitad (19 años después). En el año 2043 se vuelve a producir otro cambio de pendiente más pronunciado evidenciando que a partir de estos puntos el desgaste de las cohortes de funcionarios se acelera. Estos cambios de pendiente se producen debido a que se acelera el retiro de funcionarios principalmente por pensión.

Además, el ancho del intervalo demuestra que la incertidumbre de la proyección es bastante grande y el mismo no es simétrico.

## D. Comparación de Escenarios Salariales

En el gráfico 16 a continuación se muestra el desgaste medio de acuerdo a los escenarios salariales planteados.

**Gráfico 16: Desgaste medio Financiero**



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del sistema INTEGRA, 2021.

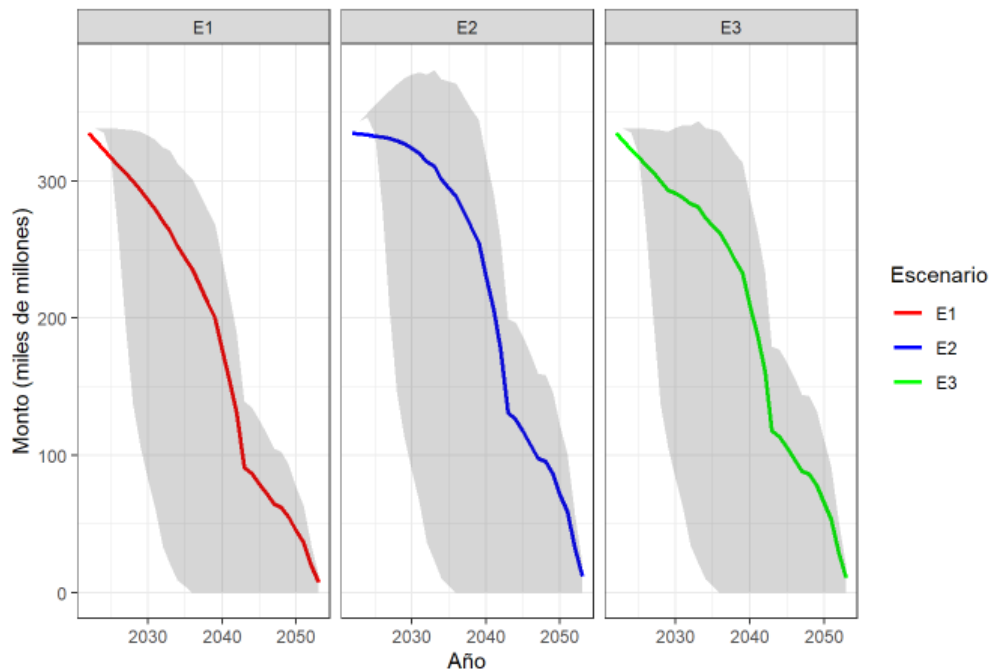
En este gráfico es posible observar que el escenario salarial que decrece más lentamente es el E2 (aumentos constantes en la base y anualidades a partir del 2023), seguido por el E3 (aumentos constantes en la base a partir del 2030 y anualidades a partir del 2023), luego el E1 (aumentos por anualidades a partir del 2023) y finalmente los escenarios que combinan salario único en el mismo orden de importancia, es decir, decrece menos el escenario de salario único E2, seguido por el escenario de salario único E3 y por último el escenario de salario único E1, siendo entonces este el escenario que produce mayor ahorro, aunque la diferencia entre los tres escenarios de salario único es muy baja puesto que prácticamente se superponen entre sí junto con el escenario E1.

También es posible determinar que los escenarios de salario único no representan tanto ahorro si se comparan con el escenario de crecimiento por solamente anualidad (E1), puesto que sus niveles medios prácticamente se sobreponen. Esto evidencia la importancia de la contención del gasto con medidas como la nominalización de la anualidad.

Otro punto importante que evidencia el gráfico anterior es el efecto en el gasto en salarios que tienen los aumentos en la base puesto que escenarios tales como el E2 y el E3 tienen esta característica, produciendo de esta forma que sean los de decrecimiento más lento. Sobre todo, es posible apreciarlo en el E3 ya que este crece en la base a partir del 2030, por lo que se observa a partir de ese año un cambio importante de pendiente.

En el gráfico 17 a continuación se muestran intervalos al 80% para el desgaste medio en cada uno de los escenarios de salario base más pluses.

**Gráfico 17: Intervalos del 80% para Escenarios de Salario Base más Pluses**



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del sistema INTEGRAL, 2021.

Mediante este gráfico es posible observar que tal y como se mostró anteriormente, los cambios de pendiente del gasto en salarios se ven influenciados en gran medida por el desgaste poblacional y por los aumentos en la base. En cuanto al intervalo del 80% se observa que, aunque en los tres escenarios el límite inferior es muy parecido, son más anchos los intervalos de los escenarios que tienen crecimiento en la base como lo son el E2 y el E3, evidenciando de esta forma que para estos escenarios la incertidumbre es mayor, lo que, unido al comportamiento medio de los mismos, evidencia que son los escenarios de los cuales se esperaría mayores gastos. No sucede lo mismo para el escenario E1, esto por tener aumentos solamente de anualidad en montos constantes, por lo que la evidencia señala que de los tres escenarios de salario base más pluses, sea este el que produce mayores ahorros esperados. Esto último evidencia la efectividad de las medidas de Ley 9635 en cuanto a las medidas de contención del gasto tales como el pago de la anualidad en montos nominales.

Para el caso de los escenarios de salario único, su comportamiento es muy similar entre sí tanto a nivel medio como en el intervalo, esto se muestra en el gráfico 18 a continuación:

**Gráfico 18: Intervalos del 80% para Escenarios de Salario Único**



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del sistema INTEGRRA, 2021.

Estos escenarios siguen la lógica de los escenarios de salario base más pluses, (hay que recordar que son una combinación de esquemas de salario base más pluses con salario único), por lo que los escenarios que presentan mayores gastos son el salario único E2 y el E3 respectivamente, siendo el E1 por ende el que presenta mayores ahorros. Además, aproximadamente en el año 2041 el monto devengado en colones corrientes por cada uno de estos esquemas salariales se reduce a la mitad, esto debido a que como se mencionó anteriormente la población se reduce a la mitad en este año.

A continuación, se muestra un resumen de los montos erogados para cada uno de los esquemas simulados y la diferencia con el escenario más alto.

**Cuadro 16: Monto Erogado en los esquemas simulados y comparación con Escenario 2**

Escenario	Monto Erogado en Billones	Diferencia con E2 en Billones	Tasa Variación	% del PIB 2021
E2	7,16	-	-	-
E3	6,59	0,57	-7,92	1,42
E1	6,06	1,10	-15,30	2,74
Salario Único E2	6,01	1,15	-16,09	2,88
Salario Único E3	6,01	1,15	-16,10	2,88
Salario Único E1	6,01	1,15	-16,10	2,88

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del sistema INTEGRA, 2021 y Banco Central de Costa Rica.

Los datos del cuadro anterior muestran que los escenarios que generarían mayores ahorros serían los de salario único, siendo estos muy parecidos en los montos ahorrados, sin embargo, el ahorro es similar al obtenido con el escenario E1 (aumentos en la base a partir del 2023) y es menor el ahorro al compararlo con el escenario E3 (aumentos en la base a partir de 2030). Es importante señalar que si se compara con el PIB de 2021 de acuerdo a los datos del Banco Central (2021), los ahorros generados al implementar esquemas de salario único ascienden a 2,88% de dicho valor.

### E. Análisis de duración de grupos (cohortes)

La duración media de los grupos por sexo y categoría profesional se muestra en el cuadro 17 a continuación.

**Cuadro 17: Duración Media por Sexo y Categoría Profesional**

Variable	Categorías	Duración Media
Sexo	Mujer	12,7
	Hombre	12,7
Profesional	No	13,3
	Si	12,1
Total		12,7

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del sistema INTEGRA, 2021.

A nivel general se observa que la duración media de los grupos es de 12,7 años. También esta duración en promedio es la misma para los grupos de hombres y mujeres. En cuanto a categoría profesional los grupos en promedio más longevos son los de no profesionales y los menos longevos son los de profesionales.

**Cuadro 18: Duración Media Conjunta por Sexo y Categoría Profesional**

<b>Sexo</b>	<b>Categoría Profesional</b>	<b>Duración Media</b>
<b>Hombre</b>	<b>Profesional</b>	12,1
<b>Hombre</b>	<b>No Profesional</b>	13,3
<b>Mujer</b>	<b>Profesional</b>	12,1
<b>Mujer</b>	<b>No Profesional</b>	13,4

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del sistema INTEGRA, 2021.

Al analizar en forma conjunta la duración de los grupos por las variables sexo y categoría profesional se encontró que, en promedio los grupos más longevos son aquellos conformados por mujeres no profesionales, seguidos por los hombres no profesionales, por otro lado, la duración promedio de hombres y mujeres profesionales es igual.

En un análisis más específico, tomando en cuenta la edad inicial, los 5 grupos más longevos fueron de no profesionales, en su mayoría mujeres y con edades entre los 20 y 22 años. En específico el grupo más longevo corresponde al de los hombres profesionales cuya edad inicial fue 20 años, este grupo tuvo una duración esperada de 32 años. Posteriormente destacan tres grupos de mujeres no profesionales con edades iniciales de 20, 21 y 22 años, los que presentaron una duración esperada de 31 años. Destaca también un grupo de hombres no profesionales con edad inicial de 21 años.

Es importante destacar que los grupos cuya edad fue mayor a la edad de pensión (63 años para las mujeres y 65 años para los hombres), se extinguieron; sin embargo, también se extinguieron 8 grupos. Estos grupos están conformados por mujeres no profesionales con edades entre 61 y 62 años, mujeres profesionales

con edades de 59 y 62 años, hombres no profesionales con edades de 61 y 64 años y hombres profesionales con edades de 63 y 64 años.

Además, destaca en corta duración esperada las mujeres no profesionales con 59 años de edad, así como las profesionales con 61 años de edad con solamente un año de duración media esperada y con esta misma duración un grupo de hombres no profesionales con 63 años.

Ya que entre los grupos de mayor duración que se expusieron previamente no se encontraban los profesionales, se tratan estos grupos en este apartado. El grupo profesional de mayor duración (22 años) estuvo compuesto por hombres de 29 años de edad inicial, seguido por 5 grupos de mujeres, 4 de los cuales tenían edades iniciales entre los 24 y 27 años y uno con edad inicial de 29 años.

## Capítulo IV

### VI. Conclusiones

Este estudio se enfocó en la determinación del efecto a corto y mediano plazo sobre el gasto en salarios de la implementación de un modelo de salario único en los Ministerios de Gobierno. Para el logro de este objetivo se realizó una predicción del gasto en salarios basado en proyecciones demográficas de la cantidad de funcionarios, estos fueron agrupados en cohortes de acuerdo a las variables sexo, categoría profesional y edad de inicio de labores, en un escenario cerrado (sin tomar en cuenta el ingreso de nuevos funcionarios) y también de acuerdo a varios escenarios que reflejan las condiciones que podrían presentarse en cuanto al pago de dichos salarios. Para la realización de estas proyecciones se simuló tiempos de sobrevivencia exponencial ya que investigaciones previas como es el caso del estudio de Lagarde & Cairns (2012), utilizando análisis de cohortes encontraron que la probabilidad de mantenerse laborando es una función exponencial del tiempo. Los resultados de la proyección financiera de gasto en salarios corresponden a los salarios asociados a la cantidad de funcionarios obtenida de acuerdo a la proyección de la cantidad de funcionarios ya que los gastos de la planilla están directamente relacionados con la probabilidad de permanencia en el trabajo tal como lo señalan los autores Disney y Whitehouse (1996).

A nivel general los resultados muestran que los escenarios de salario base más pluses devengan mayores gastos a nivel medio que aquellos correspondientes al salario único. Esto es mucho más acentuado para los casos en los cuales el crecimiento de los mismos se da por aumentos en la base, sobre todo para el caso en el cual el salario aumenta en la base desde el año 2023 y produce un cambio importante en la pendiente para el caso en el que aumenta a partir del 2030. Estos resultados son consistentes con los problemas del esquema de salario base más pluses señalado por Díaz (2022), puesto que con este esquema

al aumentar la base todos los demás pluses aumentan y las cargas sociales asociadas también y otros componentes tales como aguinaldos, cesantías, vacaciones, etc., lo cual a su vez atenta contra el principio de sostenibilidad fiscal señalado por los autores Schiavo-Campo, de Tommaso, & Mukherjee (1997).

También a nivel medio es posible observar que los escenarios de salario único son muy parecidos entre sí, y tienen un comportamiento similar al escenario de salario único con el que se combinan. De esta forma, el escenario que genera mayores ahorros es el salario único 1 en el cual los salarios que pueden crecer lo hacen solamente en montos fijos de anualidad, seguido por los casos en los cuales los salarios que crecen en la base como lo son el E2 y E3 respectivamente. Esto podría evidenciar que la nominalización de las anualidades mediante la Ley N,° 9635, tuvo en efecto importante en relación la contención del gasto, al reducir el crecimiento de este gasto.

Entre los hallazgos más interesantes destaca la dinámica del gasto en salarios del modelo de salario base más pluses con crecimientos por anualidades únicamente, puesto que los gastos asociados son muy similares a los de los esquemas de salario único. Esto podría ser tomado en cuenta en la definición de esquemas para los tomadores de decisiones. Dado que, según lo indicó Díaz (2022), los esquemas de salarios únicos conllevan riesgos como el deterioro en la calidad de vida del trabajador y la desvinculación del talento humano.

En cuanto a la incertidumbre de los escenarios generados, esta se cuantificó mediante los intervalos similar a lo descrito por Morris et.al (2019) para todos los escenarios, estos intervalos mostraron ser bastante anchos, evidenciando de esta forma la gran incertidumbre de este tipo de estimación, lo que es acorde con lo descrito por Disney y Whitehouse (1996). Sin embargo, son menos anchos para los escenarios de salario único y los más anchos corresponden a los escenarios de salario base más pluses en los cuales la base crece.

Además, la duración promedio fue más alta para los grupos de no profesionales, sobre todo para las mujeres cuya edad de ingreso fue más baja. Esto no es consistente con lo expuesto por Sandakelum Somarathna (2020), indicando que la fuerza laboral femenina, presenta una tasa de rotación más alta debido a labores de cuidado, maternidad y matrimonio entre otras.

A nivel general fue posible determinar que el componente demográfico influye de forma muy importante en las estimaciones del gasto en salarios puesto que el gasto del recurso humano está muy ligado a su permanencia en el trabajo. Además, se espera que los ahorros más grandes se den una vez que se retiren los funcionarios que componen cada una de las cohortes de funcionarios con esquemas salariales de salario base más pluses. Todo esto a pesar de la incertidumbre generada por este tipo de estimaciones.

Se espera que este estudio sirva como base sobre todo para la planificación financiera del recurso humano y las políticas de contratación del mismo.

## Bibliografía

Adición de un Transitorio Único a la Ley 2166, N°9908 (Presidencia de la República 21 de Octubre de 2020).

Angulo, J. E. (2015). Incentivos al docente y su vinculación con el desempeño educativo. Programa Estado de la Nación.

Banco Central de Costa Rica. (2021). Producto Interno Bruto, Gasto de Consumo Final, Formación Bruta de Capital, Exportaciones e Importaciones. Obtenido de <https://gee.bccr.fi.cr/indicadoreseconomicos/Cuadros/frmVerCatCuadro.aspx?idoma=1&CodCuadro=%205782>

Bijak, J., Courgeau, D., Silverman, R., Silverman, F., & Eric, S. (2018). Modelling in Demography: From Statistics to Simulations. En E. Silverman, Methodological Investigations in Agent-Based Modelling, Methodos Series: Methodological Prospects in the Social Sciences 13 (págs. 239-261). Cham: Springer.

Bowles, S. (1998). Endogenous Preferences: The Cultural Consequences of Markets and Other Economic Institutions. Journal of Economic Literature, 75-111.

Caja Costarricense del Seguro Social. (11 de Enero de 2022). Aprobación de Reforma Reglamentaria. La Gaceta, pág. 34.

Clasificador por Objeto del Gasto del Sector Público, Decreto N°41057-H.

Contraloría General de la República. (2007). Estudio Salarial de la Contraloría General de la República. San José.

Contraloría General de la República. (2018). Informe acerca de los esquemas remunerativos del Sector Público. San José.

Contraloría General de la República. (2018). Informe de Evolución Fiscal y Presupuestaria del Sector Público al Primer semestre 2019. Remuneraciones del Sector Público. Obtenido de <https://sites.google.com/cgr.go.cr/evol-fisc-19/ejecuci%C3%B3n-presupuestaria-del-sector-p%C3%ABlico-primers-19/remuneraciones?authuser=0>

Contraloría General de la República. (2018). Informe Técnico del Proyecto de Ley del Presupuesto de la República 2019. Remuneraciones. San José.

Contraloría General de la República. (2018). Retos para la Modernización del Esquema Remunerativo en los Ministerios de Gobierno. San José.

Contraloría General de la República. (30 de Setiembre de 2020). MonitoreoCGR-IT2021N°19. Obtenido de Asignación del gasto en remuneraciones en el Proyecto de Ley de Presupuesto de la República 2021: <https://sites.google.com/cgr.go.cr/monitoreocgr/2021/it2021/it-egresos/monitoreo-it19?authuser=0>

Díaz García, G. (2022). El Modelo de Salario Único en la Administración Pública Costarricense. Obtenido de <http://www.cdg.una.ac.cr/index.php/es/noticias-y-eventos/101-el-modelo-de-salario-unico-en-la-administracion-publica-costarricense-desde-la-perspectiva-de-la-gestion-del-talento-humano#:~:text=El%20concepto%20de%20salario%20%C3%BAnico,existan%20otros%20plu>

Disney, R., & Whitehouse, E. (1996). What are Occupational Pension Plan Entitlements Worth in Britain. *Económica*, 213-238.

Dunstan, K., & Ball, C. (2016). Demographic Projections: User and Producer Experiences of Adopting a Stochastic Approach. *Journal of Official Statistics*, 947-961.

Fijación de salarios mínimos para el sector público (Aumento salarial II semestre 2018 y I semestre del 2019 sector público), N° 41167-MTSS-H (Presidencia de la República 1 de Junio de 2018).

Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2013). Estimaciones y Proyecciones de Población por Sexo y Edad. San José.

Ishak, K. J., Kreif, N., Benedict, A., & Muszbek, N. (2013). Overview of Parametric Survival Analysis for Health-Economic Applications. *PharmacoEconomics*, 663-675.

Klein, J. P., & Moeschberger, M. L. (2003). *Survival Analysis: Techniques for Censored and Truncated Data*. New York: Springer.

Kleinbaum, D. G., & Klein, M. (2012). *Survival Analysis*. New York: Springer.

Lagarde, M., & Cairns, J. (2012). Modelling human resources policies with Markov models: an illustration with the South African nursing labour market. *Health Care Manag Sci*, 270-282.

Ley de Presupuesto Ordinario y Extraordinario de la República para el Ejercicio Económico del 2021, N°9926 (Presidencia de la República 1 de Diciembre de 2020).

Ley de Salarios de la Administración Pública, N°2166 (Presidencia de la República 9 de Octubre de 1957).

Ley Marco de Empleo Público, N° 10159 (Presidencia de la República 8 de Marzo de 2022).

Ministerio de Hacienda. (2022). *Marco Fiscal de Mediano Plazo 2022-2027*. San José.

Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE). (2018). *Estudios Económicos de la OCDE: Costa Rica 2018*.

Programa Estado de la Nación. (2015). *Incentivos al docente y su vinculación con el desempeño educativo*. San José: Programa Estado de la Nación.

Reglamento del Título III de la Ley Fortalecimiento de las Finanzas Públicas, Ley N° 9635 referente al Empleo Público, N° 41564-MIDEPLAN-H (Presidencia de la República 11 de Febrero de 2019).

Sandakelum Somarathna, K. U. (2020). *An agent-based approach for modeling and simulation of Human Resource Management as a complex system: Management strategy evaluation*. *Simulation Modelling Practice and Theory*.

Schiavo-Campo, S., de Tommaso, G., & Mukherjee, A. (1997). *Government Employment and Pay in Global Perspective: A Selective Synthesis of International Facts, Policies and Experience*. World Bank.

Viquez, J. J., Viquez, J. A., Campos, A., Loría, J., & Mendoza, L. A. (2018). Modelación de poblaciones vía cadenas de Markov Tridimensionales. *Revista de Matemática: Teoría y Aplicaciones*, 185-214.