

DURACIÓN DEL EMPLEO: EVIDENCIA PARA CHILE

Encuesta de Protección Social 2002

Profesor Guía: Sr. David Bravo Urrutia

Alumna: Carla Banfi Letelier*

9 de marzo de 2006

Santiago, Chile

*SEMINARIO PARA OPTAR AL TÍTULO DE INGENIERO COMERCIAL, MENCIÓN ECONOMÍA

DURACIÓN DEL EMPLEO: EVIDENCIA PARA CHILE

Encuesta de Protección Social 2002¹

Profesor Guía: Sr. David Bravo Urrutia
Alumna: Carla Banfi Letelier

Resumen

Este trabajo presenta evidencia acerca de los factores que determinan la duración del empleo en Chile. Con datos de los afiliados al Sistema de Previsión Social incluidos en la Encuesta de Protección Social 2002 se estiman distintas especificaciones de modelos paramétricos del riesgo base para los modelos de riesgos proporcionales y del término de error de las especificaciones de tiempo acelerado, así como también se estima el modelo semiparamétrico de riesgos proporcionales de Cox . Además se estiman dichos modelos incorporando factores heterogéneos no observados, como por ejemplo en este caso, el número de hijos o la habilidad, rechazándose la hipótesis de que la omisión de variables no observadas impliquen sesgos en las estimaciones de los modelos que no incorporan dicho factor heterogéneo. Por otro lado, a pesar de que requiere algo de un mayor esfuerzo computacional, el modelo semiparamétrico de Cox es preferido por sobre los otros al no imponer estructura alguna del riesgo base, reflejando de mejor forma los datos de la muestra. La evidencia señala que la función de riesgo presenta dependencia positiva durante los inicios de los años de empleo, para luego disminuir en grado, para finalmente adquirir dependencia negativa, por lo que personas que llevan alrededor de 200 meses trabajando tienen menor riesgo de perder sus empleos.

¹Esta investigación utilizó información de la Primera Encuesta de Protección Social, denominada Historias Laborales y Seguridad Social 2002. El autor agradece a la Subsecretaría de Previsión Social de Chile haberle permitido disponer de la base de datos. Todos los resultados del estudio son de responsabilidad del autor y en nada comprometen a dicha Subsecretaría. Se agradece además los comentarios y cooperación de Cristián Ferrada en el análisis de los modelos de duración, así como también los comentarios de José Miguel Benavente para la elaboración de esta tesis.

Índice

1. Introducción	3
2. Aspectos Conceptuales	6
3. Modelos Econométricos	10
4. Datos y Estrategia Empírica	17
5. Resultados	19
5.1. Impacto de factores explicativos sin considerar heterogeneidad no observada . .	20
5.2. Impacto de factores explicativos considerando heterogeneidad no observada . .	27
5.2.1. Incorporando heterogeneidad no observada, Distribución Gamma	27
5.2.2. Incorporando heterogeneidad no observada, Distribución Gaussiana Inversa	31
5.3. Cuadro Resumen	34
6. Conclusiones	35
7. ANEXOS	41

Índice de cuadros

1. Especificaciones de la función de riesgo y la función de sobrevivencia	13
2. Estadística descriptiva	19
3. Variables	21
4. Resultados del modelo PH (Proportional Hazard)	22
5. Resultados del modelo AFT (Accelerated Failure-time)	25
6. Resultados del modelo PH, tomando en cuenta heterogeneidad no observada, Distribución Gamma	29
7. Resultados del modelo AFT tomando en cuenta heterogeneidad no observada, Distribución Gamma	30
8. Resultados del modelo PH, tomando en cuenta heterogeneidad no observada, Distribución Gaussiana Inversa	32
9. Resultados del modelo AFT, tomando en cuenta heterogeneidad no observada, Distribución Gaussiana Inversa	33
10. Resultados del modelo PH, Función de Riesgo	44
11. Resultados del modelo PH incorporando heterogeneidad, Función de Riesgo, Distribución Gamma	45
12. Resultados del modelo PH incorporando heterogeneidad, Función de Riesgo, Distribución Gaussiana Inversa	46

Índice de figuras

1. Modelo Weibull	13
2. Modelo Gamma	13
3. Modelos Log-Logístico y Log-Normal	14
4. Modelo Exponencial	14

5.	Distribución Empírica	20
6.	Distribución Weibull	24
7.	Distribución Log-Logística	41
8.	Distribución Log-Normal	41
9.	Modelo de Cox	42
10.	Distribución Exponencial	42
11.	Distribución Gamma	43

1. Introducción

El Sistema de Seguridad Social Chileno ha sido foco de estudio por parte de innumerables autores. La inquietud emerge de la observación de las magras condiciones en las que se encuentran un número no menor de pensionados que no tienen la posibilidad de acceder a la pensión mínima. Por otra parte, los recursos estatales no son suficientes para financiar pensiones asistenciales que vayan dirigidas a este segmento de la población. Como comentan en su trabajo, Arenas et al. (2004) la mayoría de los estudios orientados a estudiar el desempeño del Sistema Previsional Chileno son estudios a nivel macro, los que carecen de un análisis acerca de la heterogeneidad individual entre los agentes afectados por el sistema. En dicho estudio analizan la cobertura y densidad de cotizaciones en el sistema previsional. La densidad de cotizaciones se define como la razón entre el número de meses cotizados (c_i) al número de meses de vida laboral (m_i), esta razón puede expresarse como el producto entre el número de cotizaciones como porcentaje del número de meses trabajados (l_i) por el número de meses trabajados como porcentaje de los meses de vida laboral, $d_i = \frac{c_i}{m_i} = \frac{c_i}{l_i} \frac{l_i}{m_i}$. En Chile la densidad de cotizaciones promedio tiene un valor del 52%. Esta cifra tan baja se debe al segundo término de la expresión anterior, ya que el primero tiene un valor que se encuentra cerca del 80%. Por lo tanto el problema radica en el exiguo porcentaje de la vida laboral en el cual los individuos se encuentran en un empleo. Por lo cual enfatizan que no se puede responsabilizar sólo al Sistema de Seguridad Social. El mercado laboral y los aspectos institucionales de éste juegan un importante rol en la determinación de la cobertura y de la densidad de contribuciones al Sistema de Seguridad Social, en cuanto a los incentivos que ofrece el sistema sobre todo para los que se encuentran en la cola inferior de la distribución de ingresos. Es por esto que la evaluación del sistema completo debe hacerse desde una perspectiva de un marco de política integral que mejore la cobertura y que evite los efectos negativos sobre los montos de los beneficios de la seguridad social.

El tema no dejó de estar presente durante las campañas presidenciales de la última elección, donde había un amplio consenso de que el sistema de previsión social debe ser sometido a una reforma profunda que permita a los individuos de la tercera edad gozar de un mejor bienestar.

Los montos acumulados por un trabajador pueden verse afectados desde dos perspectivas. La primera se refiere a la operación de las Administradoras de los Fondos de Pensiones (AFP). Los montos acumulados por cada individuo son invertidos por las AFP en distintos fondos, lo que se acumule al final de la vida laboral dependerá en parte a las rentabilidades de los fondos en los que se ha invertido los montos acumulados por cada trabajador. En segundo lugar, y con respecto a lo que compete este trabajo, se encuentran las decisiones de los individuos que afectan a la oferta laboral. En este sentido, los fondos acumulados por cada trabajador dependen de dos aspectos fundamentales. Uno es el salario, del cual se extrae un monto fijo del 10% que va dirigido a uno de los 5 fondos administrados por las AFP. El segundo aspecto se refiere a la cantidad de tiempo que un trabajador le dedica al mercado laboral. A medida que una persona acumula experiencia dentro de un mismo empleo, ésta adquiere conocimientos que son específicos a la firma donde trabaja, por lo que, la probabilidad de ser despedida es menor. Por otro lado, hay un premio o retorno relacionado a este capital que se traduce en mayores ganancias para las firmas y los trabajadores quienes ven aumentado su salario a medida que se incrementa la antigüedad dentro del empleo. Es así que un individuo puede ver incrementados sus fondos acumulados a través de un mayor número de cotizaciones (mayor duración del empleo) y a través del premio a la antigüedad, lo que se traduce en mayores salarios. Otra posible explicación del hecho que la probabilidad de separación entre trabajador y empleador sea menor mientras mayor sea el tiempo que el primero lleve en el empleo, es que la calidad del trabajador es una variable que es desconocida para el empleador *ex ante* y que se va haciendo conocida en la medida que el trabajador va acumulando experiencia, por lo que los trabajadores que se revela que son buenos en cierto empleo reducen su probabilidad de ser despedidos, por ende tienden a permanecer más tiempo y como incentivo reciben mayores salarios para evitar la renuncia por parte del trabajador.

Este trabajo aborda lo que se refiere a la duración del empleo, por lo que se estudia lo relacionado al perfil duración/riesgo, siendo el riesgo la probabilidad de que un trabajador abandone su empleo ya sea porque renuncia o porque es despedido. Dentro de este marco conceptual, la estrategia empírica consiste en la utilización de los llamados modelos de duración, los cuales permiten el análisis de los determinantes de la duración de cierto evento, en este caso el empleo.

Los datos utilizados provienen de la Encuesta de Protección Social 2002 (EPS), cuyos encuestados son una muestra representativa de los afiliados del Sistema de Pensiones. Esta muestra cuenta con un total de 17246 individuos entre 15 y 99 años, a los cuales se les consultó acerca de su historia laboral completa a partir de la fecha de inicio de operación del nuevo Sistema de Previsión Social. Por ende, se cuenta con un panel con algo más de 20 años de duración². Dada la muestra, se estiman distintas especificaciones de modelos paramétricos del riesgo base para los modelos de riesgos proporcionales y del término de error de las especificaciones de tiempo de fallo acelerado, así como también se estima el modelo semiparámetro de riesgos proporcionales de Cox. La idea es realizar un análisis exhaustivo de las posibles diferencias que se generan a partir de la utilización de distintas funciones de distribución para el riesgo base, además del análisis de los determinantes de la duración del empleo.

La evidencia que arrojan los resultados para la estimación de la distribución empírica señala que la función de riesgo presenta dependencia positiva hasta cerca del mes 220 de empleo, para luego manifestar que el riesgo de perder el empleo tiene una relación inversa con respecto a los años de experiencia con un mismo empleador. En cuanto a la estimación de los distintos modelos, los resultados indican que para aquellos de riesgos proporcionales, no se presentan grandes diferencias en cuanto al valor y significancia de los parámetros estimados, pero sí para la estimación de la mediana de la duración del empleo. Mientras que para la distribución Weibull la mediana posee un valor de 197 meses, para la distribución Exponencial indica que el valor es de 212 meses. En el caso de los modelos de fallo acelerado tampoco se presentan grandes diferencias, excepto para el modelo Gamma, el que además indica una estimación de la mediana bastante menor que a la del resto de los modelos. Por otra parte, se estiman también dichos modelos incorporando factores heterogéneos no observados, como por ejemplo el número de hijos o la habilidad, rechazándose la hipótesis de que la omisión de variables no observadas impliquen sesgos en las estimaciones de los modelos que no incorporan dicho factor heterogéneo. Condicional a las tasa de muerte, factores como la edad, los años de educación y ser del sexo

²En noviembre de 1980 se publicó el D.L. N° 3.500 que reformó el Sistema Previsional vigente en el país, estableciendo un nuevo sistema de pensiones de Vejez, Invalidez y Sobrevivencia derivado de la capitalización individual. El sistema comenzó sus operaciones en abril del año 1981. Sin embargo, la EPS cuenta con datos desde enero de 1980.

masculino afectan negativamente a la tasa de riesgo, por lo tanto, individuos con estas características permanecen por periodos más prolongados en un empleo. Esta relación también se da para aquellos individuos que pertenecen a alguna de las instituciones de previsión, excepto para aquellos que pertenecen al INP³. Por otra parte, factores como el haber hecho el servicio militar o poseer alguna discapacidad física que afecte el desempeño laboral tienen un impacto negativo sobre los tiempos de sobrevivencia, por ende, tienen mayores tasas de riesgo.

Este documento consta de 7 secciones. En la Sección 1 se presentó la Introducción. La Sección 2 incorpora los Aspectos Conceptuales que están detrás de la duración del empleo, donde se detallan algunas de las características acerca de las teorías que explican el por qué algunos individuos duran más en un empleo que otros. La Sección 3 resume los modelos econométricos que especifican la distribución a utilizar para la función de riesgo base. En la Sección 4 se describe los Datos y Estrategia Empírica a utilizar. La Sección 5 presenta los resultados de los distintos modelos econométricos, para finalmente exponer las Conclusiones en la Sección 6. Los Anexos se encuentran en la Sección 7 del presente artículo.

2. Aspectos Conceptuales

El debate público suscitado durante el último tiempo ha recaído sobre dos aspectos clave del mercado laboral. Estos aspectos son los salarios y el tiempo que una persona puede permanecer en un determinado trabajo, es decir, la estabilidad del empleo. Una mayor parte de los trabajos realizados dentro del área se ha enfocado a estudiar los salarios propiamente tal, cuáles son los factores que lo determinan y la corrección de los problemas que generan el sesgo de los parámetros de interés así como también los cambios en la distribución de los salarios. Dentro de este enfoque se encuentran los trabajos de Ruiz-Tagle (1998) y Bravo and Marinovic (1998). El énfasis no se ha concentrado en demasía en las consecuencias de la duración del empleo, por lo menos en el ámbito nacional, lo que no es muy positivo desde la perspectiva de las mejoras institucionales y de regulación que lleven a una mayor incidencia de empleos de duración más prolongada. Menores niveles de protección al trabajador y la falta de restricció-

³El INP es el sistema antiguo de previsión social y pertenecen a él aquellos individuos que no se cambiaron al sistema actual.

nes institucionales en la contratación y despido pueden tener graves consecuencias que pueden contribuir a mayores tasas de desempleo y a mayor movilidad del trabajo⁴.

El por qué es importante estudiar la duración del empleo recae sobre dos características fundamentales. La primera es avalada por una gran variedad de estudios lo que consiste en que existe un retorno asociado a permanecer durante un tiempo prolongado en el mismo empleo. Incluso para los desempleados, la duración del empleo anterior podría ser importante. Dentro de este contexto hay quienes aseguran que una de las consecuencias importantes de la pérdida permanente de un empleo es la potencial reducción del valor de la antigüedad del empleo anterior, Kletzer (1989). En su trabajo el autor examina el rol de la antigüedad del trabajo anterior sobre la determinación de las ganancias después de la pérdida permanente de un empleo. Identifica dos componentes, uno se refiere al “match” entre trabajador/empleo y el otro se refiere a los efectos fijos del trabajador. Las pérdidas son mayores cuando el efecto del primer componente es relativamente más importante que los efectos del segundo, pues el individuo pierde potencialmente las habilidades que son específicas al empleo y los retornos de un buen “match”. En segundo lugar, hay una relación directa entre la cantidad de tiempo que un individuo trabaja dentro de su vida laboral con la densidad de cotizaciones. Por ende, a mayor tiempo que un individuo trabaje durante su vida laboral, mayor acumulación de recursos para el periodo de jubilación y por lo tanto mejores perspectivas de bienestar en el ámbito económico para la vejez. Por esto es que la duración del empleo y los incentivos que ofrecen los sistemas de seguridad social en el ámbito de las jubilaciones no son un tema trivial. Por una parte, se encuentra el trabajo de Benítez-Silva and Heiland (2005). En él, los autores modelan la oferta laboral y las decisiones de demanda del mercado del trabajo para analizar los incentivos que posee la legislación de la seguridad social para que individuos estadounidenses se retiren anticipadamente del mercado del trabajo. Por otra parte, se encuentra también el trabajo de Spataro (2003). Con un modelo de riesgos proporcionales analiza los incentivos de la seguridad social que inducen el retiro anticipado de las personas antes de la edad legal de jubilación. Controla además por variables demográficas, socioeconómicas y reglas de elegibilidad, encontrando que el sistema de pensiones en Italia entrega fuertes incentivos para que las

⁴Farber (1999) en *Handbook of Labor Economics* Vol.3, Cap. 37

personas se jubilen anticipadamente. Cabe mencionar también que hay políticas que afectan el comportamiento de los agentes con respecto a la decisión de cuántas horas de trabajo ofrecer en el mercado laboral, como por ejemplo los seguros de desempleo. Dentro de esta área, importantes son los trabajos de Bover et al. (1996), Rogers (1998) y Green and Sargent (1995). Éste último trabajo separa la muestra entre empleos estacionales y no estacionales, pues los autores creen que los incentivos del seguro tienen distintos efectos dependiendo del tipo de empleo.

Desde el punto de vista de las consecuencias de la estabilidad del empleo sobre las ganancias, distintos autores han tratado de dar diferentes explicaciones teóricas acerca de la relación positiva existente entre salarios y antigüedad a través de la utilización y testeo de las hipótesis de distintos modelos económicos. Entre éstos se encuentran la teoría del capital humano específico y el modelo de “match”. Uno de los principales supuestos del modelo de capital específico es la existencia de una distribución de probabilidad no degenerada de la productividad de los trabajadores entre los distintos empleadores. Este supuesto establece que la probabilidad de la disolución de la relación entre el trabajador y el empleador depende sólo de la calidad del “match” y no de por sí de la calidad del trabajador o del empleo. Ambos agentes económicos se reparten el valor que reporta el match. Es así, que ciertos trabajadores son más productivos en ciertos trabajos que en otros, lo que aumenta el valor del match y por ende menor es la probabilidad de separación y mayores son los salarios de las relaciones laborales que sobreviven. Dentro de este enfoque se encuentra el trabajo de Abraham and Farber (1987), donde tratan de explicar la relación positiva entre antigüedad del empleo y ganancias. En su análisis establecen que es óptimo para trabajadores y empleadores llevar a cabo contratos implícitos donde el trabajo involucra inversión en capital específico, esto ya que son contratos bajo los cuales las ganancias aumentan a medida que se incrementa el periodo de tiempo que el trabajador lleve en un determinado empleo. La causa detrás de que haya una relación positiva entre ganancias y antigüedad radica en la existencia de una correlación positiva entre la duración del empleo y una variable omitida que puede ser: la calidad del trabajador, la calidad del empleo o la calidad del match. Dado la omisión de cualquiera de las tres variables en una ecuación de salarios, los parámetros están sobreestimados, por esto es que los autores entregan como solución la utilización de datos de panel para solucionar este problema de sesgo. En otro trabajo, Altonji and

Williams (1997) re-examinan la evidencia y comparan resultados con respecto a otros trabajos, en cuanto a muestras, modelos y métodos econométricos utilizados. Si bien encuentran que hay un efecto de la antigüedad en el trabajo sobre las ganancias, este es pequeño en relación a lo encontrado por otros autores, reflejando la existencia de sesgo del retorno de la antigüedad.

En el marco de los modelos de “match”, en Farber and Gibbons (1996) se desarrolla un modelo dinámico de aprendizaje acerca la habilidad del trabajador en un mercado laboral competitivo. En el modelo, la educación y otras características observables de los trabajadores entregan sólo información parcial acerca de la productividad, pero los empleadores aprenden a partir de la observación subsecuente de la producción de cada trabajador, esto a medida que se acumula experiencia en el mercado laboral. Mientras se va revelando más información acerca de la habilidad del trabajador a medida que se acumula experiencia dentro de un mismo empleo, el efecto de la escolaridad sobre los salarios va declinando relativamente con respecto a la antigüedad. Otra de las implicancias del modelo es que variables (invariantes en el tiempo) correlacionadas con habilidad no observables por el empleador como algunos tests, están fuertemente correlacionadas con los salarios a medida de que la experiencia aumenta.

En el contexto del presente trabajo, otros autores se han dedicado a estudiar la estabilidad del empleo a través de cómo han variado a través de los años las tasas de retención. La tasa de retención se define como la probabilidad de que un individuo con edad x retenga su trabajo digamos por ejemplo, por 10 años, es decir, la tasa de retención es la razón entre el número de individuos con edad $x + 10$ y antigüedad $t + 10$ y el número de individuos con edad x y antigüedad de t años. Dentro de este marco, los trabajos de Jaeger and Stevens (1999) y Diebold et al. (1997) analizan la evolución de las tasas de retención en los Estados Unidos. En el contexto de las teorías mencionadas anteriormente, Jovanovic posee dos trabajos donde ha estudiado el hecho de que la probabilidad de cambiar de empleo disminuye a medida que se acumulan años de antigüedad. En Jovanovic (1979a), el autor se enfoca en la relación entre capital humano específico a la firma y la probabilidad de separación a través del modelo de búsqueda de McCall (1965). El modelo utilizado por Jovanovic predice que durante todo el ciclo de vida, la antigüedad y la experiencia afectan negativamente la probabilidad de separación

entre trabajador y empleador. El argumento del efecto antigüedad se basa en el crecimiento del capital humano que es específico a la firma. Por otro lado, en Jovanovic (1979b), se testean las hipótesis del modelo de “match”. En este modelo la calidad del trabajador es desconocida ex ante, y ésta se conoce a medida que se va incrementando la antigüedad. La movilidad se genera por la llegada de nueva información, por lo que el trabajo se cataloga como un “bien de experiencia”. El modelo posee dos implicancias fundamentales: 1) los trabajadores permanecen por una mayor cantidad de tiempo en aquellos empleos donde se revela que su productividad es relativamente mayor con respecto a la de otros trabajadores, y se autoseleccionan fuera de los empleos donde se revela que su productividad es relativamente baja. Como en cada periodo el salario iguala la productividad marginal esperada, los salarios tienden a aumentar a medida que se incrementan los años de antigüedad; 2) la probabilidad de separación es una función decreciente con respecto a la antigüedad del empleo.

El objetivo del presente trabajo se centra en el estudio de la relación entre antigüedad en el empleo y la probabilidad de separación, en particular, cuáles son las características observables de los trabajadores que afectan de una u otra forma la duración del empleo en Chile. La idea es ver si los resultados se condicen con los hallazgos encontrados en la literatura y si se ajustan a alguna de las teorías mencionadas al inicio de esta sección.

3. Modelos Econométricos

Supongamos que la variable aleatoria T tiene una p.d.f. continua, $f(t)$, donde t es una realización de T . La p.d.f. es

$$F(t) = \int_0^t f(s)ds = Pr[T \leq t] \quad (1)$$

Por lo general se está más interesado en la probabilidad de que el evento tenga una duración de al menos t , la que está dada por la función de sobrevivencia

$$S(t) = 1 - F(t) = Pr[T \geq t] \quad (2)$$

Por otro lado, dado de que el evento duró por lo menos hasta t , la probabilidad de que termine

en el próximo intervalo de tiempo, digamos Δ , es

$$l(t, \Delta) = Pr[t \leq T \leq t + \Delta | T \geq t] \quad (3)$$

La hazard rate es una función que caracteriza este aspecto de la distribución, la que está dada por

$$\lambda(t) = \lim_{\Delta \rightarrow 0} \frac{l(t, \Delta)}{\Delta} = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (4)$$

En otras palabras, la hazard rate es la tasa a la cual el periodo del evento se completa después de la duración t , dado de que duró hasta la menos t . A continuación se presentan las relaciones que hay entre la p.d.f., la función de sobrevivencia y la hazard rate

$$\lambda(t) = \frac{\partial \ln S(t)}{\partial t} \quad (5)$$

$$f(t) = S(t)\lambda(t) \quad (6)$$

Otra función muy útil en el análisis de datos de duración es la función de riesgo integrada (integrated hazard function)

$$\Lambda(t) = \int_0^t \lambda(s) ds, \quad (7)$$

para la cual

$$S(t) = e^{-\Lambda(t)} \quad (8)$$

por lo que

$$\Lambda(t) = -\ln S(t) \quad (9)$$

Dentro de la metodología se consideran 5 tipos de modelos paramétricos, Weibull, Exponencial, Log-Logístico, Log-Normal y Gamma, mientras que en el mundo semi-paramétrico se considera el modelo de Cox. Cada uno de estos modelos posee virtudes y defectos ya sea por la facilidad y rapidez de la estimación o porque representa de mejor forma los datos de la muestra, que es lo que se pretende analizar aquí. Para analizar el impacto de los factores explicativos, como se mencionó en la sección anterior se disponen de datos particulares de cada individuo y las características inherentes del trabajo en el cual se desenvuelven. Para ver dicho impacto, los

distintos modelos que establecen la forma funcional de la función de riesgo, se estiman de dos formas distintas. Una es a través del modelo de “riesgos proporcionales” y la otra es el “modelo de tiempo de falla acelerada”. En el modelo de riesgos proporcionales se tiene que la función de riesgo puede escribirse de la siguiente forma:

$$h_i(t) = h_0(t)\lambda_i \quad (10)$$

donde $\lambda_i = \exp(X_i\beta)$ y donde $h_0(t)$ es el riesgo base y asume una de las formas funcionales antes mencionadas. Esta última expresión también puede escribirse:

$$\log[h_i(t)] = \log[h_0(t)] + X_i\beta \quad (11)$$

mientras que el modelo de tiempo de falla acelerada puede expresarse como:

$$\ln(t_i) = X_i\beta^* + v_i \quad \text{ó} \quad \ln(t_i\Psi_i) = v_i \quad (12)$$

donde $\Psi_i = \exp(-X_i\beta^*)$ es un factor de escala del tiempo de sobrevivencia y $v_i = \sigma u_i$ es un término de error generalizado. Se tiene que si $\Psi_i > 1$ entonces el fallo o la muerte del evento se acelera, es decir, el tiempo de sobrevivencia se reduce, mientras que si $\Psi_i < 1$ entonces, sucede lo contrario, y el tiempo de falla se desacelera.

El modelo Weibull y Exponencial pueden ser expresados de las dos formas donde la relación entre ambos modelos está dada por $\beta^* = -\sigma\beta$. Por otro lado se tiene que el modelo Log-Logístico, Log-Normal y Gamma sólo pueden expresarse en términos del modelo de tiempo de falla acelerada y el modelo de Cox en términos del modelo de riesgos proporcionales. En el siguiente cuadro se establecen los modelos para la función de riesgo:

Cuadro 1: Especificaciones de la función de riesgo y la función de sobrevivencia

Distribución	Función de Riesgo	Función de Sobrevivencia
Exponencial	λ	$S(t) = e^{-\lambda t}$
Weibull	$\lambda p(\lambda t)^{p-1}$	$S(t) = e^{-(\lambda t)^p}$
Log-normal	$f(t) = (p/t)\phi[p \ln(\lambda t)]$ [ln t tiene distribución normal con media $-\ln \lambda$ y desviación estándar $1/p$]	$S(t) = \Phi[-p \ln(\lambda t)]$
Log-logística	$\lambda(t) = \lambda p(\lambda t)^{p-1}/[1 + (\lambda t)^p]$ [ln t tiene distribución logística con media $-\ln \lambda$ y varianza $\pi^2/(3p^2)$]	$S(t) = 1/[1 + (\lambda t)^p]$
Gamma	$\lambda(t) = \frac{1}{\int_t^\infty [\frac{u}{t} + 1]^{p-1} \exp(-au) du}$	$S(t) = f(t)/\lambda(t)$ [con $f(t) = \frac{a^p t^{p-1} \exp(-a_2 t)}{\Gamma(p)}$]

Para los modelos Weibull y Gamma el parámetro p caracteriza la forma de dependencia que tiene la función de riesgo a medida que el tiempo de duración se extiende. La diferencia entre los dos es que el modelo Gamma tiene una asíntota en a , además que cuando la función de riesgo en el modelo Weibull es creciente, puede que éste no pueda ser representado por una distribución con independencia en el tiempo. Las figuras 1 y 2 muestran tal situación.

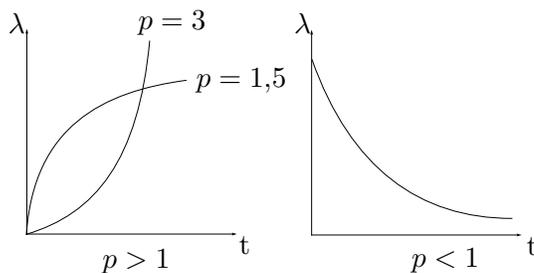


Figura 1: Modelo Weibull

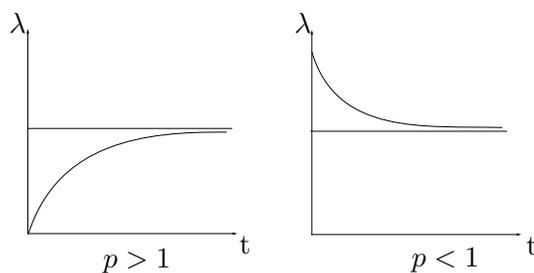


Figura 2: Modelo Gamma

Por otro lado para el modelo Log-Logístico y Log-Normal el tipo de dependencia se determina por el parámetro σ de la distribución, lo que se ilustra en la figura 3.

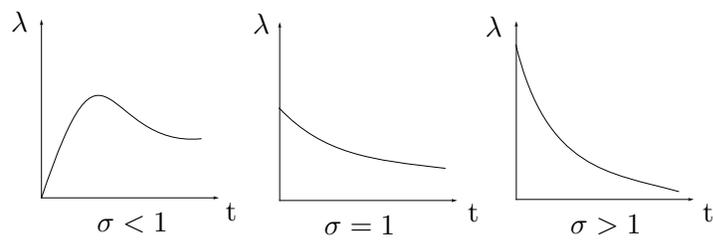


Figura 3: Modelos Log-Logístico y Log-Normal

Finalmente, como se sabe, el modelo Exponencial no posee dependencia en el tiempo.

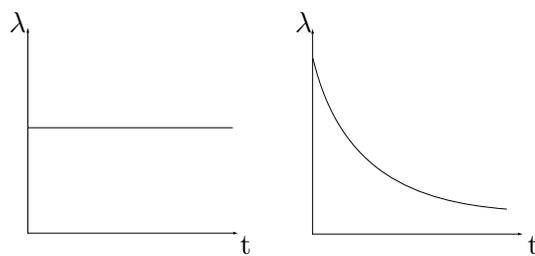


Figura 4: Modelo Exponencial

Los modelos paramétricos de la hazard rate imponen demasiadas restricciones en cuanto a que se debe asumir que la hazard rate tiene dependencia constante, positiva o negativa, lo que depende de la especificación que se asuma y del valor de algunos parámetros (por ejemplo para la distribución Weibull dependerá del parámetro p). Kaplan y Meier proponen una forma de estimar la hazard rate y la función de sobrevivencia sin tener que imponer ninguna estructura sobre ellas. Supongamos que en los datos con los que se cuenta, hay K tiempos de sobrevivencia distintos, T_k ; donde K será igual a n a menos que hayan observaciones que sean iguales entre sí. Sea n_k el número de individuos cuya duración observada es no menor a T_k (a este grupo se le denomina conjunto de riesgo). Sea h_k el número de duraciones completas observadas que son iguales a T_k . Entonces, un estimador empírico o no-paramétrico de la función de sobrevivencia sería

$$\hat{S}(T_k) = \frac{n_k - h_k}{n_k} \quad (13)$$

y el estimador de la hazard rate es

$$\hat{\lambda}(T_k) = \frac{h_k}{n_k} \quad (14)$$

Con un enfoque distinto, Cox propone un modelo para la hazard rate para analizar los efectos de variables explicativas. Este modelo pertenece a aquellos de riesgo proporcional y especifica que

$$\lambda(t_i) = e^{-\beta'x_i} \lambda_0(t_i) \quad (15)$$

Cox propone un estimador de máxima verosimilitud con el que puede estimarse β sin necesidad de tener que estimar los parámetros λ_0 . Define que la probabilidad para un individuo de que el tiempo de salida sea T_i dado que todos los individuos podrían haber salido en ese tiempo es

$$Pr[t_j = T_i | \text{conjunto de riesgo}_i] = \frac{e^{\beta'x_i}}{\sum_{j=i}^n e^{\beta'x_i}} \quad (16)$$

Para terminar con el marco teórico cabe mencionar que a pesar de que se introducen las características de los individuos para reflejar las posibles diferencias entre ellos, los modelos recién exhibidos no consideran las posibles heterogeneidades de factores no observados, como por ejemplo en este caso, no se cuenta con datos que podrían ser de importancia, como el

número de hijos que posee el individuo, o si está casado o no. Esto puede traer consecuencias como una sobrestimación de dependencia positiva de la duración del (verdadero) riesgo base y una subestimación del grado de dependencia negativa. Es la presencia de estos posibles sesgos lo que se quiere analizar también en la sección siguiente. Para especificar el modelo, se puede decir que la heterogeneidad se puede modelar introduciendo las diferencias no observables a través del factor v , como lo muestra la ecuación 17:

$$h_v(t) = h(t, X|v) = h(t, X) \cdot v \quad (17)$$

donde $h(t, X)$ es la función de riesgo que se había considerado anteriormente. En los modelos de riesgos proporcionales la función de riesgo con heterogeneidad incorporada, por lo tanto tiene la forma:

$$h_v(t) = h_0(t)\lambda_i \cdot v = h_0(t) \exp(\beta' X) \cdot v = h_0(t) \exp(\beta' X + u) \quad (18)$$

donde $h_0(t)$ es el riesgo base. Así mismo, la función de sobrevivencia se puede expresar de la misma forma incorporando el factor de heterogeneidad, la que queda:

$$S_v(t) = S(t, X|v) = [S(t, X)]^v \quad (19)$$

El factor v es una variable aleatoria positiva con media normalizada a 1 y varianza σ^2 la que se asume se distribuye independientemente de X y de t . De las distintas interpretaciones que se le da al factor v , es que resume el impacto de las “variables omitidas” sobre la función de riesgo. Entre las distribuciones más usadas de v se encuentran la distribución Gamma y la Gaussiana Inversa para las cuales se presentan los resultados en la siguiente sección. Para el modelo Gamma la función de sobrevivencia está dada por:

$$S(t, X|\beta, \sigma^2) = (1 - \sigma^2 \ln[S(t)])^{1/\sigma^2} \quad (20)$$

donde $S(t)$ es la función de sobrevivencia sin considerar la heterogeneidad no observada. Para

la distribución Gaussiana Inversa, en cambio, la función de sobrevivencia tiene la forma:

$$S(t, X|\beta, \sigma^2) = \exp[(1/\sigma^2)(1 - \{1 - 2\sigma^2 \ln[S(t)]\}^{1/2})] \quad (21)$$

Una vez establecido el marco teórico, en la sección siguiente se muestran los resultados para la muestra de la Encuesta de Protección Social 2002.

4. Datos y Estrategia Empírica

Los datos provienen de la Encuesta de Protección Social 2002, que estuvo a cargo principalmente de la Subsecretaría de Previsión Social y la Universidad De Chile. Esta encuesta consta de siete módulos que contienen información acerca de: la composición del hogar, información laboral y de ingresos, sistema de pensiones, educación del entrevistado, historia familiar, historia individual e historias de condición de actividad⁵. Este último módulo contiene información acerca de la dinámica dentro del mercado laboral por parte del individuo, donde se detalla las características de la actividad en la cual se encontraba el entrevistado en cada periodo de tiempo (el individuo podía estar trabajando, cesante, fuera de la fuerza laboral o pensionado). La muestra que cuenta con un total de 17246 individuos de entre 15 y 99 años se obtuvo de las bases de datos de las Administradoras de Fondos de Pensiones (AFP) y del Instituto de Normalización Previsional (INP). Para efectos de este trabajo, el módulo siete de la EPS 2002 es la principal fuente de información para realizar las estimaciones de los modelos de duración antes descritos. En primer lugar, se debe señalar que esta sección de la encuesta cuenta con los autorreportes de los entrevistados con respecto a su situación laboral a partir de un año antes de que comenzara a operar el nuevo sistema de las AFP en los años '80⁶. Una de las desventajas de utilizar autorreportes, sobre todo para periodos anteriores tan prolongados, como lo son 20 años, es que inevitablemente los datos pueden estar sesgados, debido a que adicional a los sesgos de cualquier encuesta tradicional, en esta el entrevistado debe acordarse de lo que realizó hace más de 20 años atrás. Sin embargo, no se poseía en Chile datos de este nivel para poder realizar este tipos de estimaciones, que sin lugar a duda conforman una gran herramienta

⁵Un análisis detallado acerca de los datos de la encuesta y cada uno de los módulos se encuentra en Bravo (2004).

⁶Las historias laborales comienzan a partir de enero de 1980.

para el desarrollo de las políticas públicas dirigidas al mercado laboral y posiblemente también para otros sectores. Con respecto a los datos que componen este módulo, se debe mencionar que se cuenta con información acerca de las fechas de inicio y término de cada actividad (ocupado, desempleado o inactivo). Para el caso de los ocupados se tiene información relevante acerca de la región en la que se encontraba trabajando, ocupación del trabajo principal, si éste es de tipo temporal, a plazo fijo, etc., actividad de la empresa, tamaño de la empresa medida como el número de personas que trabajan en ella, si ha firmado contrato de trabajo o está a honorarios, horas de trabajo semanal, afiliación a sindicato y finalmente si se encuentra cotizando en algún sistema previsional.

Del módulo dos de la EPS 2002 se obtienen otras informaciones con respecto al individuo, como por ejemplo la edad, los años de educación, si realizó el servicio militar, género y si el individuo posee alguna discapacidad física que afecte su desempeño laboral. Con la base de información recién descrita, lo que se pretende es estimar los distintos modelos de duración señalados en la sección anterior y realizar un análisis de cuáles son los factores que inciden en la duración del empleo o en el riesgo de que un trabajador pierda su puesto de trabajo. En primer lugar se realiza la estimación de cada modelo sin tomar en cuenta la heterogeneidad no observada, lo que eventualmente podría sesgar los resultados. En segundo lugar, se toman en cuenta los factores heterogéneos a través de la incorporación de un elemento aleatorio que asume ya sea una distribución Gamma o Gaussiana Inversa. Para finalizar, cabe señalar que el programa STATA8 sólo soluciona el problema de la censura por la derecha y dado que la muestra cuenta con censura por ambos lados, los datos de las duraciones que comenzaban con fecha de enero 1980 fueron eliminadas de la muestra. De esta forma, la muestra consta de 17246 individuos y un total 23688 duraciones de empleo. Uno de los supuestos fundamentales que se hace aquí es que las duraciones de cada actividad de empleo son independientes para cada individuo, de esta forma es como si se tuviera a 23688 trabajadores en la muestra.

5. Resultados

Unos de los supuestos fundamentales de los modelos estimados en esta sección es que se asume que cada actividad de empleo de cada individuo es independiente de todas las actividades de empleo anteriores. Este supuesto es una práctica común en los trabajos empíricos, pues facilita los cálculos de las estimaciones, además que de esta forma la intuición es más fácil de interpretar. La tabla 2 caracteriza de forma preliminar los datos con los que se cuenta en la muestra. Ésta cuenta con un total de 17246 individuos, los cuales fueron muestreados de las bases de datos de los afiliados al INP y AFP.

Cuadro 2: Estadística descriptiva

	tiempo en riesgo	tasa de incidencia	no. de individuos	tiempo de sobrevivencia		
				25 %	50 %	75 %
total	1517405	0.0094728	23688	45	91	169

La tabla 2 muestra que la suma de todos los meses que los individuos sobreviven (permanecen en un empleo) es de 1.517.405 meses, la mediana es de 91 meses y la tasa de incidencia, la que está dada por la razón número de fallos o muertes (14374) al total del tiempo en riesgo es de 0.0094728. La figura 5 nos muestra las estimaciones empíricas para la función de riesgo, sobrevivencia y función de riesgo acumulada. La función de riesgo se calcula a partir de una estimación ponderada de densidades kernel utilizando las contribuciones de riesgo estimadas. La figura nos muestra que la función de riesgo posee dependencia positiva hasta aproximadamente el mes 220 de la duración del empleo (dentro de este intervalo, aproximadamente hasta el mes 40 de duración el grado de dependencia es más fuerte, de ahí en adelante comienza a declinar), luego la función de riesgo presenta dependencia negativa, es decir, el individuo tiene menor probabilidad de perder el empleo a medida que la duración de este último supera dicho umbral. La función de riesgo acumulada, por otro lado, entrega indicios de que la función de riesgo podría ser relativamente constante, pues no presenta variaciones en la pendiente.

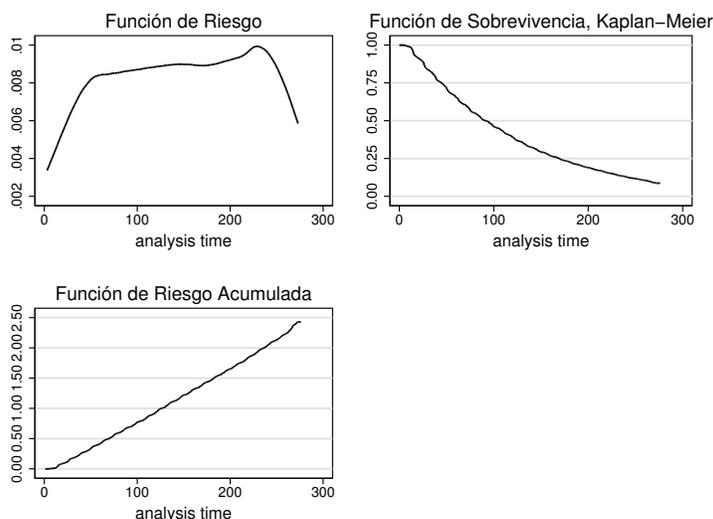


Figura 5: Distribución Empírica

5.1. Impacto de factores explicativos sin considerar heterogeneidad no observada

A continuación se presentan los resultados de las estimaciones de los 6 modelos propuestos para la función de riesgo. En primer lugar, en la tabla 3 se presentan la definición de las variables incluidas en cada uno de los modelos. Cabe señalar que en las estimaciones se incluyeron variables de carácter demográfico como la edad, género, años de educación, si el individuo realizó el servicio militar y si posee en algún grado cierto tipo de discapacidad que podría afectar el desempeño laboral. Estas variables permiten conocer los efectos que tienen sobre la duración del empleo. Por otra parte, se controla por sector socioeconómico. La probabilidad de muerte (probabilidad de que un empleo termine) es distinta en cada sector, por mencionar un ejemplo, un individuo que trabaja en el sector de agricultura tiene menor duración del empleo que un trabajador del sector de servicios financieros, ya que los contratos de este sector definen trabajos más estables. Al mismo tiempo, se controla por la afiliación a algún sindicato, región, categoría ocupacional y sistema de seguridad social. Los individuos que se encuentran afiliados a un sindicato posiblemente tengan mayores duraciones del empleo por la forma en que negocian los contratos. Asimismo, el tiempo que una persona permanece en un empleo depende también de la categoría ocupacional, por sólo mencionar un caso, los empleados del sector público están

afectos a contratos y a una institucionalidad que impide que sean despedidos por simples causas. Finalmente el control del sistema previsional en el que cotiza un individuo da cuenta de que personas que se encuentran en el nuevo sistema (AFP) y de los que pertenecen a los sistemas de las fuerzas armadas pueden tener mayores duraciones del empleo que los cotizantes del sistema antiguo (INP). Esto debido a que cada sistema está compuesto por distintas cohortes. En su gran mayoría los individuos pertenecientes al INP ya se encuentran en su periodo de jubilación y por ende son de mayor edad.

Cuadro 3: Variables

edad1	Edad del individuo
educ	Años de educación del individuo
s_mil	Dummy, 1 indica individuo realizó servicio militar
sexo1	Dummy, 1 indica individuo del sexo masculino
discapacidad	Dummy, 1 indica individuo que posee alguna especie de discapacidad
dregioni	Dummy, 1 indica región correspondiente donde trabajaba el individuo
d_manufactura	Dummy, 1 indica individuo trabajaba en sector manufacturero
d_ss_fin	Dummy, 1 indica individuo trabajaba en sector servicios financieros
d_comercio	Dummy, 1 indica individuo trabajaba en sector comercio
d_construccion	Dummy, 1 indica individuo trabajaba en sector construcción
d_mineria	Dummy, 1 indica individuo trabajaba en sector minero
d_agricultura	Dummy, 1 indica individuo trabajaba en sector agricultura
d_empleador	Dummy, 1 indica si el individuo es empleador
d_cta propia	Dummy, 1 indica si el individuo trabajaba por cuenta propia
d_empl sector publ	Dummy, 1 indica si el individuo era dependiente del sector público
d_empl sector priv	Dummy, 1 indica si el individuo era dependiente del sector privado
d_ss dom p adentro	Dummy, 1 indica si el individuo trabajaba como empleado de servicios domésticos puertas adentro
d_ss dom p afuera	Dummy, 1 indica si el individuo trabajaba como empleado de servicios domésticos puertas afuera
d_ffnn	Dummy, 1 indica si el individuo es familiar no remunerado
numero_pers	Número de personas que componen el hogar del individuo
d_sindicato	Dummy, 1 indica si el individuo pertenecía a un sindicato
d_afp	Dummy, 1 indica si el individuo cotizaba en AFP
d_inp	Dummy, 1 indica si el individuo cotizaba en INP
d_capredena	Dummy, 1 indica si el individuo cotizaba en CAPREDENA
d_dipreca	Dummy, 1 indica si el individuo cotizaba en DIPRECA

La tabla 4 exhibe los parámetros estimados de los modelos Weibull, Exponencial y Cox, los que se especifican a través del modelo de riesgos proporcionales.

Cuadro 4: Resultados del modelo PH (Proportional Hazard)

Variable	Weibull	Exponencial	Cox
edad1	-0.0904665*	-0.0882124*	-0.0892756*
educ	-0.0571915*	-0.0512826*	-0.0569655*
s_mil	0.0896812*	0.0879458*	0.0893712*
sexo1	-0.7472561*	-0.7313425*	-0.7374647*
discapacidad	0.610623*	0.5649224*	0.6074072*
dregion1	-0.0978466	-0.128011	-0.0919772
dregion2	-0.4452221*	-0.4588316*	-0.4512338*
dregion3	-0.3543358*	-0.3492097*	-0.3392768*
dregion4	0.2328865**	0.2244826**	0.2381235**
dregion5	0.1228941	0.1009042	0.1182589
dregion6	0.3570927*	0.3410224*	0.3249436*
dregion7	-0.1550032	-0.1573625	-0.1654782
dregion8	0.0663919	0.0501755	0.0763352
dregion9	-0.436626*	-0.4449483*	-0.4224809*
dregion10	-0.3271284*	-0.3168536*	-0.3107954*
dregion11	-0.5126495*	-0.5244791*	-0.5089542*
dregion13	0.1448136	0.1290317	0.1449732
d_manufactura	0.1760798*	0.1629309*	0.1852891*
d_ss_fin	-0.1013367**	-0.0899706***	-0.1044807**
d_comercio	0.2216364*	0.2288078*	0.221909*
d_construccion	0.6900965*	0.6686319*	0.6913031*
d_mineria	0.4596387*	0.4134054*	0.4606817*
d_agricultura	1.103415*	1.071082*	1.074609*
d_empleador	-1.282939*	-1.281753*	-1.325897*
d_cta propia	-0.9492008*	-0.9201352*	-0.993936*
d_empl sector publ	-0.1701363	-0.1761158	-0.2027989
d_empl sector priv	0.1696178	0.1876101	0.1371444
d_ss dom p adentro	0.0549729	0.0320139	0.0347959
d_ss dom p afuera	0.1016465	0.0861814	0.0694056
d_ffnn	-1.26459*	-1.23798*	-1.302039*
numero_pers	0.0557362*	0.0582678*	0.0529881*
d_sindicato	-0.7263809*	-0.7428353*	-0.7155149*
d_afp	-0.4416544*	-0.4337747*	-0.4336728*
d_inp	0.4937966*	0.3318529*	0.4642476*
d_capredena	-0.9327094	-0.8858576	-0.9679369
d_dipreca	-1.088761**	-1.043259**	-1.084869**
cte	-2.630044*	-0.9789763*	
Log likelihood	2712.9895	2514.6176	-108026.02
LR chi2(36)	21644.98	21467.52	21141.02
Número de obs.	22490	22490	22490
Mediana	197.4084	212.8522	

Niveles de significancia : *** : 10% ** : 5% * : 1%

Como los modelos estimados son del tipo de riesgos proporcionales, un valor del parámetro estimado menor a cero indica que la variable tiene un efecto negativo sobre la probabilidad de perder el empleo (menor tasa de riesgo) y por ende mayor duración del empleo. Lo contrario sucede si el valor del parámetro es positivo. Luego, como puede observarse en el cuadro 4 el coeficiente asociado a la edad indica que a mayor edad que posea un individuo, más estable es su empleo (definiendo estabilidad como la cantidad de tiempo que una persona permanece en un trabajo). Lo mismo ocurre con la educación, mientras más años de educación, menor es la probabilidad de perder el empleo. La estimación de estos parámetros es significativa al 1%. Por otra parte, individuos que realizaron el servicio militar tienen mayores tasas de riesgo, mientras que el hecho de ser hombre implica tener una mayor duración del empleo. El efecto de la variable de servicio militar posiblemente esté capturando de cierta forma el estatus socioeconómico. En este caso incluir alguna variable que de cuenta de la situación socioeconómica como el ingreso no es correcto desde la perspectiva que esta variable representa un regresor que es endógeno al modelo. Por lo general las personas que realizan el servicio militar obligatorio son personas de bajos ingresos que tienen menores duraciones del empleo. Otra variable que tiene un efecto positivo sobre la tasa de riesgo es la de discapacidad. La que también es significativa al 1%.

Al controlar por las características del empleo inherente al individuo se encuentra que hay una relación positiva entre tamaño de la empresa (medida como el número de personas que trabaja en la firma) y la probabilidad de muerte. Esta relación se debe a que en las empresas de mayor tamaño hay mayores tasas de rotación laboral. Por otra parte, como es lógico pensar, los afiliados a un sindicato tienen mayores duraciones del empleo que su contraparte que no pertenece a un sindicato. Estos coeficientes son estadísticamente significativos al 1% de significancia y no difieren en mayor medida entre los tres modelos. Sin embargo, si hay diferencias en la estimación de la mediana. Mientras que el modelo Weibull sugiere que ésta tiene un valor de 197 meses, el modelo exponencial indica que el valor es de 212 meses, prácticamente un año y algo más de diferencia.

Para el modelo Weibull se tiene que el coeficiente estimado de p tiene un valor de 1.303, el cual también es estadísticamente significativo al 1%. Dado que $1 < p < 2$, este resultado su-

giere que la función de riesgo es creciente a tasas decrecientes, lo que se ilustra en la figura 6.

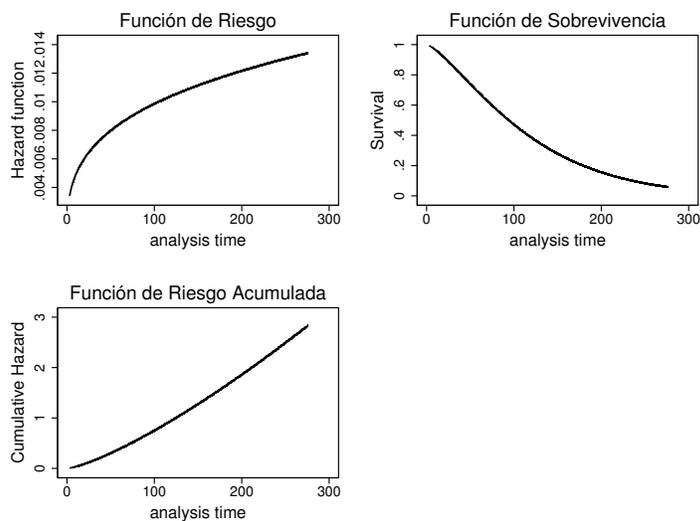


Figura 6: Distribución Weibull

En el cuadro 5 se presentan los resultados de los modelos que se pueden expresar en la forma de la métrica de los modelos de tiempo de falla acelerada.

Cuadro 5: Resultados del modelo AFT (Accelerated Failure-time)

Variable	Weibull	Exponencial	Log-Logística	Log-Normal	Gamma
edad1	0.0694246*	0.0882124*	0.0526544*	0.0625717*	0.0227486*
educ	0.0438892*	0.0512826*	0.0492546*	0.051656*	0.01581*
s_mil	-0.068822*	-0.0879458*	-0.1043289*	-0.1696506*	0.0340609**
sexo1	0.5734495*	0.7313425*	0.492041*	0.6598729*	0.3678711*
discapacidad	-0.4685963*	-0.5649224*	-0.5756286*	-0.6151818*	-0.2542491*
dregion1	0.0750881	0.128011	0.0504135	0.0801419	0.136144***
dregion2	0.3416665*	0.4588316*	0.3381881*	0.3687449*	0.2920236*
dregion3	0.2719197*	0.3492097*	0.1283866	0.1789995	0.1963574*
dregion4	-0.1787187**	-0.2244826**	-0.0819504	-0.1333287	-0.1196165**
dregion5	-0.0943097	-0.1009042	-0.1781046***	-0.1739775***	-0.0529906
dregion6	-0.2740354*	-0.3410224*	-0.2123848**	-0.3380747*	-0.1884869*
dregion7	0.1189506	0.1573625	0.1821856***	0.1987812***	0.0729986
dregion8	-0.0509496	-0.0501755	-0.0931479	-0.1037347	-0.024373
dregion9	0.3350698*	0.4449483*	0.1564311	0.229268**	0.2561634*
dregion10	0.2510406*	0.3168536*	0.0371525	0.0973761	0.2313869*
dregion11	0.3934107*	0.5244791*	0.3357488*	0.4562547*	0.3584745*
dregion13	-0.111131	-0.1290317	-0.1508418	-0.1723645***	-0.1088637***
d_manufactura	-0.1351248*	-0.1629309*	-0.0640542*	-0.0837027*	-0.0742416*
d_ss_fin	0.0777665**	0.0899706***	0.0877339**	0.1075595*	0.1582626*
d_comercio	-0.1700853*	-0.2288078*	-0.1120272*	-0.1375454*	-0.1326006*
d_construccion	-0.5295848*	-0.6686319*	-0.4782758*	-0.5575926*	-0.3175022*
d_mineria	-0.3527299*	-0.4134054*	-0.3229228*	-0.3264124*	-0.1733245*
d_agricultura	-0.8467683*	-1.071082*	-0.7030236*	-0.9803225*	-0.6174346*
d_empleador	0.984536*	1.281753*	0.6076329*	0.669825*	0.8932433*
d_cta propia	0.7284233*	0.9201352*	0.5384595**	0.5561808**	0.670786*
d_empl sector publ	0.1305638	0.1761158	0.0806321	0.094699	0.2543316
d_empl sector priv	-0.1301659	-0.1876101	-0.1679664	-0.2141483	-0.1230888
d_ss dom p adentro	-0.0421866	-0.0320139	-0.0398378	-0.0198301	-0.1704882
d_ss dom p afuera	-0.0780042	-0.0861814	-0.0569018	-0.0067235	-0.0650031
d_ffnn	0.9704548*	1.23798*	0.7119585*	1.016906*	0.6238581*
numero_pers	-0.0427723*	-0.0582678*	-0.0338206*	-0.0494393*	-0.0239873*
d_sindicato	0.5574297*	0.7428353*	0.3826688*	0.5038927*	0.5082004*
d_afp	0.3389287*	0.4337747*	0.3734172*	0.4513602*	0.143695*
d_inp	-0.378943*	-0.3318529*	-0.4338428*	-0.3940457*	-0.0933482*
d_capredena	0.7157676	0.8858576	0.796902*	1.010943**	0.4222141
d_dipreca	0.8355228**	1.043259**	0.7002888*	0.9592602*	0.5180865***
cte	2.018314*	0.9789763*	2.520969*	1.938767*	4.287128*
Log likelihood	2712.9895	2514.6176	-1028.7648	874.53041	662.54671
LR chi2(36)	21644.98	21467.52	15038.26	18470.65	17543.82
Número de obs.	22490	22490	22490	22490	22490
Mediana	197.4084	212.8522	185.4795	175.9963	155.8785

Niveles de significancia : *** : 10% ** : 5% * : 1%

Los resultados muestran nuevamente que no hay grandes diferencias entre los modelos en cuanto a la estimación de los parámetros, exceptuando por el modelo Gamma, el cual presenta diferencias tanto en el valor como en el signo de algunos de los coeficientes estimados, como por ejemplo el parámetro asociado a la variable dicotómica de servicio militar. Por otro lado, la estimación de la mediana en este modelo es de una magnitud significativamente menor que a la del resto de los modelos, disimilitud que se manifiesta con mayor fuerza al comparar esta distribución con la del modelo Exponencial. Se debe mencionar que la interpretación de estos modelos es distinta a la de riesgos proporcionales. En los modelos AFT se estima directamente la duración del empleo, por lo que un valor negativo del parámetro estimado implica una menor duración del empleo o bien una tasa de riesgo mayor.

Dado que los modelos Weibull y Exponencial se pueden expresar en términos de ambos tipos de modelos, los parámetros estimados de un modelo pueden expresarse en términos del otro, como se mencionó en la sección anterior. Es así que por ejemplo para la distribución Weibull, el parámetro asociado a la edad tenía un valor aproximado de 0.09 en el modelo de riesgos proporcionales, por lo tanto, el parámetro asociado a la misma variable en el modelo de tiempo de falla acelerada está dado por $(-0,09)(0,76) \simeq 0,06$, donde $1/p = 0,76$.

Para los modelos Log-Logístico y Log-Normal el parámetro estimado de σ tiene un valor de 0.28 y 0.59 respectivamente, lo que se manifestaría en una forma de la función de riesgo como la que se muestra en el primer gráfico de la figura 3 de la sección anterior. Este último resultado se puede apreciar en los gráficos de la estimación de la función de riesgo para ambos modelos, los que se encuentran en el apéndice del documento junto a las mismas estimaciones para los modelos Exponencial, Gamma y Cox. En éstos se puede apreciar las enormes diferencias sobre las distintas funciones al asumir las distintas formas funcionales para la función de riesgo base. Para la distribución Exponencial la función de riesgo no tiene pendiente, pues por construcción dicha función no tiene dependencia temporal. En cambio, la función de riesgo asociada al modelo de Cox, similarmente a lo mostrado en la estimación empírica en la figura 1, la figura 9 muestra que presenta dependencia positiva cuyo grado disminuye a partir del mes 50 para luego presentar dependencia negativa cerca del mes 220. Este cambio en la pendiente de la función

de riesgo difiere de aquellas de la distribución Log-Logística y Log-Normal, para los cuales el cambio de dependencia positiva a negativa se produce cerca del mes 130 para la primera y cerca del mes 110 para la segunda. Estas diferencias también se contrastan con la distribución Gamma, para la cual el valor del parámetro estimado de p fue de 1.53 el cual al igual que todos los anteriores es estadísticamente significativo al 1% de significancia. Lo anterior sugiere que la función de riesgo es creciente a través del tiempo.

5.2. Impacto de factores explicativos considerando heterogeneidad no observada

En lo que sigue se reportan los resultados para los modelos que se están evaluando, pero tomando en cuenta la posible heterogeneidad no observada, la cual como ya se mencionó, podría corregir el sesgo de los parámetros al no tomar en cuenta este hecho. Sin embargo, algunos argumentan que los posibles errores de especificación y las distorsiones al corregir por la heterogeneidad, pueden ser tan serios como ignorarla completamente⁷. Dado esto, es importante testear la importancia de la heterogeneidad para no incurrir en sesgos que podrían exacerbar aquellos de no tomarla en cuenta.

5.2.1. Incorporando heterogeneidad no observada, Distribución Gamma

Los resultados del cuadro 6 y 7 muestran que hay evidencia a favor de que no hay problema de heterogeneidad no observada. Se tiene que los valores de los parámetros estimados de los factores explicativos no difieren de los modelos que no toman en cuenta factores no observables que podrían incidir en la duración del empleo. Además, la significancia de los parámetros tampoco se ve afectada como tampoco las medianas de las duraciones, ni los valores de los parámetros que caracterizan a cada una de las distribuciones. El parámetro estimado de σ en cada uno de los modelos reportados confirma esta aseveración. En el modelo Weibull se tiene que el valor crítico del test LR asociado al parámetro σ es de 1.32, en el modelo Log-Logístico, Log-Normal y Exponencial, el test toma un valor de cero y finalmente en el modelo de Cox, el

⁷Böheim y Taylor, 2000. Los autores señalan que dentro de los trabajos de investigación se ha presentado evidencia de que no se producen sesgos de mayor importancia al incorporar la heterogeneidad si se utiliza una especificación flexible del riesgo base.

test toma un valor de $1.5E-10$. Estos resultados conducen al no rechazo de la hipótesis nula de que σ toma un valor de cero.

Cuadro 6: Resultados del modelo PH, tomando en cuenta heterogeneidad no observada, Distribución Gamma

Variable	Weibull	Exponencial	Cox
edad1	-0.0912279*	-0.088211*	-0.0892756*
educ	-0.0580972*	-0.0512812*	-0.0569655*
s_mil	0.0926538*	0.087939*	0.0893712*
sexo1	-0.7584273*	-0.7313201*	-0.7374647*
discapacidad	0.6197055*	0.564906*	0.6074072*
dregion1	-0.0977445	-0.1280085	-0.0919772
dregion2	-0.4483772*	-0.4588238*	-0.4512338*
dregion3	-0.3574878*	-0.3492042*	-0.3392768*
dregion4	0.2323573**	0.2244868**	0.2381235**
dregion5	0.1268878	0.1008995	0.1182589
dregion6	0.362467*	0.3410098*	0.3249436*
dregion7	-0.1599059	-0.1573513	-0.1654782
dregion8	0.0675534	0.0501754	0.0763352
dregion9	-0.4404566*	-0.4449386*	-0.4224809*
dregion10	-0.32782*	-0.3168527*	-0.3107954*
dregion11	-0.5176802*	-0.5244672*	-0.5089542*
dregion13	0.1479327	0.1290275	0.1449732
d_manufactura	0.176942*	0.1629308*	0.1852891*
d_ss_fin	-0.1024462**	-0.089969***	-0.1044807**
d_comercio	0.2226534*	0.2288059*	0.221909*
d_construccion	0.6970961*	0.6686198*	0.6913031*
d_mineria	0.4666891*	0.4133952*	0.4606817*
d_agricultura	1.119489*	1.071051*	1.074609*
d_empleador	-1.278855*	-1.281763*	-1.325897*
d_cta propia	-0.9516262*	-0.9201339*	-0.993936*
d_empl sector publ	-0.1674921	-0.1761204	-0.2027989
d_empl sector priv	0.1756096	0.1875971	0.1371444
d_ss dom p adentro	0.056769	0.0320133	0.0347959
d_ss dom p afuera	0.1029269	0.0861805	0.0694056
d_ffnn	-1.277582*	-1.237954*	-1.302039*
numero_pers	0.0566726*	0.0582655*	0.0529881*
d_sindicato	-0.7297526*	-0.7428275*	-0.7155149*
d_afp	-0.4504157*	-0.433758*	-0.4336728*
d_inp	0.4956895*	0.331861*	0.4642476*
d_capredena	-0.9402524	-0.8858455	-0.9679369
d_dipreca	-1.096463**	-1.043247**	-1.084869**
cte	-2.651637*	-0.9790439*	
Log likelihood	2713.6511	2514.6176	-108026.02
LR chi2(36)	21646.3	21467.52	18367.31
Número de obs.	22490	22490	22490
Mediana	198.7116	212.8463	

Niveles de significancia : *** : 10 % ** : 5 % * : 1 %

Cuadro 7: Resultados del modelo AFT tomando en cuenta heterogeneidad no observada, Distribución Gamma

Variable	Weibull	Exponencial	Log-Logística	Log-Normal
edad1	0.0694535*	0.088211*	0.0526544*	0.0625717*
educ	0.0442306*	0.0512812*	0.0492548*	0.051656*
s_mil	-0.0705394*	-0.087939*	-0.1043274*	-0.1696506*
sexo1	0.5774056*	0.7313201*	0.4920393*	0.6598729*
discapacidad	-0.4717939*	-0.564906*	-0.5756283*	-0.6151818*
dregion1	0.0744144	0.1280085	0.0504176	0.0801419
dregion2	0.3413576*	0.4588238*	0.3381939*	0.3687449*
dregion3	0.2721622*	0.3492042*	0.1283891	0.1789995
dregion4	-0.1768976**	-0.2244868**	-0.0819472	-0.1333287
dregion5	-0.0966026	-0.1008995	-0.1781032***	-0.1739775***
dregion6	-0.2759534*	-0.3410098*	-0.2123831**	-0.3380747*
dregion7	0.1217396	0.1573513	0.1821883***	0.1987812***
dregion8	-0.0514299	-0.0501754	-0.0931448	-0.1037347
dregion9	0.3353277*	0.4449386*	0.1564324	0.229268**
dregion10	0.2495751*	0.3168527*	0.0371536	0.0973761
dregion11	0.3941195*	0.5244672*	0.3357528*	0.4562547*
dregion13	-0.1126243	-0.1290275	-0.1508384	-0.1723645***
d_manufactura	-0.134709*	-0.1629308*	-0.0640525*	-0.0837027*
d_ss_fin	0.0779942**	0.089969***	0.0877345**	0.1075595*
d_comercio	-0.16951*	-0.2288059*	-0.1120256*	-0.1375454*
d_construccion	-0.5307123*	-0.6686198*	-0.4782752*	-0.5575926*
d_mineria	-0.3552995*	-0.4133952*	-0.3229257*	-0.3264124*
d_agricultura	-0.8522888*	-1.071051*	-0.7030228*	-0.9803225*
d_empleador	0.9736144*	1.281763*	0.6076397*	0.669825*
d_cta propia	0.7244902*	0.9201339*	0.5384649**	0.5561808**
d_empl sector publ	0.1275146	0.1761204	0.0806373	0.094699
d_empl sector priv	-0.1336953	-0.1875971	-0.1679632	-0.2141484
d_ss dom p adentro	-0.0432191	-0.0320133	-0.0398341	-0.0198301
d_ss dom p afuera	-0.0783599	-0.0861805	-0.0569032	-0.0067235
d_ffnn	0.9726472*	1.237954*	0.7119632*	1.016906*
numero_pers	-0.043146*	-0.0582655*	-0.0338205*	-0.0494393*
d_sindicato	0.5555738*	0.7428275*	0.3826714*	0.5038927*
d_afp	0.3429107*	0.433758*	0.3734151*	0.4513602*
d_inp	-0.3773772*	-0.331861*	-0.4338481*	-0.3940457*
d_capredena	0.7158323	0.8858455	0.7968922*	1.010943**
d_dipreca	0.8347574**	1.043247**	0.7002952*	0.9592602*
cte	2.018741*	0.9790438*	2.520958*	1.938767*
Log likelihood	2713.6511	2514.6176	-1028.7649	874.53037
LR chi2(36)	21646.3	21467.52	15038.26	18470.65
Número de obs.	22490	22490	22490	22490
Mediana	198.7116	212.8463	185.4788	175.9963

Niveles de significancia : *** : 10% ** : 5% * : 1%

5.2.2. Incorporando heterogeneidad no observada, Distribución Gaussiana Inversa

Los resultados obtenidos al utilizar la distribución Gaussiana Inversa no difieren de los obtenidos en la parte precedente. En la mayoría de los modelos presentados en los cuadros 8 y 9 no se rechaza la hipótesis nula de que el parámetro σ sea cero. Esto no es así en el caso de la distribución Gamma para la cual el programa no encontró un máximo de la log-likelihood, por lo que se reportaron los resultados aunque la significancia de algunos parámetros no haya sido obtenida (esto se manifiesta con el símbolo + en el cuadro 9). Según este modelo se rechaza la hipótesis nula, lo que contradice la evidencia exhibida por los demás modelos. Sin embargo, es a esto a lo que se hacía referencia anteriormente, en cuanto a que el problema puede agravarse al tratar de incorporar la heterogeneidad no observada.

Cuadro 8: Resultados del modelo PH, tomando en cuenta heterogeneidad no observada, Distribución Gaussiana Inversa

Variable	Weibull	Exponencial
edad1	-0.0911822*	-0.0882105*
educ	-0.058037*	-0.0512807*
s_mil	0.0924581*	0.0879369*
sexo1	-0.7576952*	-0.7313121*
discapacidad	0.6191488*	0.5648989*
dregion1	-0.0977607	-0.1280079
dregion2	-0.448211*	-0.4588212*
dregion3	-0.3572309*	-0.3492032*
dregion4	0.2325487**	0.2244845**
dregion5	0.1265962	0.1008978
dregion6	0.362182*	0.3410063*
dregion7	-0.1594804	-0.1573493
dregion8	0.0675185	0.0501747
dregion9	-0.4401682*	-0.4449363*
dregion10	-0.3277625*	-0.3168521*
dregion11	-0.5173738*	-0.5244635*
dregion13	0.1477502	0.1290251
d_manufactura	0.176892*	0.1629307*
d_ss_fin	-0.1023916**	-0.0899683***
d_comercio	0.222627*	0.2288046*
d_construccion	0.6966862*	0.6686148*
d_mineria	0.4662077*	0.4133926*
d_agricultura	1.118421*	1.071038*
d_empleador	-1.27922*	-1.281767*
d_cta propia	-0.9515247*	-0.9201335*
d_empl sector publ	-0.1677194	-0.1761219
d_empl sector priv	0.1752021	0.1875925
d_ss dom p adentro	0.0566499	0.032013
d_ss dom p afuera	0.1028565	0.0861802
d_ffnn	-1.276718*	-1.237945*
numero_pers	0.056606*	0.0582648*
d_sindicato	-0.7295923*	-0.7428245*
d_afp	-0.4497675*	-0.4337528*
d_inp	0.4956871*	0.3318612*
d_capredena	-0.939813	-0.8858413
d_dipreca	-1.095976**	-1.043243**
cte	-2.650419*	-0.9790683*
Log likelihood	2713.5983	2514.6176
LR chi2(36)	21646.2	21467.52
Número de obs.	22490	22490
Mediana	198.6201	212.8444

Niveles de significancia : *** : 10% ** : 5% * : 1%

Cuadro 9: Resultados del modelo AFT, tomando en cuenta heterogeneidad no observada, Distribución Gaussiana Inversa

Variable	Weibull	Exponencial	Log-Logística	Log-Normal	Gamma
edad1	0.069442*	0.0882105*	0.0526544*	0.0625717*	0.0227592*
educ	0.0439963*	0.0512807*	0.0492546*	0.051656*	0.0158447*
s_mil	-0.0719834*	-0.0879369*	-0.1043289*	-0.1696506*	-0.0303572+
sexo1	0.5770351*	0.7313121*	0.492041*	0.6598729*	0.3774725+
discapacidad	-0.4709422*	-0.5648989*	-0.5756286*	-0.6151818*	-0.2539997*
dregion1	0.0765153	0.1280079	0.0504135	0.0801419	0.084624**
dregion2	0.3422184*	0.4588212*	0.3381881*	0.3687449*	0.2413552*
dregion3	0.2724401*	0.3492032*	0.1283866	0.1789995	0.1732275*
dregion4	-0.1794528**	-0.2244845**	-0.0819504	-0.1333287	-0.1195655+
dregion5	-0.0956033	-0.1008978	-0.1781046***	-0.1739775***	-0.0531356*
dregion6	-0.2762041*	-0.3410063*	-0.2123848**	-0.3380747*	-0.1884924*
dregion7	0.1197278	0.1573493	0.1821856***	0.1987812***	0.0631776*
dregion8	-0.0514783	-0.0501747	-0.0931479	-0.1037347	-0.0304729+
dregion9	0.3336662*	0.4449363*	0.1564311	0.229268**	0.1952279*
dregion10	0.2488026*	0.3168521*	0.0371525	0.0973761	0.1192883*
dregion11	0.3985431*	0.5244635*	0.3357488*	0.4562547*	0.2920919+
dregion13	-0.1120032	-0.1290251	-0.1508418	-0.1723645***	-0.1084718+
d_manufactura	-0.1349989*	-0.1629307*	-0.0640542*	-0.0837027*	-0.0938755*
d_ss_fn	0.0780081**	0.0899683***	0.0877339**	0.1075595*	0.1081992*
d_comercio	-0.170388*	-0.2288046*	-0.1120272*	-0.1375454*	-0.1268109*
d_construccion	-0.5313524*	-0.6686148*	-0.4782758*	-0.5575926*	-0.34642*
d_mineria	-0.3517552*	-0.4133926*	-0.3229228*	-0.3264124*	-0.2303076+
d_agricultura	-0.8505558*	-1.071038*	-0.7030236*	-0.9803225*	-0.6175687+
d_empleador	0.9703318*	1.281767*	0.6076329*	0.6698251*	1.094272+
d_cta propia	0.7192655*	0.9201335*	0.5384595**	0.5561808**	0.6568321*
d_empl sector publ	0.1297202	0.1761219	0.0806321	0.094699	0.1809586**
d_empl sector priv	-0.1325066	-0.1875925	-0.1679664	-0.2141483	-0.1231796+
d_ss dom p adentro	-0.0427264	-0.032013	-0.0398378	-0.0198301	-0.1546519*
d_ss dom p afuera	-0.0774861	-0.0861802	-0.0569018	-0.0067235	-0.0913943*
d_ffnn	0.9749575*	1.237945*	0.7119585*	1.016906*	0.5997984*
numero_pers	-0.0430736*	-0.0582648*	-0.0338206*	-0.0494393*	-0.0239685*
d_sindicato	0.558262*	0.7428245*	0.3826688*	0.5038927*	0.4764914*
d_afp	0.3408462*	0.4337528*	0.3734172*	0.4513602*	0.1437943+
d_inp	-0.3798477*	-0.3318612*	-0.4338428*	-0.3940457*	-0.2021137*
d_capredena	0.7219657	0.8858413	0.796902*	1.010943**	0.3656466
d_dipreca	0.8432533**	1.043243**	0.7002888*	0.9592603*	0.494359+
cte	0.6019014**	0.9790683*	2.520969*	1.938766*	4.287092+
Log likelihood	2713.5983	2514.6176	-1028.7649	874.53036	705.46526
LR chi2(36)	21646.2	21467.52	15038.26	18470.65	17584.64
Número de obs.	22490	22490	22490	22490	22490
Mediana	198.6201	212.8444	185.4795	175.9963	150.1299

Niveles de significancia : *** : 10% ** : 5% * : 1%

5.3. Cuadro Resumen

Variable	Efecto sobre la tasa de riesgo (Para los modelos PH)	Significativa	Efecto sobre la duración (Para los modelos AFT)	Significativa
Edad	(-)	Si	(+)	Si
Años de educación	(-)	Si	(+)	Si
Dummy Servicio Militar	(+)	Si	(-)	Si
Sexo Masculino	(-)	Si	(+)	Si
Dummy Discapacidad	(+)	Si	(-)	Si
I Región	(-)	No	(+)	No
II Región	(-)	Si	(+)	Si
III Región	(-)	Si	(+)	Si
IV Región	(+)	Si	(-)	Si
V Región	(+)	No	(-)	No
VI Región	(+)	Si	(-)	Si
VII Región	(-)	No	(+)	No
VIII Región	(+)	No	(-)	No
IX Región	(-)	Si	(+)	Si
X Región	(-)	Si	(+)	Si
XI Región	(-)	Si	(+)	Si
Región Metropolitana	(+)	No	(-)	No
Dummy Manufacturas	(+)	Si	(-)	Si
Dummy Servicios				
Financieros	(-)	Si	(+)	Si
Dummy Comercio	(+)	Si	(-)	Si
Dummy Construcción	(+)	Si	(-)	Si
Dummy Minería	(+)	Si	(-)	Si
Dummy Agricultura	(+)	Si	(-)	Si
Dummy Empleador	(-)	Si	(+)	Si
Dummy Cuenta Propia	(-)	Si	(+)	Si
Dummy Empleado				
del Sector Público	(-)	No	(+)	No
Dummy Empleado				
del Sector Privado	(+)	No	(-)	No
Dummy S. Dom.				
Puertas Adentro	(+)	No	(-)	No
Dummy S. Dom.				
Puertas Afuera	(+)	No	(-)	No
Dummy F.F.N.N.	(-)	Si	(+)	Si
Número de Personas				
en la Emp.	(+)	Si	(-)	Si
Afiliación a Sindicato	(-)	Si	(+)	Si
Dummy AFP	(-)	Si	(+)	Si
Dummy INP	(+)	Si	(-)	Si
Dummy CAPREDENA	(-)	No	(+)	No
Dummy DIPRECA	(-)	Si	(+)	Si

6. Conclusiones

En el presente documento hay evidencia de que los factores que inciden positivamente en la duración del empleo son la edad, los años de educación y ser del sexo masculino, mientras que aquellos que realizaron el servicio militar se enfrentan a periodos de empleo más cortos, posiblemente debido a que, por lo general, son individuos de menor calificación. Los controles indican que aquellos que trabajan en el sector de servicios financieros, que son empleadores o trabajan por cuenta propia y aquellos que pertenecen a las AFP y a las instituciones de seguridad social de las Fuerzas Armadas, son los que gozan de duraciones más largas de empleo. Lo recién mencionado viene a constatar algunos de los problemas del sistema previsional y del mercado laboral chileno lo que está en la boca de la opinión pública acerca de las deplorables condiciones a las que se enfrentan las personas al pensionarse y recibir su jubilación, la que en varias ocasiones no alcanza los niveles mínimos. Por una parte se encuentran algunas características de los empleos que inciden en que las personas tengan menores duraciones del empleo. Por mencionar como ejemplo, algunas de las políticas deben dirigirse a mejorar las condiciones de trabajo en algunos sectores socioeconómicos o a mejorar la insitucionalidad en cuanto a que las personas que pertenecen a empleos que de por sí son de corta duración puedan ser reasignados en otros empleos mientras se encuentren en una situación de desempleo. Importante son en este ítem, los programas de capacitación laboral. Por lo general, los individuos que tienen menores duraciones del empleo, pertenecen a trabajos que pagan salarios más bajos, por lo que este tipo de trabajador es más vulnerable a poseer bajas densidades de cotizaciones y además acumulan menos fondos que trabajadores que se encuentran en mejor situación económica. Además la cobertura es menor para los grupos de menores ingresos dentro de la fuerza laboral. Es por esto que las políticas deben orientarse principalmente a estos grupos que son más vulnerables.

Por otro lado, este trabajo contempló la realización de los tests que determinan la significancia de los parámetros que caracterizan a cada modelo, donde en ninguno de los casos no se rechaza la significancia de dichos parámetros. Es así, que el parámetro p asociado al modelo Weibull para el riesgo base, tiene un valor que fluctúa entre 1 y 2 para las distintas estimaciones, lo que indicaría, según este modelo, que la función de riesgo tiene dependencia positiva,

es decir, a mayor duración del empleo, mayor riesgo de entrar ya sea al estado de desempleo ó de inactividad. El parámetro p asociado a la distribución Gamma tiene un valor mayor a 1, lo que entrega conclusiones similares al modelo Weibull. Esto no sucede con los modelos Log-Logístico, Log-Normal y Cox, los que pasado cierto umbral en la duración del empleo, la función de riesgo adquiere dependencia negativa.

Al corregir por heterogeneidad empleando las distribuciones Weibull y Gaussiana Inversa para el factor de heterogeneidad, los resultados que arrojan las estimaciones sugieren que no es necesario realizar dicha corrección, pues el parámetro estimado no difiere de cero en todos los modelos. Cabe señalar que no existen medidas como el R^2 para analizar el ajuste de los modelos, no obstante, el test LR de significancia conjunta indica que los parámetros estimados son conjuntamente estadísticamente significativos.

Con respecto a la forma encontrada para la función de riesgo se debe precisar que los datos revelan estar más acorde con el modelo de “match”, por supuesto sin desechar las características del modelo de capital humano específico. La aseveración anterior se debe a que el modelo de capital específico no tiene una explicación formal para la dependencia positiva de la función de riesgo para los primeros años en un determinado empleo. Mientras que el modelo de “match” da cuenta de las altas tasas de separación dentro de los primeros años. El modelo de capital humano sólo es capaz de explicar la existencia de una relación monotónica negativa entre la función de riesgo y la duración del empleo. Este tipo de modelos predice que la probabilidad de perder el empleo es decreciente con respecto a la cantidad de tiempo que el individuo permanece en un trabajo, debido a que éste acumula conocimiento que es específico a la firma, por lo que, independiente del tiempo que el individuo lleve trabajando en la firma, el costo de terminar una relación laboral es muy elevado. Para el modelo de “match”, en un principio la probabilidad de que una relación laboral se disuelva es baja, ya que la calidad de reserva de éste es baja con respecto a la calidad del match esperada (hay valor de opción de un nuevo match, alta incertidumbre con respecto a la calidad al inicio del match y tomar un nuevo trabajo es costoso). A medida que pasa el tiempo y la información se va actualizando, aumenta la calidad de reserva del match por lo que aumentan las tasas de separación, y por ende la función

de riesgo presenta dependencia positiva. Luego, sobreviven aquellos match que son de buena calidad por lo que cambia el sentido de la función de riesgo, por lo que mientras los años de antigüedad van aumentando, menor es la probabilidad de separación de las relaciones laborales.

La falta de datos de panel asociados a las actividades de empleo, desempleo e inactividad no había permitido presentar evidencia acerca de la duración de dichas actividades en Chile. Ahora que se dispone con las Encuestas de Protección Social para los años 2002 y 2004 se ha podido dar inicio a las investigaciones en el tema, con lo cual este trabajo es un aporte en cuanto hasta el momento no se había presentado evidencia de este tipo en Chile. Sin embargo, a pesar de que los datos dan luz acerca de algunas de las características del mercado laboral chileno, este documento forma parte de un trabajo preliminar que se pretende continúe en esta misma línea mejorando los datos con los que se dispone e incorporando otros test que permitan identificar de mejor forma las especificaciones de los modelos, ya sea tanto paramétricos como no paramétricos. En este ámbito, quedan pendientes para futuros trabajos de investigación la implementación de tests que corroboren la robustés de los resultados, así como también la estimación con ventanas de periodos de tiempo para evitar los posibles sesgos de los autorreportes. Por otra parte, queda pendiente también la utilización de los llamados modelos “Competing Risk” donde se permite que el individuo se encuentre en más de dos estados. En el presente trabajo, no se especifica en que estado cae el trabajador una vez que pierde el empleo. En los modelos “Competing Risk” la probabilidad de perder el empleo depende a que estado se vaya el trabajador cuando se disuelve la relación laboral, estados que podrías clasificarse como desempleo, inactividad y trabajos de medio tiempo.

Referencias

- Subsecretaría de Previsión Social, Chile (2002), Primera Encuesta de Protección Social. Disponible en www.proteccionsocial.cl.
- Abraham, K. G. and H. S. Farber (1987). Job Duration, Seniority, and Earnings. *The American Economic Review*, 278–297. Vol. 77, No. 3.
- Altonji, J. G. and N. Williams (1997). Do Wages Rise with Job Seniority? A Reassessment. *National Bureau of economic Research*. NBER Working Paper No. 6010.
- An, M. Y. (2002). Likelihood-Based Estimation of a Proportional-Hazard Competing-Risk Model with Grouped Duration Data. *Econometric Research, Fannie Mae*.
- Arenas, A., J. Behrman, and D. Bravo (2004). Characteristics of and Determinants of the Density of Contributions in a Private Social Security System.
- Arranz, J., J. Cid, and J. Muro. La duración del desempleo en presencia de altas tasas de paro: El caso de la Argentina. *Universidad de Alcalá*.
- Bender, S., A. Kohlmann, and S. Lang (2003). Women, Work and Motherhood: Changing Employment Penalties for Motherhood in West Germany after 1945 - A Comparative Analysis of Cohorts Born in 1934-1971.
- Benítez-Silva, H. and F. Heiland (2005). Early Claiming of Social Security Benefits and Labor Supply Behavior of Older Americans. *State University of New York and Florida State University*.
- Böheim, R. and M. P. Taylor (2000). Unemployment duration and exit states in Britain. *Institute for Social and Economic Research, University of Essex*. 3rd Draft.
- Bover, O., M. Arellano, and S. Bentolila (1996). Duración del desempleo, duración de las prestaciones y ciclo económico. *Banco de España - Servicio de Estudios*. Estudios Económicos No. 57.
- Box-Steffensmeier, J. M. and S. D. Boef (2002). A Monte Carlo Analysis for Recurrent Events Data. *The Ohio State University and The Pennsylvania State University*.
- Box-Steffensmeier, J. M. and C. Zorn (1999). Modeling Heterogeneity in Duration Models. *Ohio State University and Emory University*. Version 1.0.
- Bravo, D. (2004). Análisis y Principales Resultados: Primera Encuesta de Protección Social. *Centro de Microdatos, Universidad de Chile*. Disponible en www.proteccionsocial.cl.
- Bravo, D. and A. Marinovic (1998). Wage Inequality in Chile: 40 Years of Evidence. *Departamento de Economía, Universidad de Chile*.
- Carroll, N. (2004). Explaining Unemployment Duration in Australia. *The Australian National University, Centre for Economic Policy Research*. Discussion Paper No. 483.
- Castellar, C. E. and J. I. U. G. (2003). Determinantes de la duración del desempleo en el área metropolitana de Cali 1988-1998. *Departamento Nacional de Planeación, Dirección de Estudios Económicos*. Documento 218, Archivos de Economía, Colombia.

- Cerimedo, F. (2004). Duración del Desempleo y Ciclo Económico en la Argentina. *Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de la Plata*. Documento de Trabajo No. 53.
- Cox, D. R. (1972). Regression Models and Life Tables. *The Royal Statistical Society*, 187–220. Vol. 32, No. 2.
- Dickinson, D. L. (1999). An Experimental Examination of Labor Supply and Work Intensities. *Journal of Labor Economics*. vol. 17, No. 4, pt. 1.
- Diebold, F. X., D. Neumark, and D. Polsky (1997). Job Stability in the United States. *Journal of Labor Economics*, 206–233. Vol. 15, No. 2.
- Edwards, L. N. and E. Field-Hendrey (2002). Home-Based Work and Women’s Labor Force Decisions. *Journal of Labor Economics*. vol 20, No. 1.
- Farber, H. S. (1999). Mobility and Stability: The Dynamics of Job Change in Labor Markets. In O. Ashenfelter and D. Card (Eds.), *Handbook of Labor Economics*, pp. 2440–2483. Elsevier Science B.V. Vol. 3.
- Farber, H. S. and R. Gibbons (1996). Learning and Wage Dynamics. *The Quarterly Journal of Economics*, 1007–1047. Vol. 111, No. 4.
- Farber, H. S., J. Haltiwanger, and K. G. Abraham (1997). The changing Face of Job Loss in the United States, 1981-1995. *Brooking Papers on Economic Activity. Microeconomics*, 55–142. Vol. 1997.
- Foley, M. C. (1997). Determinants of unemployment duration in Russia. *Economic Growth Center, Yale University*. Center discussion paper No. 779.
- Gonzalo, M. T. and J. Saarela (2000). Gender differences in exit rates from unemployment: Evidence from local finnish labour market. *Finnish Economic Papers*. Vol. 13, No. 2.
- Green, D. A. and T. C. Sargent (1995). Unemployment Insurance and Employment Durations: Seasonal and Non-Seasonal Jobs. *University of British Columbia*.
- Ham, J. C., J. Sevjanar, and K. Terrel (2004). Women’s unemployment during the transition: Evidence from Czech and Slovak micro data. *Business School, University of Michigan*.
- Han, A. and J. A. Hausman (1990). Flexible Parametric Estimation of Duration and Competing Risk Models. *Journal of Applied Econometrics*. Vol. 5, No.1.
- Heckman, J. and B. Singer (1984). A Method for Minimizing the Impact of Distributional Assumptions in Econometric Models for Duration Data. *Econometrica*. Vol. 52, No. 2.
- Jaeger, D. A. and A. H. Stevens (1999). Is Job Stability in the United States Falling? Reconciling Trends in the Current Population Survey and Panel Study of Income Dynamics. *Journal of Labor Economics*, S1–S28. Vol. 17, No. 4, Part 2: Changes in Job Stability and Job Security.
- Jovanovic, B. (1979a). Firm-specific Capital and Turnover. *The Journal of Political Economy*, 1246–1260. Vol. 87, No. 6.

- Jovanovic, B. (1979b). Job Matching and the Theory of Turnover. *The Journal of Political Economy*, 972–990. Vol. 87, No. 5, Part 1.
- Kaplan, E. L. and P. Meier (1958). Nonparametric Estimation from Incomplete Observations. *Journal of the American Statistical Association*, 457–481. Vol. 53, No. 282.
- Kletzer, L. G. (1989). Returns to Seniority After Permanent Job Loss. *The American Economic Review*, 536–543. Vol. 79, No. 3.
- Lancaster, T. (1979). Econometric Methods for the Duration of Unemployment. *Econometrica*, 939–956. Vol. 47, No. 4.
- Lentz, R. and T. Tranæs (2004). Marriage, Wealth, and Unemployment Duration: A Gender Asymmetry Puzzle.
- Lin, D. Y. and L. J. Wei (1989). The Robust Inference for the Cox Proportional Hazards Model. *Journal of The American Statistical Association*. Vol. 84, No. 408.
- Martinez, H. F. (2003). ¿Cuánto duran los colombianos en el desempleo y el empleo?: Un análisis de supervivencia. *Departamento Nacional de Planeación, Dirección de Estudios Económicos*. Archivos de Economía, Documento No. 236, Colombia.
- Mizala, A., P. Romaguera, and P. Henríquez (1998). Oferta laboral y seguro de desempleo: Estimaciones para la economía chilena. *Centro de Economía Aplicada, Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile*. Serie de Economía No. 28.
- Perea, R. C. (2001). Modelos de elección discreta para datos de panel y modelos de duración: una revisión de la literatura. *Universidad Carlos III de Madrid*.
- Popkowsky, P. T. and H. Timmermans (2002). Unconditional and conditional competing risk models of activity duration and activity sequencing decisions: An empirical comparison. *Journal of Geographical Systems*, 157–170. No. 4.
- Rogers, C. L. (1998). Expectations of Unemployment Insurance and Unemployment Duration. *Journal of Labor Economics*. vol. 16, No. 3.
- Ruiz-Tagle, J. (1998). Chile: 40 Años de Desigualdad de Ingresos. *Departamento de Economía, Universidad de Chile*.
- Spataro, L. (2002). Recent advances in micromodeling retirement choices. *Dipartimento di Scienze Economiche, Università di Pisa*.
- Spataro, L. (2003). Social Security Incentives and Retirement Decisions in Italy: An Empirical Insight. *Dipartimento di Scienze Economiche, Università degli Studi di Pisa*.
- Tansel, A. and H. M. Taşçi (2004). Determinants of unemployment duration for men and women in Turkey. *Turkish Economic Association*. Discussion paper 2004/6.
- Xu, J. The Effect of Disability/Health Problems Onset on Labor Force Exits of Older Workers: A Discrete Survival Analysis of Differences across Race. *Johns Hopkins University, Maryland*.
- Zahng, T. (2003). A Monte Carlo study on non-parametric estimation of duration models with unobserved heterogeneity. *Department of Economics, University of Oslo*. Article No. 25.

7. ANEXOS

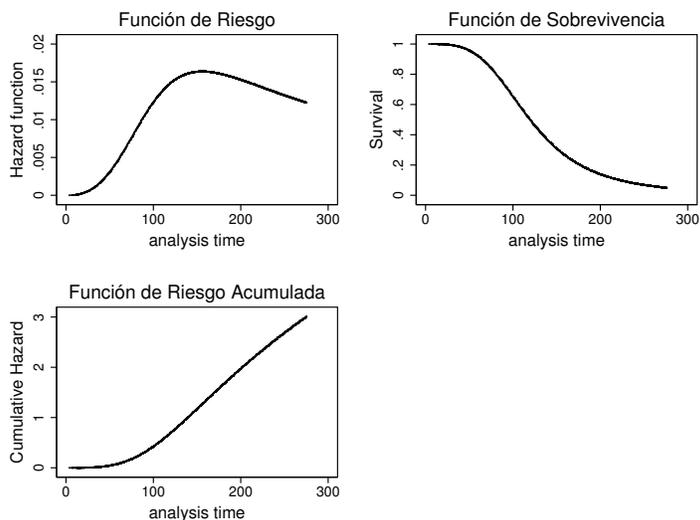


Figura 7: Distribución Log-Logística

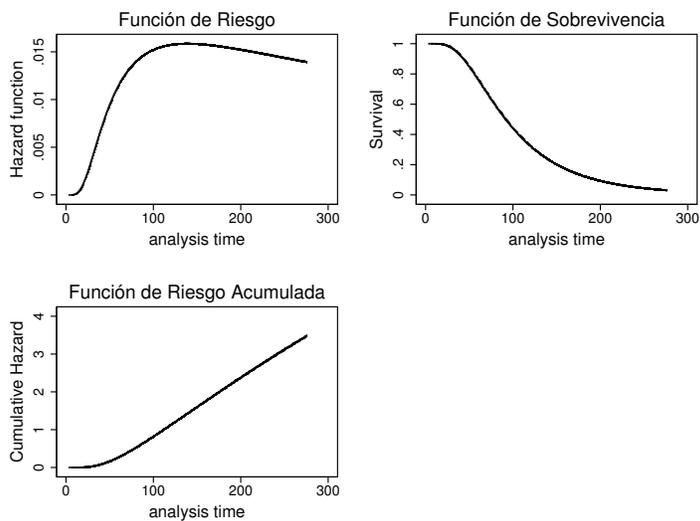


Figura 8: Distribución Log-Normal

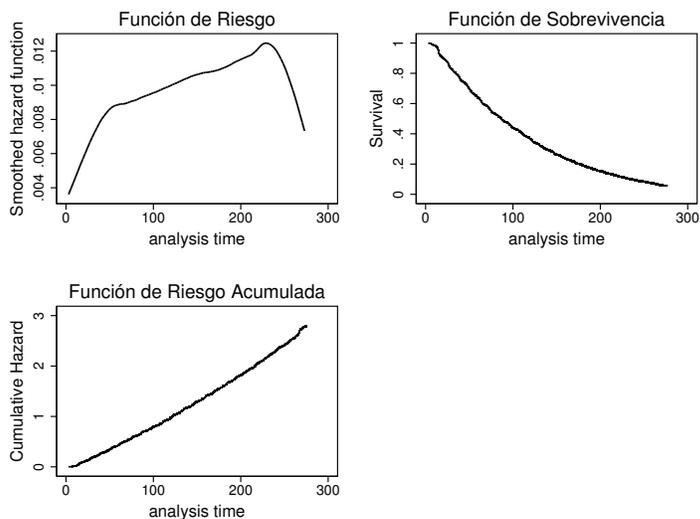


Figura 9: Modelo de Cox

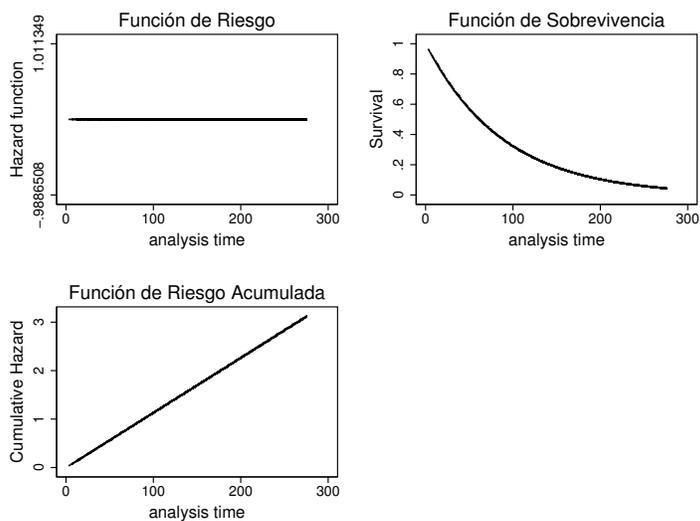


Figura 10: Distribución Exponencial

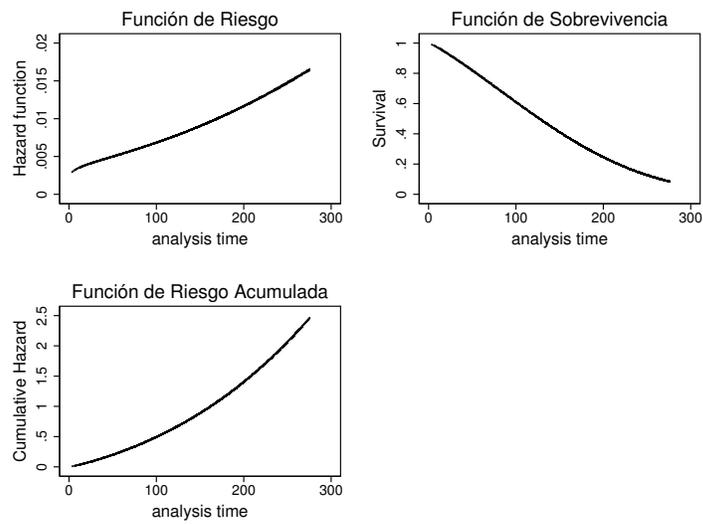


Figura 11: Distribución Gamma

Cuadro 10: Resultados del modelo PH, Función de Riesgo

Variable	Weibull	Exponencial	Cox
edad1	0.913505*	0.9155664*	0.9145935*
educ	0.9444132*	0.9500102*	0.9446266*
s_mil	1.093826*	1.091929*	1.093486*
sexo1	0.4736644*	0.4812625*	0.4783251*
discapacidad	1.841578*	1.759311*	1.835666*
dregion1	0.906788	0.8798437	0.912126
dregion2	0.640682*	0.6320217*	0.6368419*
dregion3	0.7016393*	0.7052452*	0.7122853*
dregion4	1.262238**	1.251675**	1.268866**
dregion5	1.130765	1.106171	1.125535
dregion6	1.429168*	1.406385*	1.383953*
dregion7	0.8564124	0.8543943	0.8474883
dregion8	1.068645	1.051456	1.079324
dregion9	0.6462131*	0.6408574*	0.6554188*
dregion10	0.7209912*	0.7284374*	0.7328638*
dregion11	0.5989067*	0.5918636*	0.6011239*
dregion13	1.155824	1.137726	1.156009
d_manufactura	1.192533*	1.176955*	1.203566*
d_ss_fin	0.9036287**	0.9139581***	0.9007922**
d_comercio	1.248117*	1.2571*	1.248458*
d_construccion	1.993908*	1.951566*	1.996315*
d_mineria	1.583502*	1.511958*	1.585154*
d_agricultura	3.014443*	2.918536*	2.928848*
d_empleador	0.2772215*	0.2775502*	0.2655645*
d_cta propia	0.3870502*	0.3984652*	0.3701171*
d_empl sector publ	0.8435498	0.8385209	0.8164424
d_empl sector priv	1.184852	1.206363	1.146994
d_ss dom p adentro	1.056512	1.032532	1.035408
d_ss dom p afuera	1.106992	1.090004	1.071871
d_ffnn	0.2823551*	0.2899692*	0.2719766*
numero_pers	1.057319*	1.059999*	1.054417*
d_sindicato	0.4836562*	0.4757631*	0.4889403*
d_afp	0.6429718*	0.6480582*	0.6481243*
d_inp	1.638525*	1.393548*	1.590817*
d_capredena	0.3934862	0.4123604*	0.3798659
d_dipreca	0.3366333**	0.3523048*	0.3379459**
cte			
Log likelihood	2712.9895	2514.6176	-108026.02
LR chi2(36)	21644.98	21467.52	21141.02
Número de obs.	22490	22490	22490
Mediana	197.4084	212.8522	

Niveles de significancia : *** : 10% ** : 5% * : 1%

Cuadro 11: Resultados del modelo PH incorporando heterogeneidad, Función de Riesgo, Distribución Gamma

Variable	Weibull	Exponencial	Cox
edad1	0.9128097*	0.9155677*	0.9145935*
educ	0.9435582*	0.9500115*	0.9446266*
s_mil	1.097082*	1.091921*	1.093486*
sexo1	0.4684025*	0.4812732*	0.4783251*
discapacidad	1.858381*	1.759282*	1.835666*
dregion1	0.9068806	0.8798459	0.912126
dregion2	0.6386637*	0.6320266*	0.6368419*
dregion3	0.6994312*	0.7052491*	0.7122853*
dregion4	1.26157**	1.25168**	1.268866**
dregion5	1.13529	1.106166	1.125535
dregion6	1.43687*	1.406367*	1.383953*
dregion7	0.852224	0.8544038	0.8474883
dregion8	1.069887	1.051456	1.079324
dregion9	0.6437424*	0.6408636*	0.6554188*
dregion10	0.7204927*	0.7284381*	0.7328638*
dregion11	0.5959013*	0.5918706*	0.6011239*
dregion13	1.159435	1.137721	1.156009
d_manufactura	1.193562*	1.176955*	1.203566*
d_ss_fin	0.9026267**	0.9139595***	0.9007922**
d_comercio	1.249387*	1.257098*	1.248458*
d_construccion	2.007913*	1.951542*	1.996315*
d_mineria	1.594706*	1.511942*	1.585154*
d_agricultura	3.063288*	2.918445*	2.928848*
d_empleador	0.2783557*	0.2775474*	0.2655645*
d_cta propia	0.3861126*	0.3984657*	0.3701171*
d_empl sector publ	0.8457833	0.838517	0.8164424
d_empl sector priv	1.191973	1.206347	1.146994
d_ss dom p adentro	1.058411	1.032531	1.035408
d_ss dom p afuera	1.10841	1.090003	1.071871
d_ffnn	0.2787105*	0.2899768*	0.2719766*
numero_pers	1.058309*	1.059996*	1.054417*
d_sindicato	0.4820282*	0.4757668*	0.4889403*
d_afp	0.6373631*	0.6480691*	0.6481243*
d_inp	1.64163*	1.393559*	1.590817*
d_capredena	0.3905292	0.4123654	0.3798659
d_dipreca	0.3340506**	0.3523088**	0.3379459**
cte			
Log likelihood	2713.6511	2514.6176	-108026.02
LR chi2(36)	21646.3	21467.52	18367.31
Número de obs.	22490	22490	22490
Mediana	198.7116	212.8463	

Niveles de significancia : *** : 10% ** : 5% * : 1%

Cuadro 12: Resultados del modelo PH incorporando heterogeneidad, Función de Riesgo, Distribución Gaussiana Inversa

Variable	Weibull	Exponencial
edad1	0.9128514*	0.9155681*
educ	0.9436151*	0.9500119*
s_mil	1.096867*	1.091919*
sexo1	0.4687455*	0.4812771*
discapacidad	1.857346*	1.75927*
dregion1	0.9068659	0.8798464
dregion2	0.6387699*	0.6320282*
dregion3	0.699611*	0.7052498*
dregion4	1.261812**	1.251677**
dregion5	1.134959	1.106164
dregion6	1.43646*	1.406362*
dregion7	0.8525867	0.8544056
dregion8	1.06985	1.051455
dregion9	0.6439281*	0.6408651*
dregion10	0.7205341*	0.7284385*
dregion11	0.5960839*	0.5918728*
dregion13	1.159223	1.137719
d_manufactura	1.193502*	1.176955*
d_ss_fin	0.902676**	0.9139602***
d_comercio	1.249355*	1.257096*
d_construccion	2.007091*	1.951532*
d_mineria	1.593938*	1.511938*
d_agricultura	3.060019*	2.918408*
d_empleador	0.2782543*	0.2775465*
d_cta propia	0.3861518*	0.3984659*
d_empl sector publ	0.8455911	0.8385157
d_empl sector priv	1.191487	1.206342
d_ss dom p adentro	1.058285	1.032531
d_ss dom p afuera	1.108332	1.090003
d_ffnn	0.2789513*	0.2899795*
numero_pers	1.058239*	1.059996*
d_sindicato	0.4821055*	0.4757682*
d_afp	0.6377764*	0.6480725*
d_inp	1.641626*	1.393559*
d_capredena	0.3907009	0.4123671
d_dipreca	0.3342133**	0.3523102**
cte		
Log likelihood	2713.5983	2514.6176
LR chi2(36)	21646.2	21467.52
Número de obs.	22490	22490
Mediana	198.6201	212.8444

Niveles de significancia : *** : 10 % ** : 5 % * : 1 %