UNIVERSIDAD DE COSTA RICA
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS
ESCUELA DE ECONOMÍA

Incapacidades laborales en la población asalariada cubierta por el régimen de enfermedad de la CCSS

Memoria del Seminario de Graduación para optar por el Grado Académico de Licenciatura en Economía

CÉSAR GARRO MARÍN - A92616
VANESSA LI FENG - A93405
SERGIO FERNÁNDEZ CALVO - A82352

Ciudad Universitaria Rodrigo Facio
San José Costa Rica
JULIO 2015

ESCUELA de ECONOMÍA
UNIVERSIDAD DE COSTA RICA

Sergio

UNIVERSIDAD DE COSTA RICA

UNIVERSIDAD DE COSTA RICA
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS

Acta #_09-08-15_

Acta de la Sesión _09-08-15_ del Comité Evaluador de la Escuela de _Economía_, celebrada _miércoles 26 de agosto del 2015_, con el fin de proceder a la Defensa del Trabajo Final de Graduación de _ ***Sergio Fernández Calvo_, carné _A82352, César Luis Garro Marín, carné A92616 _ y Vanessa Li Feng , carné A93405_***, quien optó por la modalidad de: _Seminario de Graduación_. Presentes: _ Dr. Adolfo Rodríguez Herrera_, quien presidió; _Dra. Laura Rojas Blanco_ como Tutora; _M.Sc Manfred Esquivel Monge_, como Lector; _M Sc. Pamela Jiménez Fontana _, como Lectora y _Dr. Juan Rafael Vargas Brenes_, quien actuó como Secretario de la Sesión.

Artículo 1

El Presidente informa que el expediente de el estudiante postulante, contienen todos los documentos que el Reglamento exige. Declara que han cumplido con todos los requisitos del Programa de la Carrera de Licenciatura en ***_Economía_***.

Artículo 2

El estudiante hizo la exposición del Trabajo Final titulado **"Incapacidades laborales en la población asalariada cubierta por el Régimen de Enfermedades de la CCSS".**

Artículo 3

Terminada la disertación, los miembros del Comité Evaluador, interrogan al postulante el tiempo reglamentario. Las respuestas fueron satisfactorias, en opinión del Comité.
(satisfactorias/insatisfactorias)

Artículo 4

Concluido el interrogatorio, el Tribunal procedió a deliberar

Artículo 5

Efectuada la votación, el Comité Evaluador consideró el Trabajo Final de Graduación satisfactorio, y lo declaró aprobado.
(Satisfactorio/insatisfactorio) (aprobado/no aprobado)

Artículo 6

El presidente del Comité Evaluador comunicó en público al aspirante, el resultado de la deliberación y lo declaró Licenciados en _Economía_.

Se le indicó la obligación de presentarse al Acto Público de Juramentación. Luego se dio lectura al acta que firmaron los miembros del Comité y el estudiante a las 20 horas.

Dr. Adolfo Rodríguez Herrera
Director de la Escuela

Sergio Fernández Calvo
A82352

Dra. Laura Rojas Blanco
Tutora del Trabajo

César Luis Garro Marín
A92616

M.Sc Manfred Esquivel Monge
Lector

Vanessa Li Feng
A93405

M.Sc Pamela Jiménez Fontana
Lectora

Dr. Juan Rafael Vargas Brenes
Secretario de la Sesión

Según lo establecido en el Reglamento de Trabajos Finales de Graduación, artículo 39 "... En caso de trabajos sobresalientes; si así lo acuerdan por lo menos cuatro de los cinco miembros del Comité, se podrá conceder una aprobación con distinción".

(X) Se aprueba con Distinción

Observaciones:

Original: Estudiantes, copia: Escuela de Economía

ESCUELA de ECONOMÍA
UNIVERSIDAD DE COSTA RICA

UNIVERSIDAD DE COSTA RICA

UNIVERSIDAD DE COSTA RICA
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS
Escuela de Economía

REPLICA DEL TRABAJO FINAL DE GRADUACIÓN:

"Incapacidades laborales en la población asalariada cubierta por el Régimen de Enfermedades de la CCSS".

Alumnos sustentantes:

Nombre	***Carné***	***Calificación***
Sergio Fernández Calvo	A82352	10
César Luis Garro Marín	A92616	10
Vanessa Li Feng	A93405	10

Firma de la Tutora Laura C. Blanco

Dra. Laura Rojas Blanco

26 de agosto del 2015

Dedicatoria

A Dios, a mis padres y a mis hermanos,
los motores de mi vida.
A Braulio, por su amor y paciencia.

Vanessa Li

A mis padres, por el apoyo y motivación
que me brindaron a lo largo de mis estudios.

César Garro

A mi familia, especialmente mis padres, profesores y demás
personas que de una u otra forma me ayudaron
en la elaboración de ese trabajo.

Sergio Fernández

Agradecimientos

A nuestra tutora PhD. Laura Blanco
Por su guía, paciencia y consejos a lo largo de la elaboración de este proyecto.

A nuestros lectores Msc. Manfred Esquivel y Msc. Pamela Jiménez
Por su lectura crítica del documento y su valiosa asesoría.

Al Área de Estadística de la Dirección Actuarial de la CCSS
Por proporcionarnos la base de datos utilizada en este estudio, así como el seguimiento y atención dadas a nuestras múltiples consultas.

Índice general

Dedicatoria i
Agradecimientos ii
Índice de cuadros v
Índice de gráficos vi
Resumen vii
1. Introducción 1
2. Antecedentes 2
2.1 Funcionamiento del sistema de incapacidad temporal 2
2.2 Evolución reciente de las incapacidades temporales en el seguro de salud 4
2.3 Otros estudios de las incapacidades temporales en Costa Rica 6
3. Marco teórico 6
3.1 Enfoque macroeconómico 7
3.2 Enfoque microeconómico 7
3.2.1 Modelo teórico y técnicas econométricas en estudios microeconómicos. 9
4. Métodos de trabajo 10
4.1. Modelo empírico y especificaciones 11
4.1.1 Incidencia y reincidencia de la incapacidad 11
4.1.2 Duración de la incapacidad 14
4.2 Datos 15
4.2.1 Base de datos 15
4.2.2 Análisis descriptivo de los datos 18
5. Desarrollo 25
5.1. Incidencia de la incapacidad 25
5.2. Modelo de conteo 29
5.3. Duración de la incapacidad 33
6. Conclusiones y recomendaciones 42
7. Bibliografía 45
8. Anexos 49

8.1. Anexo A: construcción de la variable sector económico 49

8.2. Anexo B: modelo de elección ocio-trabajo. 49

8.3. Anexo C: principales cambios introducidos en el Reglamento de otorgamiento de incapacidades y licencias a los beneficiarios del seguro de salud 50

8.4. Anexo D: comparaciones por día de la semana 51

Índice de cuadros

Cuadro 1: Régimen de enfermedad y maternidad de la CCSS: días de licencia y subsidios totales, 2000-2013 5

Cuadro 2: Asalariados del régimen de enfermedad y maternidad de la CCSS: estadísticas seleccionadas de la población en estudio 19

Cuadro 3: Asalariados del régimen de enfermedad y maternidad de la CCSS: tasas de incidencia por grupo..... 20

Cuadro 4: Asalariados del régimen de enfermedad de la CCSS: estadísticas varias de incapacidades 22

Cuadro 5: Coeficientes y efectos marginales promedio del modelo *logit* asociados a la probabilidad de incapacitarse 27

Cuadro 6: Coeficientes y efectos marginales promedio del modelo de cuenta asociados a la cantidad de incapacidades..... 30

Cuadro 7: Criterios de información de Akaike (AIC) y Bayesiano (BIC) de estimaciones para hombres 34

Cuadro 8: Criterios de información de Akaike (AIC) y Bayesiano (BIC) de estimaciones para mujeres 34

Cuadro 9: Estimaciones del modelo de fragilidad multivariado y efectos marginales promedio (fragilidad Gamma) 35

Cuadro 10: Resumen de los resultados según tipo de empresa..... 39

Cuadro 11: Subsidio de incapacidad como porcentaje del salario ordinario del trabajador para instituciones públicas seleccionadas..... 40

Cuadro 12: Detalle de la construcción de la variable sector económico 47

Cuadro 13: Modificaciones del máximo de días autorizados para patologías frecuentes introducidas en la reforma al reglamento del 2014 49

Cuadro 14: Tasas de riesgo por día de la semana para los hombres 50

Cuadro 15: Tasas de riesgo por día de la semana para las mujeres 50

Índice de gráficos

Gráfico 1: Costa Rica: subsidios por incapacidad temporal como porcentaje del PIB y subsidio real diario promedio, 2000-2013 5

Gráfico 2: Asalariados del régimen de enfermedad y maternidad: duración media y cantidad de incapacidades según el día de inicio, enero-2013 a diciembre-2013 24

Gráfico 3: Asalariados del régimen de enfermedad y maternidad: duración media y cantidad de incapacidades según el mes de inicio, enero-2013 a diciembre-2013 24

Resumen

Cita bibliográfica:

Directora de proyecto: Laura Cristina Blanco

Palabras claves: incapacidades temporales, ausentismo laboral, modelos de probabilidad, modelos de conteo, modelos de duración.

En Costa Rica, los trabajadores que se encuentran afiliados al seguro de salud de la Caja Costarricense de Seguro Social (CCSS) tienen derecho al gozo de un período de reposo subsidiado por motivo de una pérdida transitoria de las facultades para realizar las funciones laborales normales, lo que se conoce como una incapacidad temporal. Este trabajo estudia los determinantes, distintos de razones médicas, de la incidencia, reincidencia y duración de las incapacidades temporales expedidas por el Régimen de Enfermedad y Maternidad de la CCSS a los asegurados asalariados. Para este efecto, se utilizan modelos de probabilidad, de conteo y de sobrevivencia para estudiar la probabilidad de incapacitarse, la cantidad de incapacidades solicitadas y la duración de cada incapacidad, respectivamente.

Se halla evidencia de que el sector público muestra de forma consistente una mayor incidencia de incapacitación en comparación con el sector privado, aún después de controlar por otros factores laborales y demográficos. Además, los trabajadores públicos se acogen a un mayor número de incapacidades (alrededor de 0,5 incapacidades adicionales); mas, muestran duraciones menores que el sector privado. Los resultados además señalan un comportamiento diferenciado por sexo: las mujeres tienden a incapacitarse más pero en episodios de menor duración. Asimismo, se halla evidencia de que el salario tiene un efecto negativo sobre la tasa de incidencia y la duración de las incapacidades.

1. Introducción

La posibilidad de que ocurran eventos que inhabiliten a un trabajador para cumplir sus labores normales afecta a las empresas, al gobierno y, evidentemente, al trabajador. Por ello, es común que los países cuenten con seguros que protegen el ingreso de los trabajadores ante estas eventualidades. En Costa Rica, los trabajadores afiliados al seguro de salud de la Caja Costarricense de Seguro Social (CCSS) tienen el derecho a solicitar un período de reposo subsidiado por motivo de una incapacidad temporal, es decir, una pérdida transitoria de las facultades para realizar las funciones laborales normales[1].

Sin embargo, este mecanismo de protección a los trabajadores también genera costos importantes al seguro de salud y al país en general. Para el año 2013, los subsidios por incapacidad temporal representaron alrededor del 3,3% de los gastos totales del Seguro de Enfermedad y Maternidad de la CCSS (53.852 millones de colones de junio-2015) (CCSS, 2013a), cifra que equivale al 0,2% del PIB costarricense de ese año[2]. A estos costos además debe adicionarse la pérdida de producción generada por la ausencia del trabajador y los gastos adicionales en que incurre el patrono para sustituir al empleado. De esta forma, los datos anteriores que ya por sí solos son significativos, pueden tomarse como cotas inferiores de los costos económicos de las incapacidades temporales.

Ante estos hechos, se torna relevante comprender si otros factores, más allá de las causas médicas, influyen en la cantidad y duración de las incapacidades temporales a las que se acogen los asegurados del régimen de salud, no sólo para comprender el funcionamiento actual del sistema de incapacidad temporal, sino también para detectar posibles fallas y sugerir cursos de acción plausibles para corregirlas. Así, si otros factores más allá del estado de la salud afectan la cantidad y duración de las incapacidades que toman los trabajadores, existiría espacio para que, mediante políticas correctivas, se minimice el mal uso del beneficio de incapacidad.

Por ello, la presente investigación se aboca a analizar los determinantes distintos de razones médicas que inciden en el fenómeno de la incapacidad temporal[3] en la población asalariada cubierta por el seguro de salud de la CCSS, a través del estudio de una base de

---

[1] La incapacidad laboral excluye dolencias cuyo origen sean riesgos del trabajo o accidentes de tránsito. Tales riesgos son cubiertos por el Instituto Nacional de Seguros y otras aseguradoras privadas.

[2] Ambas proporciones mantienen magnitudes comparables a las señaladas durante los últimos 15 años, aunque muestran un aumento considerable desde el 2008.

[3] Se excluyen incapacidades por maternidad y enfermedades terminales. Las licencias por maternidad surgen como resultado del evento de tener hijos, lo cual está más allá del alcance que se persigue en este trabajo. Además es de esperar que las incapacidades por enfermedades terminales respondan exclusivamente a razones médicas.

datos con información a nivel nacional proporcionada por el Área de Estadística de la Dirección Actuarial y Económica de la CCSS para el año 2013. Con este cometido se plantean tres objetivos específicos. Primeramente, se propone estudiar los factores que afectan la probabilidad de que un asegurado asalariado se incapacite temporalmente con el uso de un modelo *logit* donde la variable dependiente indica si el trabajador se incapacitó o no durante el año 2013. Como segundo punto, se investigan los determinantes de la reincidencia de los episodios de incapacidad, esto a través de la especificación de un modelo de datos de conteo utilizando como variable dependiente el número de veces que cada trabajador se incapacitó durante el año 2013. Finalmente, se busca determinar cuáles aspectos afectan la duración de los lapsos de incapacidad, utilizando un modelo de datos de duración donde la variable dependiente es la cantidad de días por incapacidad.

De estos análisis, se halla evidencia de un comportamiento diferenciado por sexo: las mujeres experimentan más episodios, pero sus incapacidades son de menor duración que las de los hombres. Además, se concluye que los asalariados del sector público son más propensos a acogerse a una incapacidad y experimentan más episodios, los cuales tienden a ser de menor duración (en comparación del sector privado).

El presente documento se encuentra estructurado como sigue. En la segunda sección, se describe el funcionamiento de la incapacidad temporal en el Régimen de Enfermedad y Maternidad de la CCSS, así como algunos antecedentes que permiten comprender mejor su evolución reciente. Luego, se pasa a un apartado de revisión de la literatura sobre el tema. Seguidamente, en la sección metodológica se exponen los modelos empíricos y se describen los datos utilizados. La quinta sección detalla y analiza los resultados, para luego finalizar con un apartado de conclusiones y recomendaciones.

2. Antecedentes

En esta sección se presentan una serie de antecedentes que permiten comprender adecuadamente los aspectos prácticos de las incapacidades temporales del Régimen de Enfermedad y Maternidad de la CCSS. Para facilidad de exposición, esta sección se estructura en tres apartados. En el primero se describe el funcionamiento del sistema de incapacidad temporal según lo estipulado en los reglamentos aplicables. Seguidamente se analiza la evolución reciente del número y monto de los subsidios de incapacidad, para luego finalizar con una descripción de otros estudios realizados en Costa Rica sobre este tema.

2.1 Funcionamiento del sistema de incapacidad temporal

El Régimen de Enfermedad y Maternidad de la CCSS permite a sus asegurados ausentarse temporalmente del trabajo para recuperarse de una enfermedad o dolencia que

les impida cumplir adecuadamente con las tareas que su labor requiere. Este período de reposo puede ser aprobado únicamente por médicos u odontólogos de la CCSS, otros servicios médicos u odontológicos autorizados, medicina de empresa u otros proveedores de servicios de salud habilitados (CCSS, 2014a). Toda incapacidad comienza en el día en que el asegurado es atendido (incluyendo sábados) y, en caso de ser atendido después de concluida la jornada laboral completa, días libres, feriados, de asueto o domingo; se extiende a partir del día siguiente. Además, la duración máxima recomendada por incapacidad para patologías frecuentes está previamente definida en el "Reglamento para el otorgamiento de incapacidades y licencias a los beneficiarios del seguro de salud" [4]. Asimismo, cualquier período de extensión superior a 15 días debe ser autorizado por la jefatura médica del centro donde es atendido el asegurado y en el caso de períodos superiores a 90 días, la Comisión Local Evaluadora de Incapacidades [5] debe estudiar individualmente los casos y queda facultada para solicitar la revalorización del paciente (CCSS, 2014a).

Durante el período de incapacidad, el asegurado es compensado por la pérdida de ingresos laborales. En este caso, para los primeros tres días [6], la legislación laboral costarricense requiere que el empleador pague al trabajador al menos el 50% de su salario (Código de Trabajo de Costa Rica 1943, s. 6, 79). No obstante, a partir del cuarto día de incapacidad, la CCSS paga al trabajador un subsidio o ayuda económica [7] equivalente al 60% del salario ordinario promedio reportado durante los tres meses anteriores al inicio del evento. Cualquier suma adicional al 60% sufragado por la CCSS puede ser añadida de forma *voluntaria* por el empleador.

A partir de lo anterior se infiere que, a pesar de que la ausencia debe ser autorizada por un médico cualificado, el sistema de salud aún da margen de decisión al trabajador y, por tanto, abre un portillo para que las incapacidades laborales respondan a incentivos económicos u otros factores distintos de razones meramente médicas. Esto ocurre pues la

---

[4] El reglamento que se encuentra vigente fue aprobado el 29 de abril del 2014 y se publicó en la Gaceta el 29 de mayo de ese mismo año. Este reglamento reemplazó al que regía desde el 2011. Aunque las incapacidades estudiadas en este trabajo se emitieron bajo el reglamento antiguo, los aspectos prácticos expuestos en esta sección fueron extraídos del más reciente. Esto pues las diferencias entre el del 2014 respecto al del 2011 son mínimas. Para más detalle refiérase a los anexos.

[5] Órgano cuyo criterio es vinculante para los profesionales autorizados para emitir incapacidades y licencias por maternidad.

[6] Aunque las incapacidades de duración inferior o igual a tres días no son subsidiadas por el Régimen de Enfermedad y Maternidad, estos eventos deben ser reportados a la CCSS y por tanto se encuentran en la base de datos estudiada.

[7] La diferencia entre ambos tipos de compensación radica en que el subsidio no tiene un período máximo de pago, mientras que la ayuda económica posee un tope de 84 ó 182 días dependiendo de la cantidad de meses cotizados por el trabajador en el año anterior a la incapacidad. Para este trabajo no es posible distinguir si el trabajador recibió ayuda económica o subsidio.

decisión de si solicitar o no la incapacidad es dejada al asalariado (siempre y cuando la dolencia o enfermedad no sea grave) y, en general, el estado de salud de una persona es difícil de monitorear incluso para un médico entrenado (Johansson y Palme, 1996). A este hecho además debe añadirse que el costo, en términos de ingresos no percibidos, puede ser sumamente distinto en diferentes empresas. Por ejemplo, para los empleados de la CCSS una incapacidad laboral con una duración de hasta un año no tiene costo[8] pues esta institución paga como patrono un 40% adicional al 60% que ya paga como asegurador, de forma que sus trabajadores reciben el 100% de su salario durante todo el período de incapacidad laboral (Dirección de Administración y Gestión de Personal de la C.C.S.S., 2011); mas, es probable que el empleado promedio en la empresa privada reciba niveles inferiores de subsidio.

2.2 Evolución reciente de las incapacidades temporales en el seguro de salud

El margen de decisión existente en el régimen de enfermedad y las posibles diferencias en incentivos por empleador dotan de interés al estudio de la incapacidad temporal; sin embargo, también lo hace el tamaño de los subsidios que paga la CCSS por este concepto: para el año 2013 las erogaciones por motivo de incapacidades temporales representaron el 3,3% de los gastos totales del Régimen de Enfermedad y Maternidad (53.852 millones de colones de junio del 2015).

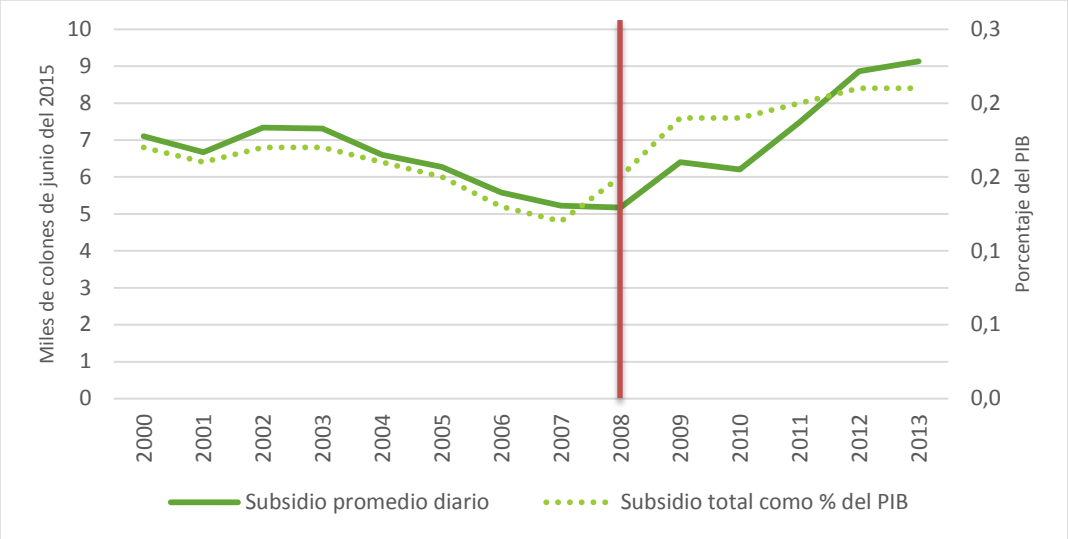
El cuadro 1 además muestra la evolución reciente de los subsidios y días de incapacidad (excluyendo licencias de maternidad e incapacidades por enfermedades terminales) del seguro de enfermedad de la CCSS. Como se puede apreciar, aunque la cantidad de días de licencia autorizados por trabajador ha permanecido estable alrededor de los 4,2 días por incapacidad, el crecimiento en el costo total de los subsidios se aceleró a partir del 2008. Durante el período comprendido entre 2000 y 2013, las erogaciones totales crecieron a una tasa promedio de 7% anual en términos reales; pero, a partir del 2008 aumentaron a una tasa promedio del 33%. Esta misma tendencia se observa en el monto del subsidio diario, el cual creció a una tasa promedio de 1% anual durante todo el período; pero, a partir del 2008 aumentó al 27% anual (ver gráfico 1).

Para dar contexto a las cifras anteriores considérese que del 2000 al 2013 el PIB per cápita real creció en promedio a un 2,8% anual, tasa que es superior al incremento del subsidio por día antes señalado. Sin embargo, entre el 2008 y el 2013, esta variable apenas creció a un 2% anual, de forma que el fuerte aumento el pago de incapacidades entre estos

[8] La CCSS subsidia con un 100% del salario de toda incapacidad laboral de sus empleados hasta una duración máxima de 1 año. Después de un año incapacitado, el subsidio pasa a representar el 60% del salario.

años no se explica por una aceleración en el crecimiento del ingreso promedio. Un

Gráfico 1: Costa Rica: subsidios por incapacidad temporal como porcentaje del PIB y subsidio real diario promedio, 2000-2013



Fuente: elaboración propia con datos de la CCSS (2014).

Cuadro 1: Régimen de enfermedad y maternidad de la CCSS: días de licencia y subsidios totales, 2000-2013

Año	Días otorgados	Número de trabajadores cotizantes	Días promedio por trabajador	Subsidio real total erogado (000)**	Subsidio total como % del PIB***	Subsidio real diario promedio* **
2000	3.769.746	726.048	5,2	26.782.199	0,17	7.105
2001	3.694.394	727.603	5,1	24.656.349	0,16	6.674
2002	3.661.640	931.790	3,9	26.880.401	0,17	7.341
2003	3.908.998	954.280	4,1	28.581.830	0,17	7.312
2004	4.004.351	1.003.575	4,0	26.423.681	0,16	6.599
2005	4.123.867	1.064.683	3,9	25.880.480	0,15	6.276
2006	4.314.704	1.143.312	3,8	24.061.641	0,13	5.577
2007	4.815.532	1.253.327	3,8	25.156.787	0,12	5.224
2008	6.026.524	1.369.638	4,4	31.157.553	0,15	5.170
2009	6.410.452	1.374.419	4,7	41.018.396	0,19	6.399
2010	7.009.390	1.436.930	4,9	43.492.004	0,19	6.205
2011	6.318.432	1.498.328	4,2	47.208.893	0,20	7.472
2012	5.798.757	1.557.783	3,7	51.414.539	0,21	8.866
2013	5.897.564	1.600.433	3,7	53.852.496	0,21	9.131

* Se calcula dividiendo el subsidio real total entre el número de días otorgado

** Datos expresados en colones de junio del 2015. Al deflatar cada cifra anual se utiliza el IPC (INEC) de cierre del año respectivo.

*** Se calcula dividendo el subsidio nominal total entre el PIB nominal del año respectivo

Fuente: Elaboración propia con datos de la CCSS.

comportamiento similar se observa al estudiar la proporción que representan los subsidios totales dentro del PIB en el cuadro 1 y el gráfico 1: aunque en el lapso del 2000 al 2013 los

pagos por incapacidad ocuparon en promedio el 0,17% del PIB, a partir del 2007 esta cifra sufre un fuerte ascenso, pasando de 0,12% en 2007 al 0,21% en el 2013.

En este sentido, los datos anteriores sugieren que el costo del sistema de incapacidad temporal, tanto en términos de egresos monetarios como de producción perdida, ha aumentado considerablemente en años recientes.

2.3 Otros estudios de las incapacidades temporales en Costa Rica

A pesar del volumen de incapacidades y la importancia del costo de los subsidios para el Régimen de Enfermedad y Maternidad, este tema ha sido poco estudiado en el país. Algunos estudios se relacionan con el problema que se plantea en este trabajo. En primer lugar, Acuña y Mata (2001) realizaron un análisis de las incapacidades de los empleados de la CCSS para el año 1999 y, sugieren que su incidencia y duración son mayores para las mujeres. Por su parte, Beirute (2002) estudió las incapacidades del personal de enfermería del Hospital México. La autora señala que, entre otros factores, las condiciones laborales son agentes importantes en la determinación de la frecuencia de las incapacidades de esta población. Finalmente, la Dirección de Administración y Gestión de Personal de la CCSS (2011), en un estudio de la población de empleados de la institución, señala que variables como el sexo, la edad, la época del año (estacionalidad), el día de la semana y el número de empleados en el centro de trabajo están relacionados con la cantidad de incapacidades que gestionan los trabajadores.

Los tres análisis anteriores, si bien contribuyen al estudio de las incapacidades en el país, comparten una limitación importante: se concentran únicamente en una población específica, lo cual mina la posibilidad de generalizar sus conclusiones. En este respecto, la presente investigación pretende obtener resultados que abarquen una población mucho mayor a la de los estudios previos. Asimismo, la metodología utilizada permitirá pronosticar la incidencia y duración de la incapacidad en función de un conjunto de variables a nivel de cada individuo, lo cual aportará insumos útiles para la elaboración de políticas coherentes que tengan por objetivo la prevención y disminución de las incapacidades laborales.

3. Marco teórico

Se entiende ausentismo laboral como cualquier período fuera del lugar del trabajo que no ha sido anticipado o agendado por el empleador (Andren, 2001). La tasa de ausentismo puede descomponerse en dos factores: la incidencia (cantidad de ausencias tomadas por un trabajador en un período determinado) y la duración (longitud de tiempo en el que un trabajador se encuentra ausente) (Barmby, Orme y Treble, 1991). La relevancia del fenómeno ha generado un amplio abordaje dentro de la literatura económica y psicológica (Fichman, 1988; Fichman, 1989; Harrison y Hulin 1989); ya Douglas (1919)

realizaba un análisis incipiente de los costos e inconvenientes generados y, sugería posibles causas y mecanismos para su control. El tratamiento de esta cuestión en estudios posteriores puede dividirse en dos enfoques principales: uno macroeconómico y otro microeconómico, los cuales se detallan a continuación.

3.1 Enfoque macroeconómico

En una primera línea de abordaje, Doherty (1979) intenta explicar el ausentismo a nivel macroeconómico a partir de variables como el desempleo y los beneficios de incapacidad. La hipótesis de dicho estudio se centra en que la decisión de ausentarse (y acogerse al permiso pagado de enfermedad) involucra dos componentes: uno de riesgo moral asociado a los subsidios de incapacidad ("hipótesis del desincentivo") y otro encadenado a la "seguridad en el empleo", el cual se refiere a la probabilidad de permanecer en el trabajo actual. Ambos elementos apuntan a la existencia de una relación negativa entre el ausentismo y la desocupación. La autora utiliza una regresión de series de tiempo para Gran Bretaña de 1954 a 1974 y obtiene resultados que apoyan su hipótesis. Cabe señalar que Dawkins y Kenyon (1989) y, Morten y Osborg (2002), con un enfoque similar al de aquella investigación, confirman la existencia de la relación señalada.

3.2 Enfoque microeconómico

En una segunda línea de abordaje se encuentra el enfoque microeconómico, el cual predomina en los estudios acerca del ausentismo (Alba, 2009; Allen, 1981; Andren, 2001; Barmby, Orme y Treble, 1991; Bostrom, Johansson y Palme, 2002; Chelius, 1981; Johansson y Palme, 1996; Leigh, 1985; Paringer, 1983; Winkler, 1980). Este tipo de investigaciones parten de un modelo de elección ocio-trabajo[9], donde se asume que el consumidor maximiza su utilidad sujeto a una restricción temporal, y de allí se analizan los determinantes del período de ausencia del trabajo; el cual es definido conjuntamente por las decisiones del trabajador y la firma. A partir de este modelo, se concluye que factores como el subsidio por incapacidad (Allen, 1981; Andren, 2001), los esquemas de penalización (Winkler, 1980) y el salario influyen sobre la decisión de ausentarse, donde la dirección del efecto de este último está teóricamente indeterminada por causa de efectos ingreso y sustitución contrarios (Allen, 1981). Acá el efecto sustitución se refiere a que, a medida que el salario crece, el precio del tiempo libre se incrementa por lo que disminuye el ausentismo. Adicionalmente, cuando el salario asciende, también lo hace el nivel de ingreso del trabajador lo cual resulta en un mayor consumo de bienes normales (entre ellos el ocio). Esto último provocaría un incremento del ausentismo (Chelius, 1981).

[9] Ver anexos.

Con base en los aportes de los estudios microeconómicos, se pueden confeccionar cinco grandes grupos de determinantes: 1) características propias de los esquemas de penalización y subsidio, 2) tipos de empleo y contratos, 3) características personales, 4) estado de salud y 5) factores macroeconómicos.

En lo referente a los esquemas de penalización de ausentismo, Winkler (1980), Allen (1981) y, Barmby, Orme y Treble (1991) sugieren que penas monetarias y no monetarias tienen repercusiones marcadas sobre el nivel de ausencias óptimo de los empleados. En este caso, esquemas donde el ausentismo es menos costoso, tendrán como resultado un nivel más alto de ausencias. Asimismo, mayores niveles de subsidio por incapacidad aumentarán el nivel de absentismo, en el tanto reducen el costo de oportunidad de no asistir al lugar de trabajo (Allen, 1981; Andren, 2001; Paringer, 1983). En este sentido, reformas encaminadas a endurecer las penas o reducir los niveles de subsidio conducirán a una reducción del ausentismo.

La importancia de los diferentes tipos de contratos y empleos también ha sido señalada. Allen (1981) apunta que permanecer buscando empleo tiene costos para el individuo, por lo que éste puede aceptar un contrato que estipule horas laborales sub-óptimas. Bajo estas condiciones, dado su salario, el trabajador tiene incentivos para consumir más ocio a través de las ausencias. Por su parte, Winkler (1980) argumenta que características de la empresa como su tamaño (medido por la cantidad de trabajadores) intervienen en la decisión de ausentarse del trabajo; en específico, señala que un mayor tamaño en la empresa reduce la satisfacción laboral al disminuir la comunicación y cohesión entre los trabajadores. Además, el ausentismo es más bajo en empresas más pequeñas ya que existe un mayor control sobre los empleados (Bostrom, Johansson y Palme, 2002). Por otro lado, el nivel de habilidad y de tecnificación de las tareas afecta la satisfacción de los empleados con sus labores, lo cual modifica el costo para el trabajador de presentarse a laborar. En este caso se espera que actividades de mayor sofisticación muestren menor número de ausencias (Chelius, 1981). Por último, otras características del empleo, tales como el riesgo de la ocupación, generarían más ausencias pues el trabajador trataría de reducir su exposición a esos riesgos ausentándose, o aumentaría la utilización de licencias por efecto de accidentes laborales (Johansson y Palme, 1996).

El costo de oportunidad de la ausencia también puede ser influido por las características personales. En este caso, Primoff (1997) señala que las responsabilidades tradicionales de las mujeres en la producción del hogar pueden generar un comportamiento diferenciado al de los hombres. En esta misma línea, Bostrom, Johansson y Palme (2002) Johansson y Palme (1996), Andren (2001), Barmby, Orme y Treble (1991), Paringer (1983) y Alba (2009) indican la existencia de diferencias en los costos de oportunidad, lo cual genera conductas disímiles según el género; donde la mayor incidencia se da para las mujeres. Por otro lado, la edad puede reflejar diferencias en el estado de salud de los individuos así como

distintas condiciones laborales y, por tanto, distintas demandas por ausencias (Johansson y Palme, 1996). Adicionalmente, estar casado generalmente está asociado a niveles de ausencia más bajos (Andren, 2001).

Las variables relacionadas con el estado de salud se constituyen en uno de los determinantes más importantes del ausentismo (Alba, 2009; Allen, 1981; Andren, 2001; Paringer, 1983; Primoff, 1997). De hecho, estudios como los de Leigh (1985), Paringer (1983) y Primoff (1997) concluyen que estos son los determinantes más importantes del patrón de ausencias y descartan la influencia de características personales.

En un último grupo encontramos los factores macroeconómicos. Leigh (1985), siguiendo la línea ya iniciada por Doherty (1979), incorpora al modelo de elección individual la tasa de desempleo. Este factor influye en la decisión individual por dos motivos: en épocas de alta desocupación, las ausencias aumentan la probabilidad de ser despedido y, por otro lado, cuando el desempleo es alto, los trabajadores cesados tenderán a ser aquellos que más se ausentan. Ambos elementos tenderán a reducir el ausentismo de los trabajadores. Los hallazgos empíricos de Leigh (1985) apoyan su hipótesis. Cabe señalar que la evidencia sobre el desempleo en estudios de corte transversal no es unánime. Algunos observan esta relación inversa (Johansson y Palme, 1996), mientras que en otros casos no resulta significativa (Alba, 2009; Andren, 2001).

3.2.1 Modelo teórico y técnicas econométricas en estudios microeconómicos.

El estudio del ausentismo laboral ha sido ampliamente tratado partiendo de un modelo de oferta laboral convencional, donde el individuo elige la cantidad a consumir entre ocio y trabajo (Allen, 1981; Johansson y Palme, 1996; Primoff, 1997). En dicho modelo, el individuo maximiza una función de utilidad cuyos argumentos son un bien de consumo compuesto y tiempo de ocio, sujeto a una restricción presupuestaria y una restricción temporal[10]. Esta conducta optimizadora predice que: 1) un incremento en el salario posee un efecto ambiguo sobre la tasa de ausentismo debido a que los efectos de sustitución e ingreso afectan de manera opuesta; 2) un aumento en el ingreso no laboral conlleva un incremento en la demanda de los bienes no inferiores incluido el tiempo ausente del trabajo; 3) un incremento en el número de horas de trabajo incrementará el ausentismo del trabajador debido que la utilidad marginal del ocio es decreciente; 4) un aumento en las penalizaciones ante las ausencias, tanto monetarias como no monetarias, reduce el ausentismo.

[10] Para más detalle refiérase a los anexos.

En estos estudios, además, dadas las características de los datos y del problema que se intenta responder, priman dos tipos de modelos econométricos: los de probabilidad (Alba, 2009; Allen, 2001; Barmby, Orme y Treble, 1991; Johansson y Palme, 1996; Primoff, 1997) y los de duración (Alba, 2009; Andren, 2001; Barmby, Orme y Treble, 1991; Bostrom, Palme y Johansson, 2002). En este contexto, dada la naturaleza de la variable dependiente (valores enteros y no negativos), los modelos de regresión basados en mínimos cuadrados ordinarios (MCO) no son comunes; sin embargo, se utilizan en algunas ocasiones (Paringer, 1983; Winkler, 1980).

Por un lado, los modelos de probabilidad concentran sus esfuerzos en la explicación de la incidencia de ausencias en la población en estudio, donde se utilizan tanto especificaciones *logit* como *probit*[11]. También, en algunas ocasiones, estos modelos se combinan con los de datos conteo para explicar la cantidad de días de ausencia en lo que se conoce como modelos tipo "hurdle". En estos casos, se separa el estudio de la decisión de ausentarse al menos una vez, la cual se analiza a través de un modelo de probabilidad, de la explicación del número de ausencias para los individuos que se ausentaron al menos una vez, proceso que se explica a través de un modelo de datos de conteo[12] (Primoff, 1997).

Por su parte, los modelos de duración se abocan al estudio de la extensión de los episodios de ausencias. Para este efecto, se utilizan especificaciones paramétricas (Alba, 2009; Barmby, Orme y Treble, 1991) y semiparamétricas (Andren, 2001), donde la diferencia entre ambas radica en que las primeras parametrizan ampliamente la distribución subyacente a los datos, mientras que los últimos no realizan suposiciones fuertes sobre esta (Cameron y Trivedi, 2005). Un punto a recalcar es que, independientemente de la técnica utilizada, en los estudios de duración se observa que el día de la semana en que inicia la incapacidad juega un papel importante en la definición de la duración de la ausencia. Por ejemplo, Andren (2001) encuentra que la duración de las incapacidades que comenzaron al inicio de la semana fue mayor que aquellas que iniciaron al final de semana.

4. Métodos de trabajo

[11] La elección entre ambos modelos generalmente no tiene implicaciones importantes sobre los resultados. En la práctica, muchos investigadores eligen el modelo *logit* debido a su comparativa simplicidad matemática (Greene, 2003).

[12] Es usual que en la práctica los datos muestren gran cantidad de ceros en la variable dependiente (i.e. individuos que no se ausentaron del trabajo). Esta característica complica el ajuste de modelos de datos de conteo, tales como los de *poisson* o los de binomial negativa, los cuales tenderían a subestimar la cantidad de ceros observada. Los modelos tipo "hurdle" atienden esta dificultad de dos formas: primero, permiten que el efecto de las variables explicativas varíe entre los ceros y los sucesos con cuenta positiva (una o más ausencias), y, al truncar la distribución en cero, también permiten un mejor ajuste a los datos (Primoff, 1997).

Para abordar el estudio de las incapacidades en esta investigación, se divide el problema en dos etapas, siguiendo como principal lineamiento el modelo presentado por Barmby, Orme y Treble (1991). En una primera etapa, se analiza la incidencia y reincidencia de la incapacidad, y en una segunda fase, se estudia la duración de dichos episodios. A continuación se expondrá el modelo empírico y las especificaciones econométricas para tratar ambas etapas del problema. Seguidamente, se presenta una sección donde se realiza una descripción de los datos usados para esta investigación.

4.1. Modelo empírico y especificaciones

Con base en la revisión de la literatura de la sección anterior, se desarrolla la siguiente formulación para el modelo empírico general a estimar:

$$A_{it} = f\left(SALARIO_i, CP_i,\ ES_{it,}, CE_i, TMP_{it}\right)\ (1)$$

A_{it} corresponde a un vector de alguna medida de ausentismo (incidencia o duración) para el trabajador i en el momento t, el cual es función del salario ($SALARIO_i$), las características personales (CP_i), el estado de salud del trabajador (ES_{it}), las características de la empresa donde labora (CE_i) y un vector que recoge el momento en el cual se emitió la incapacidad (TMP_{it}). Las especificaciones del modelo anterior se descomponen en dos partes. En la primera parte se modela la probabilidad de haber tenido alguna incapacidad (incidencia) y el número de incapacidades que tuvo durante el año (reincidencia). En la segunda parte, se modela la duración de los lapsos de incapacidad.

4.1.1 Incidencia y reincidencia de la incapacidad

Para analizar los primeros dos objetivos de la investigación, se utiliza un modelo de datos de conteo "*hurdle*" o modelo en dos etapas, el cual asume que el proceso que genera los ceros de la variable es distinto al que genera los valores positivos para la cuenta, es decir, el evento de no incapacitarse proviene de un proceso distinto al que genera el evento de incapacitarse una o más veces (Primoff, 1997).

Para este efecto se define la variable $w_i = 0,1,2 \ldots$, que representa la cantidad de veces que la *i*-ésima persona se incapacita durante el 2013 y se distribuye según una función de probabilidad condicional $f(w_i|\mathbf{x_i})$, donde $\mathbf{x_i}$ representa los factores que afectan el valor que toma w_i. En una primera etapa, se modela si la persona se incapacita o no. El evento donde el individuo i se observa como incapacitado (o no incapacitado) está indicado por la variable aleatoria Y_i, la cual es igual a la unidad si el individuo se incapacitó y cero en caso contrario. La probabilidad de este evento puede ser escrita como una función paramétrica de un vector $\mathbf{x_i}$ a saber:

$$P(Y_i = 1) = F(\mathbf{x}_i'\beta)\ (2)$$

Donde F es la distribución de probabilidad elegida para este proceso binario. Los modelos de respuesta discreta, como el que se va a utilizar en este caso, cuya variable dependiente es dicotómica y señala si la persona se incapacita o no, pueden ser estimados mediante un modelo *logit* o un modelo *probit*. El primero usa una distribución acumulativa logística y el segundo usa una distribución acumulativa normal. En la mayoría de aplicaciones, los resultados de ambos modelos son similares. La diferencia radica en que la distribución logística posee colas más gruesas en su distribución, es decir, la probabilidad condicional se acerca a cero y a uno a una tasa más lenta. En la práctica, suele usarse la distribución logística por su relativa simplicidad matemática (Gujarati, 2004). Así, siguiendo a Primoff (1997), se utiliza una distribución logística. Dicho modelo parte de que la probabilidad de incidencia de una incapacidad (P_i) está dada por:

$$P_i = \frac{1}{1 + e^{-(\mathbf{x}_i'\beta)}} \quad (3)$$

En el vector $\mathbf{x_i}$ se incluyen las variables de salario del trabajador ($SALARIO_i$), características personales (CP_i) y características de la empresa donde labora (CE_i).

Las características personales (CP_i) están compuestas por las siguientes variables:

- $EDAD_i$: indica el rango de edad del trabajador
- $TIP_IDENT_i = 1$, si el trabajador es de nacionalidad costarricense.

Por su parte, CE_i recoge las variables:

- $N.EMPLEADOS_i$: tamaño de la empresa según el número de trabajadores que la conforman. Puede tomar cuatro valores: empresas micro (planilla $\leq$ 10), pequeña (10 $<$ planilla $\leq$ 35), mediana (35 $<$ planilla $\leq$ 100) y grande (planilla $\geq$ 100).
- $TEMPRECOD_i$: refiere a la clase de empresa donde labora el trabajador y se clasifica en siete categorías: el empleador más grande, el cual es del sector educación; el segundo empleador más grande, que pertenece al sector salud; el tercer empleador más grande, que se dedica a actividades de electricidad y telecomunicaciones; el Gobierno Central; instituciones autónomas; servicio doméstico y otras empresas privadas; donde los primeros cinco corresponden a patronos del sector público y los últimos dos son del sector privado.
- $SECTOR_i$: corresponde al sector según la actividad económica de la empresa donde labora el trabajador (primario, secundario o terciario).

Para cada individuo se observa si efectivamente se incapacitó o no, es decir, se observa $Y_i = 1$, si el individuo se ha incapacitado y $Y_i = 0$, si no lo ha hecho. Partiendo de que cada Y_i es una variable aleatoria de Bernoulli, dicha variable se puede expresar como

$$\begin{cases} Pr(Y_i = 1) \ = \ P_i \\ Pr(Y_i = 0) \ = \ (1 - P_i) \end{cases} \quad (4)$$

Para facilidad de exposición, la expresión (3) puede reescribirse como:

$$P_i = \frac{1}{1+e^{-Z_i}} = \frac{e^{Z_i}}{1+e^{Z_i}} \quad (5)$$

Con $Z_i = \mathbf{x}_i'\beta$. La ecuación anterior representa lo que se conoce como la función de distribución logística acumulada.

Ahora bien, en una segunda etapa del modelo, una vez que el individuo se ha incapacitado, puede reincidir una o más veces, de forma que recordando que w_i representa el número de veces que se incapacita el individuo i-ésimo, $f(w_i|\mathbf{x_i})$ es la función de densidad de probabilidad condicional de w_i y F es la función de distribución acumulada elegida para Y_i (para nuestro caso la distribución logística), se tiene entonces que:

$$f(w_i\,|w_i \geq 1, x) * \; P(Y_i = 1) = \frac{f(w_i|\mathbf{x_i})}{1 - f(w_i = 0|\mathbf{x_i})} * F(\mathbf{x_i}'\beta) \quad (6)$$

La expresión anterior señala la probabilidad de que el individuo se incapacite w_i veces dado que se incapacitó al menos una vez, condicionado a sus características individuales. La función $f(w_i|\mathbf{x_i})$ se modela mediante un proceso de distribución de *Poisson* (Greene, 2003). Específicamente:

$$f(w_i|\mathbf{x_i}) = \frac{e^{-\lambda_i}\lambda_i^{w_i}}{w_i!} \quad (7)$$

donde $\lambda_i = E(w_i)$. En vista de que la distribución de probabilidad de cualquier variable *poisson* presenta equidispersión (media igual a variancia), (7) asume que hay igualdad entre la media del número de incapacidades y su variancia. Esto debe ser contrastado mediante un test adecuado. En caso de que se rechace esta hipótesis, se debe recurrir a una distribución como la binomial negativa en lugar de una *poisson*. Primoff (1997) utiliza un modelo con distribución binomial negativa debido a que dicha especificación no asume que los eventos (incapacidades) están distribuidos independientemente a lo largo del tiempo. La autora menciona como ejemplo que si un individuo se ausenta de su trabajo por cinco días por un resfrío, el quinto día de ausencia puede no ser independiente del cuarto día ya que ambos episodios se dieron en el mismo lapso de enfermedad. De esta forma, al considerar ambas etapas, la función de distribución de probabilidad de la cantidad de incapacidades sería:

$$g(y_i) = \begin{cases} 1 - F(\mathbf{x_i}'\beta), & si\; w_i = 0 \\ f(w_i\,|w_i \geq 1, \mathbf{x_i}) * F(\mathbf{x_i}'\beta), & si\; w_i \geq 1 \end{cases} \quad (8)$$[13]

[13] La función de densidad f tiene un truncamiento en cero, razón por la cual debe re-escalarse para que la función acumulada sume la unidad: $f(w_i\,|w_i \geq 1, \mathbf{x_i}) = \frac{f(w_i|\mathbf{x_i})}{1-f(w_i=0|\mathbf{x_i})}$.

Donde $F(\mathbf{x_i'}\beta)$ es la probabilidad de incapacitarse. En el vector $\mathbf{x_i}$ se incluyen las mismas variables especificadas en el paso anterior para estimar la incidencia de la incapacidad.

4.1.2 Duración de la incapacidad

En un análisis de datos de duración, interesa modelar la longitud de un período de tiempo comprendido entre el inicio de un evento hasta su final. En este caso, el evento de interés es una incapacidad temporal por enfermedad.

El lapso que dura cada episodio de incapacidad está representado por una variable aleatoria a la que se llamará T. Se asume que T tiene una función de distribución de probabilidad continua $f(t)$. La correspondiente función de probabilidad acumulada $F(t)$ nos indica la probabilidad de que el episodio haya durado como máximo hasta el momento t y está dada por:

$$F(t) = \int_0^t f(s)ds = Prob(T \leq t) \quad (9)$$

La función de sobrevivencia $S(t)$ mide la probabilidad de que un trabajador se incapacite por lo menos hasta el momento t y está representada por:

$$S(t) = 1 - F(t) = Prob(T > t) \ \ (10)$$

En este tipo de análisis, interesa responder a la pregunta de cuál será la probabilidad de que un evento termine en un período próximo corto dado a que se ha mantenido hasta el momento t. Para responder a esta incógnita se utiliza la función de riesgo o "*hazard rate*", la cual está dada por:

$$\lambda(t) = \lim_{\Delta t \to \infty} \frac{Prob(t \leq T \leq t + \frac{\Delta t}{T} \geq t)}{\Delta t} = \lim_{\Delta t \to \infty} \frac{F(t + \Delta t) - f(t)}{\Delta t \, S(t)} = \frac{f(t)}{S(t)} \ \ (11)$$

La expresión anterior corresponde a la tasa a la cual el riesgo de dejar cierto estado, en este caso el suceso de estar incapacitado, es acumulado. Una función de riesgo inferior a la unidad significa que un individuo disminuye la tasa a la cual acumula riesgo de falla (posibilidad de salir de cierto estado). Lo contrario aplica cuando la función de riesgo es superior a la unidad. En el ejemplo de Bravo y Vásquez (2008), donde se estima la duración del desempleo explicado por las variables de años de escolaridad, sexo y edad, se obtiene que la función de riesgo para la variable de escolaridad es de 0,99 y para la variable sexo es de 1,4. Dicho coeficiente indica que por cada año de escolaridad adicional, la tasa a la cual se acumula el riesgo de falla (posibilidad de salir del estado de desempleo) es 0,99 veces la función de riesgo de una persona con un año de escolaridad menos, es decir, a medida que incrementan los años de escolaridad, mayor es la duración del desempleo. Por otra parte, la función de riesgo para los hombres resultó en 1,4 veces la función de riesgo para mujeres, lo que indica que los hombres acumulan riesgo de falla (posibilidad de salir del desempleo) a

una tasa mayor con respecto a las mujeres, es decir, la duración del desempleo en los hombres es menor que para las mujeres.

En el análisis de datos de supervivencia, además suele encontrarse un grupo de individuos los cuales son afectados por los mismos factores de riesgo observables y poseen diferentes tiempos de ocurrencia para el evento de riesgo. Así para para algunos sujetos el tiempo de supervivencia es más largo y para otros es más corto de lo esperado. También pueden presentarse individuos muy similares entre sí cuyos tiempos de supervivencia están correlacionados por covariables no observables. Siguiendo a Andren (2001), se utilizan los modelos de fragilidad para incluir dichas covariables por medio de un componente que tiene un efecto multiplicativo en la función de riesgo: la fragilidad. Este factor brinda información sobre la correlación entre los grupos de individuos similares, de forma que es posible especificar el riesgo en poblaciones heterogéneas mediante efectos aleatorios. Como resultado, los sujetos o grupos con mayor fragilidad o vulnerabilidad, tienden a completar el evento más rápidamente que los demás.

En este tipo de modelos, se emplean diferentes distribuciones de la función de riesgo base como por ejemplo: la función de riesgo exponencial, weibull, gompertz, log-normal y log-logística. Además, existen diferentes modelos de fragilidad paramétricos, los cuales dependen de la función de densidad escogida para el componente de fragilidad. Algunos de los modelos más utilizados son: gamma, log-normal, distribución estable positiva y gaussiana inversa. Por ende, se pueden realizar diversas combinaciones entre los tipos de distribución de la función de riesgo base y la distribución del componente de fragilidad.

Dentro de las variables explicativas para este modelo se incluyeron, además de salario del trabajador ($SALARIO_i$), las características personales (CP_i), las características de la empresa (CE_i) y variables relacionadas con el estado de salud del trabajador (ES_{it}). Este último grupo abarca el diagnóstico con el que se incapacitó al trabajador ($DIAG_{it}$), el tipo de servicio de atención ($SERVICIO_{it}$) y la región económica donde fue expedida la incapacidad ($UNIDADREGION_{it}$). Se incluyeron también dos variables que indican el día de la semana ($DIA.INICIO_{it}$) y el mes ($MES.INICIO_{it}$) en el cual dio inicio la incapacidad.

4.2 Datos

Los datos utilizados en esta investigación fueron proporcionados por el Área de Estadística de la Dirección Actuarial y Económica de la CCSS. A continuación se presenta una descripción detallada de qué se encuentra incluido en esta base, cuáles son sus limitaciones y además se señala cómo se construyeron algunas variables. Luego, en otro apartado se estudian más a fondo las características generales de la población a estudiar.

4.2.1 Base de datos

La base a estudiar corresponde a una estructura de corte transversal, donde la unidad de estudio es el asegurado. Los datos abarcan la totalidad de los individuos cubiertos por el Régimen de Enfermedad y Maternidad de la CCSS en junio del 2013 e incluyen información a nivel individual sobre *todas* las incapacidades que cada asegurado tomó durante todo el 2013. En términos generales, se cuenta con datos de características del individuo tales como: edad, género, nacionalidad (costarricense o extranjero) y características del empleo (incluyendo el salario bruto mensual[14], la actividad económica según el CIIU4, tipo de empresa, identificador del patrono del trabajador, entre otros). En el caso de los datos por incapacidad, se cuenta con la información recabada en los formularios de otorgamiento de la incapacidad, la cual incluye datos como la duración del evento, la región económica a la que pertenece el centro donde se atendió la incapacidad, el tipo de servicio donde el asegurado es ingresado y el diagnóstico bajo el cual se incapacitó el individuo.

Para efectos del análisis de la información es importante tener claras tres limitaciones de los datos: primero, aun cuando la base abarca una población mucho mayor a la de estudios anteriores, en ella se encuentran incluidos solamente aquellos asegurados activos en junio del 2013, es decir, corresponde a un corte transversal de la población asegurada en el mes de junio. Por tanto, todos los individuos que dejaron la población asegurada antes de este mes o que ingresaron después de aquel no se encuentran considerados en la base de datos. Como segundo punto, en el curso de la exposición se está asumiendo que las características del trabajador y el patrono permanecieron constantes durante todo el 2013, lo cual introducirá error de medición si alguna característica varía en el año. Finalmente, otra limitante importante concierne a los datos salariales. La única información disponible es el salario bruto mensual, de forma que no es posible calcular el salario por hora ni determinar si el trabajador labora tiempo completo o parcial con el patrono reportado.

Dado lo anterior, es posible que se produzca un error de medición y sesgo en los coeficientes estimados. En este sentido, si las características de los trabajadores no varían mucho a lo largo del año, especialmente en lo que concierne al empleo, los primeros dos puntos no generarán mayor problema. En el caso del salario, el no poseer datos de jornada laboral implica que se están comparando salarios pagados por diferentes cantidades de tiempo. En este caso si, como sugiere Allen (1981), las jornadas más flexibles se asocian con una demanda reducida por ausencias, podría obtenerse un sesgo sobre el coeficiente del salario hacia arriba, pues trabajadores de medio tiempo reportarán ingresos brutos menores y niveles de incapacidad inferiores. Bajo esta óptica, hallar una relación negativa y significativa entre el salario y la medida escogida de ausencias permitiría concluir con

[14] En colones de junio del 2013

confianza la influencia de las remuneraciones sobre la decisión de incapacidad[15]; mientras que hallar una relación positiva no necesariamente indicaría que conforme aumentan el salario aumenta el número de incapacidades.

Ahora bien, para efectos de este estudio, del total de 1.530.633 asegurados en junio de 2013 se excluyen observaciones con edades inferiores a los 18 y superiores a los 65 años; aquellas cuyo tipo de empresa es asegurado por cuenta propia, por convenio, trabajador independiente o ignorado; asalariados con más de un empleo y todas aquellas observaciones con algún dato perdido; todo ello en aras de tener mayor certeza de la calidad de la información. Específicamente, los menores de edad se rigen por una legislación laboral distinta y a partir de los 65 años, los trabajadores comienzan a dejar la fuerza laboral en mayores números, de forma que esos grupos no son de particular interés para esta investigación pues el énfasis es sobre la población en edad de trabajar. En el caso de los trabajadores independientes no se tiene seguridad acerca de la exactitud de sus datos salariales, pues estos asegurados tienen pocos incentivos para reportar la totalidad de sus ingresos a la CCSS y, de todos modos, su condición de independientes implica un esquema de incentivos distinto al de un asalariado al momento de ausentarse[16]. Finalmente, los asegurados por cuenta propia y por convenio se excluyen porque típicamente tienen características diferentes de la población asalariada y podrían tener un comportamiento muy diferente en cuanto a incapacidades, dada la flexibilidad de tiempo con que cuentan. Todos estos filtros dan como resultado un total de 1.019.304 personas en la base final.

De estos asegurados, 343.475 (34%) se acogieron a un total de 834.697 eventos de incapacidad por enfermedad durante el año 2013. En este caso, se toman en cuenta únicamente las incapacidades del régimen de enfermedad pues en las licencias por maternidad la ausencia es consecuencia directa del evento de tener hijos, tema que está fuera del alcance de esta investigación. Por otro lado, en el caso de enfermedades terminales, es de esperar que la decisión de ausentarse constituya un proceso intrínsecamente distinto a las incapacidades de corto plazo, las cuales son el objeto principal de este trabajo[17].

Aparte de lo anterior, en la base de incapacidades se unificaron todos los casos con alguna superposición en el período de licencia, aspecto que merece algún detalle. En esta

---

[15] Nótese que en caso de hallar un coeficiente positivo la presencia del sesgo señalado dificultaría la conclusión. Primoff (1997) señala que la dirección del efecto del salario sobre la cantidad demandada de ausencias *a priori* no está determinada debido a la presencia de efectos ingreso y sustitución en direcciones contrarias.

[16] Una ausencia para un trabajador independiente implica una pérdida de ingresos para su propia empresa.

[17] En este sentido, es de esperar que las incapacidades por enfermedades terminales respondan exclusivamente a factores de salud, por tanto no son de interés en el tanto se verían poco influidas por otros factores.

base se tiene un registro por ocurrencia y, se detallan las fechas de inicio y finalización de cada episodio. De esta forma, es posible ordenar cronológicamente cada uno de los sucesos. Tras examinar cuidadosamente los datos se observaron traslapes de períodos de incapacidad para un mismo individuo en 3.393 casos, i.e. existían incapacidades de una misma persona que empezaban antes de que el evento inmediato anterior finalizara[18]. Como señala CCSS (2014b), la institución permite a los asegurados solicitar otra incapacidad en el tanto el motivo de origen de la ausencia siga presente. Debido a que, en nuestro esquema, varios sucesos con el mismo motivo subyacente constituyen un único episodio, todas las incapacidades con algún traslape en el período de licencia fueron fundidas[19].

4.2.2 Análisis descriptivo de los datos

En el cuadro 2 se presenta una descripción de la muestra final de asegurados y además se detallan las características de los individuos que tomaron una o más incapacidades durante el año (en adelante absentistas). La información mostrada sugiere diferencias notables entre el total de la muestra y el grupo absentistas.

En primer lugar, las mujeres y los asegurados nacionales se encuentran sobre-representados entre los absentistas. Además, los individuos con alguna incapacidad muestran un mayor porcentaje de personas en rangos inferiores de edad – en comparación con el total de la población - especialmente entre los 18 y 27 años.

Por otro lado, la distribución según el número de empleados de la empresa sugiere una relación positiva en el tamaño de la firma y el acto de ausentarse[20]. Esta variable fue construida agregando el número de empleados según el identificador de patrono disponible en la base de datos. Como muestra el cuadro 2 la empresa media cuenta con un total de 16 trabajadores mientras que el tamaño medio de las empresas con algún incapacitado es casi el doble. Notablemente, el mismo fenómeno se observa al distribuir los trabajadores según el tamaño de la empresa, donde los asalariados de firmas grandes se encuentran sobre-representados entre los absentistas.

La distribución según el tipo de empresa además apunta a diferencias importantes en el comportamiento de los trabajadores. Mientras que los trabajadores del sector privado

---

[18] Cabe señalar que este fenómeno también fue observado por la Dirección de Administración y Gestión de Personal de la CCSS (2011).

[19] Para cada grupo de incapacidades traslapadas, los datos asociados a la incapacidad de mayor duración (diagnóstico, servicio de atención, entre otros) le fueron asignados a la incapacidad fundida, e. g. si para un individuo con dos incapacidades traslapadas, una con inicio el 1 de marzo por 2 días y otra con final el 4 de abril con duración de 3 días; el diagnóstico y resto de datos asociados a la incapacidad por 3 días le son asignados a la incapacidad “fundida” que inicia el 1 de marzo y finaliza el 4 de abril, con duración de 4 días.

[20] Se hará referencia a patrono y empresa indistintamente.

Cuadro 2 : Asalariados del régimen de enfermedad y maternidad de la CCSS: estadísticas seleccionadas de la población en estudio

Variable	Toda la población	Absentistas
Número de observaciones	1.019.304	343.475
Salario medio (colones jun-2013)	545.280,7	534.173,0
Extranjeros (%)	10,0	6,0
Mujeres (%)	37,7	46,6
Promedio de empleados por empresa	15,7	33,8
Distribución de individuos según tamaño de empresa (%)		
Microempresa (planilla ≤ 10)	15,0	8,9
Pequeña (10 < planilla ≤ 35)	11,5	8,9
Mediana (35 < planilla ≤ 100)	10,6	9,2
Grande (100 > planilla)	62,9	72,9
Edad media (en años)	36,2	35,4
Distribución edad (%)		
18-27	26,9	29,6
28-37	32,0	32,7
38-47	21,9	20,1
	15,2	14,2
58-65	4,0	3,4
Tipo de empresa (%)		
Sector público	25,9	34,6
Empleador más grande (cód. CIIU: 7512)*	7,0	7,7
Segundo empleador más grande (cód. CIIU: 7530)*	4,5	8,7
Tercer empleador más grande (cód. CIIU: 4010, 4520 y 6420)*	2,4	3,1
Instituciones autónomas	7,1	8,9
Gobierno central	4,9	6,2
Sector privado	74,1	65,4
Servicio doméstico	1,3	0,7
Empresa privada	72,8	64,6
Sector económico (%)		
Primario	9,0	7,2
Secundario	19,4	18,1
Terciario	71,6	74,6

* Se presenta código CIIU de actividades que acumulan más del 10% de la planilla de la institución.

Fuente: elaboración propia con datos de la CCSS.

Cuadro 3: Asalariados del régimen de enfermedad y maternidad de la CCSS: tasas de incidencia por grupo

Variable	% del total de la población	Incidencia de incapacidad
Total de la población	100,0	33,7
Nacionalidad		
Nacionales	89,8	35,2
Extranjeros	10,2	20,5
Sexo		
Hombres	62,3	28,9
Mujeres	37,7	41,6
Distribución de individuos según tamaño de empresa (%)		
Microempresa (planilla ≤ 10)	15,0	19,9
Pequeña (10 < planilla ≤ 35)	11,5	26,2
Mediana (35 < planilla ≤ 100)	10,6	29,2
Grande (100 > planilla)	62,9	39,1
Edad		
18-28	26,9	37,1
28-38	32,0	34,5
38-48	21,9	30,8
48-58	15,2	31,6
58-65	4,0	28,4
Tipo de empresa		
Sector público	25,9	45,1
Empleador más grande (cód. CIIU: 7512)*	7,0	36,9
Segundo empleador más grande (cód. CIIU: 7530)*	4,5	65,1
Tercer empleador más grande (cód. CIIU: 4010, 4520 y 6420)*	2,4	44,1
Instituciones autónomas	7,1	42,2
Gobierno central	4,9	42,8
Sector privado	74,1	29,7
Servicio doméstico	1,3	19,0
Empresa privada	72,8	29,9
Sector económico		
Primario	9,0	27,1
Secundario	19,4	31,5
Terciario	71,6	35,1

* Se presenta código CIIU de actividades que acumulan más del 10% de la planilla de la empresa.

Fuente: elaboración propia con datos de la CCSS.

constituyen un 74% de la población en estudio, entre los absentistas estos representan apenas un 65% (una diferencia de casi 10 p.p.). Nótese que en el **¡Error! No se encuentra el origen de la referencia.**cuadro 2 también se separan los tres empleadores más grandes del sector público, los cuales se dedican a las actividades de regulación de entidades que prestan servicios sanitarios, educativos y culturales (código CIIU 7512); actividades de planes de seguridad social de afiliación obligatoria (código CIIU 7530) y; generación y comercialización de energía eléctrica (código CIIU 4010), construcción de, obras de ingeniería (código CIIU 4520) y telecomunicaciones (código CIIU 6420), respectivamente. Como se puede apreciar, los trabajadores de estas empresas se encuentran sobre-representados entre los absentistas.

En el cuadro 2 también se muestra la distribución del sector económico al que pertenecen los individuos. Esta variable se construyó a partir de la actividad económica según el CIIU4[21]. De acuerdo con lo expuesto, es claro que el grueso de la población se encuentra en el sector terciario (comercio y servicios) el cual comprende el 71,6% del total de la muestra. Nótese que, según los datos de la Encuesta Continua de Empleo (INEC, 2014), el sector terciario agrupa el 68,7% del total de la población costarricense, mientras que los sectores secundario y primario abarcan el 19% y 12% respectivamente. De esta forma, a pesar de que el sector primario se encuentra ligeramente sub-representado en nuestra muestra[22], la distribución total es bastante similar a la observada a nivel nacional.

El cuadro 3 además detalla las tasas de incidencia de incapacidad para diferentes grupos de la población. Varios de los puntos sugeridos anteriormente son patentes en los datos de la tabla. Primeramente, las mujeres muestran una mayor incidencia: 41,6% versus 28,9% para los hombres. Asimismo, el porcentaje de individuos con alguna incapacidad aumenta conforme se incrementa el tamaño de la empresa: existe una diferencia de casi 10 p.p. entre los patronos grandes y las microempresas. Asimismo, nótese que la prevalencia de las incapacidades se reduce conforme los trabajadores envejecen y, también existe una marcada diferencia en las tasas de incidencia entre el sector público y el privado: mientras que el 45,1% de los trabajadores del sector público se incapacitaron alguna vez durante el 2013, sólo el 29,7% de los empleados en el sector privado lo hicieron; una brecha de 15 p.p. En este sentido, es de interés determinar si, tras controlar por las otras variables, el sector público en general continúa mostrando un mayor nivel de ausencias que el resto de firmas del país, lo cual sugeriría que otros factores específicos a estas instituciones son los responsables de esta aparente mayor incidencia de absentismo.

---

[21] Para más detalles referirse a los anexos.

[22] Este hecho puede deberse a los mayores niveles de informalidad existentes en el sector primario. Entre el tercer trimestre del 2010 y el primer trimestre del 2015, en promedio el 55% de la población ocupada en el sector primario era de carácter informal, mientras que en los sectores secundario y terciario dicha cifra fue de 37% y 40% respectivamente (INEC,2015).

Cuadro 4: Asalariados del Régimen de Enfermedad de la CCSS: estadísticas varias de incapacidades

Variable	
Media anual de incapacidades por individuo	2,4
Duración media (días)	4,4
Región económica (% de la muestra)*	
Central Sur	34,6
Central Norte	29,5
Gran Área Metropolitana	9,3
Huetar Atlántica	8,5
Pacífico Central	6,3
Chorotega	6,1
Otros (Brunca y Huetar Norte)	5,6
Servicio de atención (%)	
Consulta externa	50,7
Urgencias	31,6
Médico de empresa	9,4
Hospitalización	4,0
Otros	4,3
Diagnósticos (%)	
Enfermedades de la piel, tejidos blancos y osteomusculares	19,5
Enfermedades del sistema respiratorio	18,6
Ciertas enfermedades infecciosas y parasitarias	17,0
Otros	44,8

* Clasificación realizada de acuerdo con datos proporcionados por la CCSS. Tradicionalmente, las regiones Central Norte y Central Sur se encuentran incluidas dentro de la Gran Área Metropolitana.

Fuente: elaboración propia con datos de la CCSS (2013).

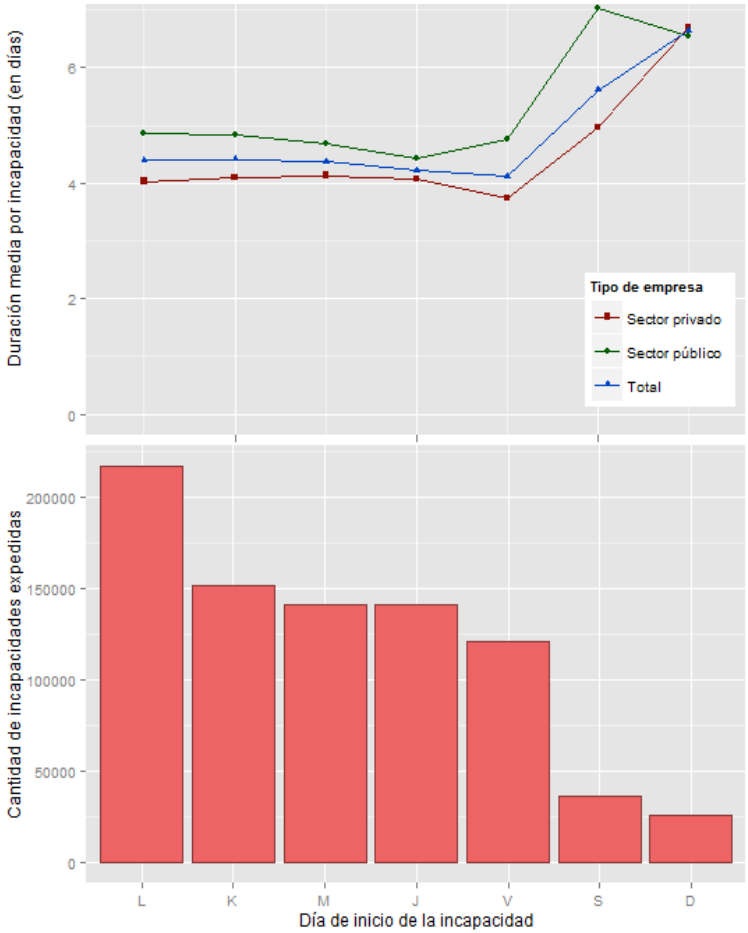
Adicionalmente, el cuadro 4 muestra diversas características de las incapacidades tomadas por la población en estudio. Durante el 2013, los asegurados de la muestra tomaron en promedio 2,4 incapacidades con una duración media de 4,2 días -la media nacional es de 3,7 días- (CCSS, 2014). En términos de disposición geográfica, dada la concentración de la población costarricense en la región central, la aglomeración de incapacidades en las regiones Central Norte y Sur, y el Gran Área Metropolitana no sorprende[23]. Por último, el cuadro 4 también detalla el tipo de servicio médico en el que se genera la incapacidad y el diagnóstico médico que la justifica. En el caso del último, a partir de los datos proporcionados de la CCSS y con base en criterio experto, se agruparon los datos en 14 diagnósticos distintos, donde sólo las tres categorías de mayor incidencia son

[23] La clasificación de la región económica se presenta de acuerdo con lo presentado en los datos proporcionados por la CCSS. Tradicionalmente, las regiones Central Norte y Central Sur se encuentran incluidas dentro de la Gran Área Metropolitana.

mostradas en la tabla. Como se puede observar, más de la mitad (55,8%) de las boletas se concentran únicamente en tres tipos de dolencias, siendo las enfermedades de la piel, tejidos blandos y osteomusculares las más comunes.

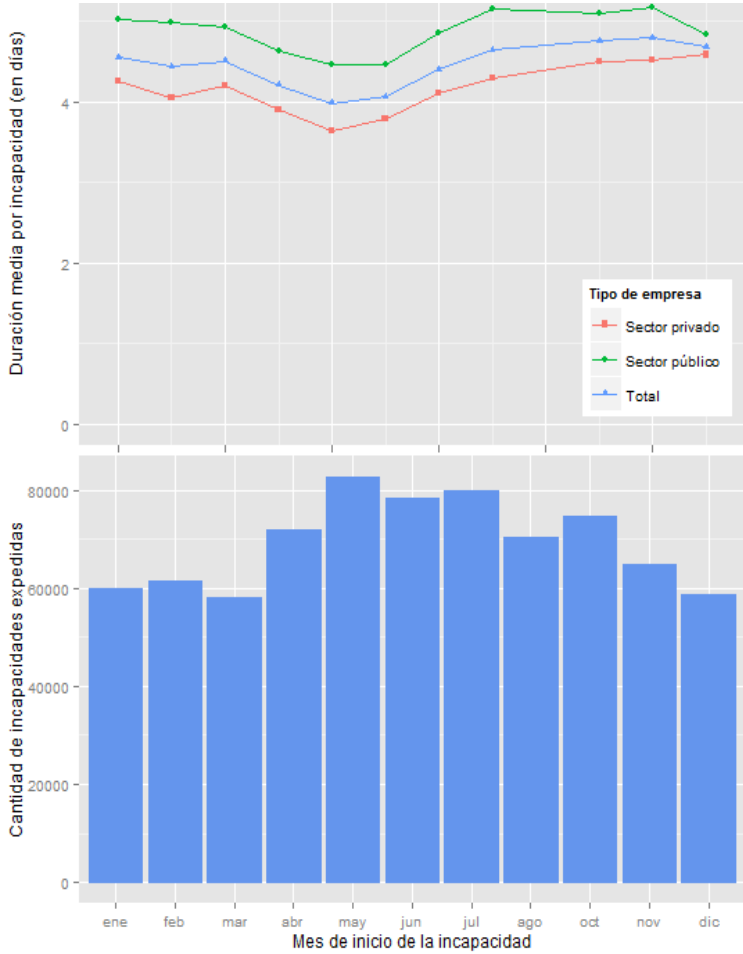
Para finalizar, los gráficos 1 y 2 muestran dos particularidades de los datos que ya habían sido señaladas por la Dirección de Administración y Gestión de Personal de la C.C.S.S. (2011) para los empleados de la CCSS: la distribución de los eventos no es uniforme a través de los meses y días de la semana. Existe una acumulación importante en el día lunes, la cual se va reduciendo conforme avanza la semana. En el caso de los meses, existen picos en febrero, abril, mayo y octubre; probablemente asociados a factores estacionales como el ciclo escolar, vacaciones, el inicio de temporadas lluviosas en mayo, y el pico de precipitaciones en los meses de octubre (Banco Mundial, s.f.).

Gráfico 3: Asalariados del régimen de enfermedad y maternidad: duración media y cantidad de incapacidades según el día de inicio, enero-2013 a diciembre-2013



Fuente: elaboración propia con datos de la CCSS

Gráfico 2: Asalariados del régimen de enfermedad y maternidad: duración media y cantidad de incapacidades según su mes de inicio, enero-2013 a diciembre-2013



Fuente: elaboración propia con datos de la CCSS

5. Desarrollo

En resumen, del análisis preliminar de los datos resaltan tres características a saber: mayor prevalencia de ausencias entre mujeres e individuos de menor edad, una mayor incidencia entre los trabajadores del sector público y empresas "grandes", y existe una aparente diferenciación del comportamiento de los asegurados a lo largo de los días semana y los meses el año. El análisis de regresión presentado en la siguiente sección permitirá dilucidar si estas tendencias se confirman tras un estudio más riguroso de la información.

5.1. Incidencia de la incapacidad

El primer modelo estimado es el de incidencia de la incapacidad. El cuadro 5 presenta los resultados de la estimación *logit* para la probabilidad de experimentar alguna incapacidad durante el año (i.e. la probabilidad de ser absentista).

En general, los signos y efectos de las variables que afectan el evento de incapacidad entre hombres y mujeres resultaron similares. Con respecto al salario de un trabajador, entre mayor sea éste, menor será su probabilidad de incapacitarse tanto en hombres como en mujeres, lo que podría llevar a concluir que el efecto sustitución domina sobre el efecto ingreso para la muestra en estudio[24]. Cabe señalar, que debido a las limitaciones de los datos mencionadas previamente, este coeficiente representa una cota inferior para el efecto del salario. Contrastando estos resultados con lo observado en estudios previos, debe señalarse que empíricamente la dirección del efecto de esta variable no ha sido siempre la misma; por ejemplo, Chaudhury y Ng (1992) encuentran un efecto cuyo signo concuerda con la estimación presentada, mientras que Doherty (1979) encuentra un efecto con el signo contrario. Además, el efecto del salario es mayor para los trabajadores del sector privado.

De igual manera, entre mayor sea el tamaño de la empresa, tanto para las mujeres como para los hombres se incrementa la probabilidad de incapacitarse al menos una vez, esto en comparación con las microempresas. Nótese además que la magnitud del efecto es mayor para las mujeres. Por ejemplo, los hombres y mujeres que laboran en una empresa grande (más de 100 trabajadores) tienen una probabilidad 16,2 p.p. y 21,4 p.p. mayor, respectivamente, que aquellos que laboran en microempresas (menos de 10 trabajadores). Una posible explicación del resultado

[24] Además, se estimó el modelo de incidencia utilizando una variable que clasificaba a los trabajadores según el quintil de ingreso al que pertenece utilizando su salario bruto. Se encuentra que, tomando como base el primer quintil, a medida que un trabajador se encuentre en un quintil superior, menor será la probabilidad de que este se haya incapacitado al menos una vez. Dicha probabilidad se reduce a medida que incrementa la categoría de ingreso en la que se encuentre. Este comportamiento se observa tanto para los hombres como para las mujeres a un nivel de significancia del 99%.

anterior es que las empresas de mayor tamaño cuentan generalmente con una mayor presencia de médicos de empresa[25], por lo que sus trabajadores tienen mayor facilidad de acceso a servicios médicos. Esto implica costos de solicitud de incapacidad inferiores para estos empleados pues no tienen que acudir a centros de salud. Asimismo, las empresas más pequeñas tienden a ser más flexibles en sus horarios laborales, por lo que el trabajador no debería tener que ausentarse tanto.

Con respecto a las variables demográficas, los efectos de los grupos de edad resultaron ser similares en magnitud sin distingo de género. Tomando el grupo de trabajadores en edades entre los 18 a 27 años como la categoría de control, los restantes grupos de trabajadores tienen una menor probabilidad de incapacitarse en promedio, efecto que va acrecentándose a medida que incrementa la edad. Dos hechos resaltan: primero, el efecto es mayor para el grupo de edad más alto (58-68 años); específicamente, dicho grupo tiene una probabilidad 7,6 p.p. menor, en el caso de los hombres, y 8,2 p.p. menor en el caso de las mujeres. Johansson y Palme (1996) argumentan que conforme se incrementa la edad, los trabajadores muestran un sentimiento de mayor apego y lealtad a su trabajo. Además, Primoff (1997) estipula que los trabajadores más jóvenes tienden a laborar en trabajos más riesgosos y que exigen un mayor esfuerzo físico, por lo que son más propensos a sufrir lesiones. Asimismo es de esperar que entre los 18 y 27 años exista un menor número de personas casadas o en unión libre, estados que en están relacionados con una menor incidencia de incapacidades. Por otro lado, el efecto de la edad es superior para los hombres que para las mujeres en cualquier grupo de etario, excepto en el grupo de mayor edad.

Ser una persona de nacionalidad costarricense incrementa la probabilidad de incapacitarse en comparación con los trabajadores extranjeros para ambos géneros; específicamente, en 10,2 p.p. en los hombres y 8,8 p.p. en las mujeres; hecho que podría explicarse por factores étnicos y culturales (Andren, 2001), y niveles diferenciados de acceso al sistema de salud según la nacionalidad. Este resultado además es especialmente relevante pues es consistente con lo ya señalado por Barquero y Vargas (2004), Vargas (2004) y Rosero (2004) quienes sugieren que los altos niveles de inmigración (especialmente de los nicaragüenses) en la década de los noventa no tuvieron un impacto negativo sobre los resultados del sistema de salud costarricense. En este caso específico, los resultados apuntan a que los *asegurados extranjeros* hacen un uso menos intensivo de las incapacidades laborales en comparación los nacionales, lo cual reduciría los costos generados por este grupo en el sistema de salud.

[25] Las empresas suelen mantener médicos de empresa para velar por la salud y mejorar las condiciones laborales de sus trabajadores, de forma que se elimina la necesidad que estos acudan a servicios externos y además se reduce el costo en la productividad de los trabajadores.

Cuadro 5: Coeficientes y efectos marginales promedio del modelo *logit* asociados a la probabilidad de incapacitarse

Variable	Hombres		Mujeres	
	Coeficiente	Efecto marginal	Coeficiente	Efecto marginal
Intercepto	0,604**	-	1,959**	-
	(0.058)		(0,078)	
Ln (Salario)	-0,154**	-0,030**	-0,140**	-0,032**
	(0,008)	(0,002)	(0,008)	(0,002)
Ln (Salario)*Empresa Privada	-0,066**	-0,013**	-0,140**	-0,032**
	(0,010)	(0,002)	(0,010)	(0,002)
Tamaño de empresa (CC: Microempresa)				
Pequeña	0,438**	0,068**	0,476**	0,098**
	(0,013)	(0,002)	(0,015)	(0,003)
Mediana	0,616**	0,101**	0,668**	0,141**
	(0,013)	(0,002)	(0,015)	(0,003)
Grande	0,915**	0,162**	0,974**	0,214**
	(0,011)	(0,002)	(0,012)	(0,002)
Distribución de edad (CC: 18-27 años)				
28-37	-0,126**	-0,026**	-0,038**	-0,009**
	(0,007)	(0,001)	(0,009)	(0,002)
38-47	-0,284**	-0,056**	-0,166**	-0,038**
	(0,008)	(0,002)	(0,010)	(0,002)
48-57	-0,332**	-0,065**	-0,185**	-0,042**
	(0,009)	(0,002)	(0,011)	(0,003)
58-65	-0,397**	-0,077**	-0,369**	-0,082**
	(0,015)	(0,003)	(0,021)	(0,005)
Tipo de empresa (CC: Empresa privada)				
Sector público				
Empleador más grande (cód. CIIU: 7512)[+]	0,003	0,001	-0,019	-0,004
	(0,017)	(0,003)	(0,012)	(0,003)
Segundo empleador más grande (cód. CIIU: 7530)[+]	1,288**	0,292**	1,246**	0,291**
	(0,016)	(0,004)	(0,016)	(0,003)
Tercer empleador más grande (cód. CIIU: 4010, 4520 y 6420)[+]	0,557**	0,118**	0,728*	0,173**
	(0,015)	(0,003)	(0,033)	(0,008)
Gobierno central[$]	0,305**	0,062**	0,556**	0,132**
	(0,013)	(0,003)	(0,017)	(0,004)

Continúa en la siguiente página

Continuación de cuadro 5

Variable	Hombres		Mujeres	
	Coeficiente	**Efecto marginal**	**Coeficiente**	**Efecto marginal**
Tipo de empresa (CC: Empresa privada)				
Sector público				
Instituciones autónomas	0,449**	0,093**	0,393**	0,093**
	(0,011)	(0,002)	(0,013)	(0,003)
Sector privado				
Servicio doméstico	-0,186*	-0,034*	-0,207**	-0,046**
	(0,082)	(0,005)	(0,026)	(0,006)
Nacional (CC: Extranjero)	0,574**	0,102**	0,396**	0,088**
	(0,011)	(0,002)	(0,014)	(0,003)
Sector económico (CC: Primario)				
Secundario	0,121**	0,023**	0,196**	0,044**
	(0,010)	(0,002)	(0,020)	(0,004)
Terciario	0,165**	0,032**	0,129**	0,029**
	(0,010)	(0,002)	(0,018)	(0,004)
Número de obs.	635.225		348.079	
LR chi2	29.791,95		25.798,70	
Prob> chi2	0,000		0,000	

*Estadísticamente significativo al nivel de confianza del 95%; **al 99% de nivel de confianza.

$ Incluye instituciones de los tres poderes de la República

+ Se presenta código CIIU de actividades que acumulan más del 10% de la planilla de la empresa.

Nota: 1) Entre paréntesis se presentan los errores estándar. 2) Se rechaza, mediante el estadístico de la razón de verosimilitud, la hipótesis nula respecto de que todos los coeficientes de pendiente son simultáneamente iguales a cero para ambas regresiones.

Por otro lado, laborar en el sector secundario (industria y manufactura) y terciario (servicios) incrementa la probabilidad de incapacitarse sin distingo de género con respecto al sector primario (producción agropecuaria, pesca, minería y silvicultura). Este efecto es contrario al establecido en estudios como el de Drago y Wooden (1992) pues es de esperarse que las labores con mayor requerimiento físico (sector primario y secundario) tengan mayor probabilidad de accidentes y menor flexibilidad laboral. Sin embargo, en el tanto el sector primario tiene un mayor porcentaje de informalidad es posible que la muestra utilizada no esté capturando todos los episodios en enfermedad en los trabajadores de este sector.

En cuanto al tipo de empresa se refiere, los trabajadores que laboran con el empleador más grande no tienen una incidencia estadísticamente diferente a los empleados por el sector privado. Sin embargo, laborar con el segundo y tercer empleador más grande del país incrementa la probabilidad de que un individuo se incapacite (tanto para hombres como para mujeres) con respecto a los trabajadores de la empresa privada. Por ejemplo, en promedio, un hombre que trabaje con el segundo empleador más grande, el cual se dedica a actividades de planes de seguridad social de afiliación obligatoria (código CIIU 7530),tiene una probabilidad de incapacitarse 29,2 p.p. más alta que un hombre que trabaje en la empresa privada, manteniendo los demás factores constantes. En el caso de las mujeres, dicho incremento es similar (29,1 p.p.). Nótese además que estos coeficientes son significativos al 1%. Este resultado es plausible si los trabajadores del sector público tienen más facilidades para acceder a los servicios de salud y si además sus costos de incapacitarse, en términos de ingreso no percibidos, son menores que para el resto de los trabajadores. Asimismo, los trabajadores que laboran en empresas públicas generalmente forman parte de sindicatos y se esperaría una relación positiva entre pertenecer a un sindicato y la probabilidad de incapacitarse, ya que dichos trabajadores tienen mayor protección ante medidas disciplinarias, en comparación con aquellos que no pertenecen a un sindicato (Chaudhury y Ng, 1992). En este trabajo no se cuenta con datos para determinar si los trabajadores bajo estudio forman parte de algún sindicato, sin embargo esta es una hipótesis que valdría la pena tomar en cuenta para estudios posteriores.

Laborar en las otras instituciones del Gobierno Central y en las instituciones autónomas incrementa la probabilidad de incapacitarse con respecto a trabajar en la empresa privada, mientras que un trabajador promedio del sector de servicio doméstico muestra una menor probabilidad de incapacitarse que un trabajador del sector privado. Una hipótesis para este resultado sería que los trabajadores del servicio doméstico se enfrentan a costos más altos para encontrar nuevos empleos, por lo que tratan de conservar su empleo actual evitando ausentarse del mismo. Además, aunque no se cuenta con el número de horas laboradas por los trabajadores, si los trabajadores de este sector no laboran una jornada completa, entonces contarían con una mayor flexibilidad laboral que les permitiría disponer de más tiempo para actividades no laborales.

5.2. Modelo de conteo

El cuadro 6 muestra la magnitud del efecto de las variables sobre la cantidad de incapacidades de una persona[26], dado que ya se incapacitó una vez. En la especificación se controla por un conjunto de enfermedades consideradas crónicas, las cuales pueden incidir en que una persona se incapacite por enfermedad en más de una ocasión. Para determinar cuáles

[26] Aunque se intentó estimar un modelo con binomial negativa para descartar la presencia de sobredispersión, el proceso de estimación no convergió en STATA.

padecimientos incluir se calculó cuántas veces en promedio se incapacita un sujeto por una dolencia y se eligieron aquellas enfermedades que presentaban una media mayor. Adicionalmente se incluyó una interacción entre el logaritmo natural del salario y si la persona pertenecía al sector privado o público, para determinar si la diferencia salarial por sector afecta el número esperado de incapacidades.

La mayoría de coeficientes resultaron significativamente distintos de cero exceptuando el coeficiente asociado al empleo doméstico para el caso de hombres, lo cual puede explicarse debido a la reducida proporción de este género en dicha actividad; así como el coeficiente asociado a sector terciario (sector de servicios) para las mujeres.

Cuadro 6: Coeficientes y efectos marginales promedio del modelo de cuenta asociados a la cantidad de incapacidades

Variable	Hombres		Mujeres	
	Coeficiente	**Efecto marginal**	**Coeficiente**	**Efecto marginal**
Intercepto	1,976** (0,002)	-	2,779** (0,032)	-
Ln (Salario)	-0,180** (0,012)	-0,330 ** (0,000)	-0,218** (0,002)	-0,532** (0,006)
Ln(Salario)*Empresa Privada	0,540** (0,005)	-	-0,574** (0,009)	-
Tamaño de empresa (CC: Microempresa)				
Pequeña	0,144** (0,012)	0,265** (0,022)	0,205** (0,011)	0,500** (0,002)
Mediana	0,220** (0,012)	0,401** (0,022)	0,319** (0,011)	0,779** (0,002)
Grande	0,513** (0,010)	0,937** (0,019)	0,642** (0,009)	1,567** (0,002)
Distribución de edad (CC: 18-27 años)				
28-37	0,052** (0,005)	0,096** (0,009)	0,036** (0,005)	0,088** (0,011)
38-47	0,104** (0,005)	0,188** (0,011)	0,037** (0,005)	0,091** (0,012)
48-57	0,143** (0,006)	0,261** (0,011)	0,098** (0,006)	0,244** (0,014)
58-65	0,171** (0,009)	0,312 ** (0,017)	-0,051** (0,011)	-0,123** (0,027)

Continúa en página siguiente

Continuación del cuadro 6

Variable	Hombres		Mujeres	
	Coeficiente	**Efecto marginal**	**Coeficiente**	**Efecto marginal**
Tipo de empresa (CC: Empresa privada)				
Sector público				
Empleador más grande (cód. CIIU: 7512)[+]	0,759	1,386*	0,612	1,494*
	(0,006)	(0,012)	(0,006)	(0,012)
Segundo empleador más grande (cód. CIIU: 7530)[+]	0,257**	0,468**	0,299**	0,730**
	(0,008)	(0,015)	(0,007)	(0,032)
Tercer empleador más grande (cód. CIIU: 4010,4520 y 6420)[+]	0,285**	0,520**	0,281*	0,686**
	(0,009)	(0,017)	(0,013)	(0,016)
Gobierno central[$]	0,298**	0,545**	0,136**	0,333**
	(0,007)	(0,012)	(0,006)	(0,016)
Instituciones autónomas	0,108**	0,197 **	-0,044**	-0,107**
	(0,012)	(0,021)	(0,007)	(0,011)
Sector privado				
Servicio doméstico	-0,084	-0,153	-0,188**	-0,459**
	(0,089)	(0,163)	(0,024)	(0,060)
Nacional (CC: Extranjero)	0,271**	0,495**	0,239**	0,584**
	(0,010)	(0,019)	(0,009)	(0,024)
Sector económico (CC: Primario)				
Secundario	0,0463**	0,084**	0,042**	0,102**
	(0,008)	(0,014)	(0,010)	(0,025)
Terciario	0,0927**	0,169**	0,009**	0,022
	(0,008)	(0,014)	(0,008)	(0,023)
Número de obs.	183.578		159.897	
LR chi2	34.459,11		37.899,33	
Prob> chi2	0,000		0,000	

Fuente: elaboración propia con datos de la CCSS.

* Estadísticamente significativo al nivel de confianza del 95%; **al 99% de nivel de confianza.

[$] Incluye instituciones de los tres poderes de la República.

[+] Se presenta código CIIU de actividades que acumulan más del 10% de la planilla de la empresa.

Nota: 1) Entre paréntesis se presentan los errores estándar. 2) Se rechaza, mediante el estadístico de la razón de verosimilitud, la hipótesis nula respecto de que todos los coeficientes de pendiente son simultáneamente iguales a cero para ambas regresiones 3) Se omiten los coeficientes de las enfermedades al ser un número considerable.

La constante del modelo es menor para los hombres (1,98) que para las mujeres (2,78), lo cual indica que en promedio, para un hombre costarricense de una edad entre 18 y 28 años y que trabaja con un salario de 1 colón en microempresa (privada), se espera que se incapacite 8.8 veces menos por año que una mujer de las mismas características. El signo asociado al salario resultó significativo para ambos sexos, por lo que entre mayor sea el salario, menor será el número esperado de incapacidades. Esto es consistente con lo señalado en el modelo de incidencia en la sección anterior. Nótese además que la magnitud del efecto marginal del salario es mayor para las mujeres que para los hombres. Así, un incremento en el salario reduce en mayor medida el número esperado de incapacidades de los primeros, en comparación con los segundos.

El efecto del salario también es diferente para empleados públicos y privados. Los resultados indican que existe una relación positiva entre el salario y la cantidad de incapacidades para los hombres del sector privado; mientras que la relación es negativa para el resto de los casos[27]. Esto implicaría una dominancia del efecto ingreso sobre el efecto sustitución para los hombres del sector privado; sin embargo debe tenerse en cuenta la posible presencia de un sesgo hacia arriba en este coeficiente, de forma este resultado debe interpretarse con precaución.

Con respecto al tamaño de la empresa en la cual labora el individuo el resultado fue el esperado: todos los tamaños de empresas se asocian a un coeficiente positivo y además, el efecto marginal es mayor conforme aumenta el tamaño de la empresa, dado que la persona se incapacitó al menos una vez.

Por otro lado, todos los grupos de edad tienen coeficientes asociados positivos; además, para los hombres, el efecto marginal aumenta conforme sube el grupo etario mientras que en el caso de las mujeres, el efecto marginal es creciente excepto para los individuos ubicados entre los 58 y 65 años. Esto sugiere que para ambos sexos, deberíamos esperar un incremento en el número de incapacidades conforme se envejece (esto en el tanto el sujeto se haya incapacitado al menos una vez. Este resultado contrasta con lo obtenido en el modelo *logit*, donde mayores edades reducían la probabilidad de incapacitarse. Según Johansson y Palme (2002), este fenómeno se puede asociar con la evolución del estado de salud del individuo, pues esto es un indicador de que a pesar de que la persona es más reacia a incapacitarse a mayores edades, por factores como el mayor sentido de pertenencia al trabajo, también es más susceptible a sufrir enfermedades conforme envejece[28]. De esta forma, se tiene que a mayor edad los individuos se incapacitan menos, pero aquellos que se incapacitan, lo hacen más veces (el hecho que para las mujeres

[27] Nótese que la magnitud de los coeficientes implica una relación positiva del salario para los hombres en el sector privado.

[28] En el caso particular de las mujeres de mayor edad, se podría asociar con una condición de mayor vulnerabilidad laboral, lo cual puede causar que estas eviten incapacitarse más veces en mayor medida.

pertenecer al rango de edad de 58-65 años reduzca el número esperado de incapacidades se podría explicar por qué estas tienen un mayor control médico que los hombres).

En cuanto al tipo de empresa, sólo el servicio doméstico tuvo un efecto marginal negativo (no significativo para hombres) en el número esperado de incapacidades. De esta forma, una mujer dedicada al empleo doméstico en promedio tiene 0,46 incapacidades menos que una persona con las mismas características en otro tipo de empresa privada. Además, destaca que el efecto marginal del empleador más grande es marcadamente superior al del resto de tipos de empresa. Así, una persona que trabaja para este patrono tiende a tener en promedio casi una y media incapacidades más que una persona con las mismas características pero que trabaja para la empresa privada (el efecto es similar en ambos sexos). Se deduce además que todas las categorías del sector público tienden un efecto positivo sobre la cantidad de incapacidades con respecto al sector privado (empresa privada y servicio doméstico).

Finalmente con respecto a la nacionalidad, el signo asociado a ser un empleado costarricense es positivo por lo que el hecho de ser costarricense afecta aumenta en 0,45 y 0,58 el número esperado de incapacidades para hombres y mujeres respectivamente. Esto refuerza al resultado observado en la sección anterior. Así, los asegurados extranjeros tienen una probabilidad menor de incapacitarse y una vez se incapacitan, toman en promedio alrededor de media incapacidad menos que los costarricenses.

Por último en cuanto al sector económico, tanto los trabajadores del sector secundario (industria y manufactura) como el terciario (servicios) muestran en promedio un mayor número de incapacidades que aquellos que laboran en el sector primario (producción agropecuaria, pesca, minería y silvicultura).

5.3. Duración de la incapacidad

En el modelo de duración se consideran varios modelos de fragilidad multivariados donde la distribución de la función de riesgo base puede ser exponencial, Weibull, Gompertz o log-logística, mientras que la distribución del componente de fragilidad es gamma o gaussiana inversa[29]. En los cuadros 7 y 8, se muestran los Criterios de Información de Akaike (AIC) y Bayesiano (BIC) para los modelos de duración de las incapacidades estimados.

Mediante el uso de ambos criterios de información, se evidencia que el modelo con mejor ajuste, tanto para la estimación en el grupo de hombres como en el grupo de mujeres, es el que

[29] Estas dos distribuciones del componente de fragilidad son las que están disponibles en el programa estadístico STATA.

asume la distribución Weibull para la función de riesgo base y gamma para el componente de fragilidad. En el cuadro 9 se muestran los las estimaciones para esos modelos.

Como se puede observar, un incremento en el salario bruto de los trabajadores incrementa la tasa a la cual las mujeres acumulan riesgo de falla (posibilidad de terminar un episodio de incapacidad). Esta evidencia corrobora los resultados de las estimaciones anteriores[30]

Cuadro 7: Criterios de información de Akaike (AIC) y Bayesiano (BIC) de estimaciones para hombres

AIC	Gamma	G. inversa
Exponencial	-467.925,5	-464.981,4
Weibull	**-474.979,1**	-471.079,2
Gompertz		-465.010,8
Loglogistic	-133.274,8	
BIC	**Gamma**	**G. inversa**
Exponencial	-467.249,3	-464.305,2
Weibull	**-474.292,0**	-470.392,1
Gompertz		-464.323,7
Loglogistic	-132.587,7	

Fuente: elaboración propia

Cuadro 8: Criterios de información de Akaike (AIC) y Bayesiano (BIC) de estimaciones para mujeres

AIC	Gamma	G. inversa
Exponencial	-809.814,7	-803.793,1
Weibull	**-813.645,6**	-806.703,1
Gompertz		-803.835,2
Loglogistic	-399.313,9	
BIC	**Gamma**	**G. inversa**
Exponencial	-809.276,9	-803.255,3
Weibull	**-813.096,8**	-806.154,4
Gompertz		-803.268,4
Loglogistic	-398.765,1	

Fuente: elaboración propia

al reforzarse la existencia de un efecto sustitución prevaleciente; es decir, a medida que incrementa el salario, el costo del ocio se encarece por lo que los trabajadores con mayores salarios regresan a trabajar con mayor prontitud. Adicionalmente, a medida que incrementa el salario, los trabajadores hombres que pertenecen al sector privado tienden a tener incapacidades con menor duración que las de los trabajadores del sector público.

Luego, aunque existe una relación positiva entre la incidencia de las incapacidades y el tamaño de la empresa, la evidencia sugiere que los trabajadores de empresas de mayor tamaño regresan más rápido a sus empleos, indistintamente del sexo. En comparación con las microempresas, los trabajadores que regresan más rápido a sus empleos son los de las empresas medianas, seguido por las empresas grandes y, por último, las pequeñas.

Un comportamiento similar se observa en edad. Como se vio antes, a medida que esta se incrementa, los trabajadores son menos propensos a incapacitarse. Sin embargo, entre más años posea un trabajador, la tasa a la que finaliza su incapacidad es menor indistintamente del género, es decir, a medida que se envejece, la duración de las incapacidades aumenta. El resultado es

[30] Con la excepción de los hombres en el sector privado en el modelo de cuenta.

totalmente plausible ya que a pesar de que la satisfacción laboral incrementa a medida que lo hace la edad, también aumentan los problemas de salud (Winkler, 1980). Además, un trabajador nacional tiene una tasa de riesgo de terminar un período de incapacidad menor con respecto a un trabajador extranjero. Lo anterior significa que los nacionales tienen incapacidades con mayor duración. Nuevamente, acá se refuerza lo hallado en las dos secciones anteriores. Así, los trabajadores foráneos muestran una probabilidad menor de incapacitarse, se ausentan en promedio menos veces que los nacionales y además sus incapacidades son de menor duración. Todos estos hallazgos apuntan a un uso menos intensivo del subsidio de incapacidad por parte de esta población, lo cual implica que este grupo (al menos desde la perspectiva del subsidio de

Cuadro 9: Estimaciones del modelo de fragilidad multivariado y efectos marginales promedio (fragilidad Gamma)

Variable	Hombre		Mujer	
	Función de riesgo	**Efecto marginal**	**Función de riesgo**	**Efecto marginal**
Intercepto	0,205** (0,011)	-	0,314** (0,018)	-
Ln (Salario)	1,003 (0,005)	-0,094** (0,009)	1,012** (0,004)	-0,044** (0,009)
Ln(Salario)*Empresa privada	1,047** (0,007)	-1,920** (0,307)	1,008 (0,006)	-0,291 (0,024)
Tamaño de empresa (CC: Microempresa)				
Pequeña	1,080** (0,011)	-0,235** (0,032)	1,052** (0,011)	-0,149** (0,030)
Mediana	1,126** (0,011)	-0,354** (0,031)	1,078** (0,011)	-0,219** (0,030)
Grande	1,111** (0,010)	-0,315** (0,027)	1,057** (0,009)	-0,162** (0,025)
Distribución de edad (CC: 18-27 años)				
28-37	0,955** (0,005)	0,126** (0,014)	0,942** (0,005)	0,164** (0,013)
38-47	0,905** (0,005)	0,279** (0,016)	0,913** (0,005)	0,252** (0,016)
48-57	0,830** (0,005)	0,544** (0,020)	0,832** (0,005)	0,535** (0,020)
58-65	0,754** (0,008)	0,861** (0,035)	0,737** (0,009)	0,944** (0,044)

Continúa en la siguiente página

Continuación de cuadro 9

Variable	Hombre		Mujer	
	Función de riesgo	**Efecto marginal**	**Función de riesgo**	**Efecto marginal**
Tipo de empresa (CC: Empresa privada)				
Empleador más grande (cód. CIIU: 7512)+	1,571**	-1,318**	0,884	0,373
	(0,134)	(0,250)	(0,070)	(0,237)
Segundo empleador más grande (cód. CIIU: 7530)+	1,885**	-1,711**	1,040	-0,110
	(0,161)	(0,234)	(0,082)	(0,221)
Tercer empleador más grande (cód. CIIU:4010, 4520 y 6420)+	1,693**	-1,488**	0,983	0,048
	(0,143)	(0,242)	(0,079)	(0,230
Gobierno Central	1,636**	-1,412**	0,922	0,240
	(0,141)	(0,245)	(0,073)	(0,234)
Instituciones autónomas	1,676**	-1,465**	0,980	0,058
	(0,130)	(0,242)	(0,077)	(0,226)
Sector privado				
Servicio doméstico	1,638**	-1,414**	1,093	-0,243
	(0,175)	(0,284)	(0,083)	(0,207)
Nacional (CC: Extranjero)	0,956**	0,127**	0,940**	0,175**
	(0,008)	(0,024)	(0,009)	(0,025)
Sector económico (CC: Primario)				
Secundario	1,024**	-0,068**	1,025*	-0,070*
	(0,008)	(0,024)	(0,012)	(0,034)
Terciario	1,018*	-0,052*	0,985	0,042
	(0,008)	(0,023)	(0,011)	(0,032)
Grupos de diagnóstico (CC: Enfermedades del sist. respiratorio)				
Anomalías cromosómicas	0,446**	2,422**	0,452**	2,423**
	(0,031)	(0,300)	(0,004)	(0,036)
Enf. infecciosas y parasitarias	0,971**	0,060**	1,026**	-0,052**
	(0,005)	(0,011)	(0,006)	(0,011)
Enf. de piel, tejidos blandos y osteosmusculares	0,748**	0,670**	0,773**	0,596**
	(0,004)	(0,013)	(0,004)	(0,013)
Enf. sistema circulatorio	0,651**	1,061**	0,686**	0,929**
	(0,009)	(0,038)	(0,009)	(0,040)
Enf. sistema genitourinario	0,801**	0,496**	0,853**	0,350**
	(0,010)	(0,029)	(0,006)	(0,018)
Enf. psiquiátricas	0,587**	1,384**	0,583**	1,439**
	(0,006)	(0,029)	(0,004)	(0,021)
Factores que influyen en el estado de salud	0,481**	2,104**	0,418**	2,775**
	(0,006)	(0,052)	(0,006)	(0,060)

Continúa en la siguiente página

Continuación de cuadro 9

Variable	Hombre		Mujer	
	Función de riesgo	**Efecto marginal**	**Función de riesgo**	**Efecto marginal**
Grupos de diagnóstico (CC: Enfermedades del sistema respiratorio)				
Otros	0,571**	1,476**	0,544**	1,695**
	(0,033)	(0,196)	(0,028)	(0,186)
Patología de cabeza y cuello	0,694**	0,875**	0,789**	0,543**
	(0,007)	(0,027)	(0,008)	(0,025)
Patología gastrointestinales y metabólicas	0,806**	0,478**	0,896**	0,236**
	(0,007)	(0,019)	(0,007)	(0,017)
Anormalidades clínicas y de laboratorio	1,017*	-0,034*	1,009	-0,018
	(0,009)	(0,017)	(0,008)	(0,016)
Traumatismos, envenenamiento y causas externas	0,365**	3,361**	0,424**	2,711**
	(0,003)	(0,031)	(0,004)	(0,037)
Tumores	0,284**	4.814**	0,268**	5,359**
	(0,006)	(0,142)	(0,005)	(0,124)
Servicio de atención (CC: Consulta externa)				
Hospitalización	0,236**	8,502**	0,305**	6,224**
	(0,002)	(0,097)	(0,003)	(0,074)
Medicina mixta	0,776**	0,796**	0,807**	0,678**
	(0,009)	(0,042)	(0,008)	(0,037)
Médico de empresa	1,433**	-0,852**	1,412**	-0,837**
	(0,009)	(0,014)	(0,009)	(0,014)
Odontología	1,375**	-0,768**	1,150**	-0,372**
	(0,020)	(0,031)	(0,017)	(0,037)
Urgencias	1,520**	-0,966**	1,669**	-1,155**
	(0,006)	(0,010)	(0,007)	(0,009)
Región económica (CC: Central Norte)				
Gran Área Metropolitana	0,448**	2,978**	0,509**	2,372**
	(0,003)	(0,037)	(0,003)	(0,029)
Brunca	0,758**	0,784**	0,721**	0,962**
	(0,008)	(0,033)	(0,008)	(0,037)
Central Sur	1,165**	-0,354**	1,149**	-0,327**
	(0,006)	(0,012)	(0,005)	(0,011)
Chorotega	0,799**	0,622**	0,782**	0,697**
	(0,007)	(0,025)	(0,007)	(0,027)
Huetar Atlántico	0,899**	0,279**	0,862**	0,399**
	(0,007)	(0,020)	(0,007)	(0,024)
Huetar Norte	0,849**	0,438**	0,892**	0,303**
	(0,011)	(0,038)	(0,012)	(0,039)
Pacífico Central	0,944**	0,146**	0,893**	0,301**
	(0,008)	(0,022)	(0,008)	(0,024)

Continúa en la siguiente página

Continuación de cuadro 9

Variable	Hombre		Mujer	
	Función de riesgo	**Efecto marginal**	**Función de riesgo**	**Efecto marginal**
Día de inicio (CC: Sábado)				
Lunes	1,018*	-0,052*	1,025**	-0,076**
	(0,009)	(0,025)	(0,009)	(0,028)
Martes	1,034**	-0,100**	1,051**	-0,150**
	(0,009)	(0,026)	(0,010)	(0,028)
Miércoles	1,025**	-0,073**	1,049**	-0,146**
	(0,009)	(0,026)	(0,010)	(0,028)
Jueves	1,067**	-0,190**	1,124**	-0,432**
	(0,009)	(0,026)	(0,010)	(0,028
Viernes	1,184**	-0,469**	1,246**	-0,613**
	(0,010)	(0,026)	(0,012)	(0,028)
Domingo	0,915**	0,280**	0,985	0,047
	(0,011)	(0,037)	(0,013)	(0,040)
Mes de inicio (CC: Enero)				
Febrero	0,990	0,024	0,989	0,028
	(0,009)	(0,022)	(0,008)	(0,022)
Marzo	0,961**	0,102**	0,974**	0,070**
	(0,009)	(0,023)	(0,008)	(0,023)
Abril	0,968**	0,083**	0,973**	0,071**
	(0,008)	(0,022)	(0,008)	(0,022)
Mayo	0,929**	0,194**	0,920**	0,224**
	(0,008)	(0,022)	(0,007)	(0,022)
Junio	0,901**	0,279**	0,907**	0,262**
	(0,008)	(0,022)	(0,008)	(0,022)
Julio	0,850**	0,445**	0,859**	0,420**
	(0,007)	(0,023)	(0,007)	(0,023)
Agosto	0,826**	0,530**	0,852**	0,445**
	(0,007)	(0,024)	(0,007)	(0,024)
Septiembre	0,810**	0,592**	0,848**	0,460**
	(0,007)	(0,024)	(0,007)	(0,024)
Octubre	0,789**	0,673**	0,811**	0,597**
	(0,007)	(0,025)	(0,007)	(0,024)
Noviembre	0,778**	0,718**	0,800**	0,641**
	(0,007)	(0,026)	(0,007)	(0,025)
Diciembre	0,763**	0,782**	0,786**	0,698**
	(0,007)	(0,027)	(0,007)	(0,027)
Numero de obs.	402.954		431.743	

Fuente: elaboración propia.

incapacidad) genera costos relativamente menores para la CCSS[31].

Por otro lado, los trabajadores de ambos sexos que laboran en el sector secundario tienden a salir de la incapacidad más rápido en comparación con los asegurados del sector primario. Un comportamiento similar se observa para los hombres que laboran en el sector terciario.

Cuadro 10: Resumen de los resultados según tipo de empresa

Tipo de empresa	Cambio en probabilidad de incapacitarse		Cambio en número de incapacidades		Función de riesgo (duración)	
	Hombres	**Mujeres**	**Hombres**	**Mujeres**	**Hombres**	**Mujeres**
Sector público						
Empleador más grande (cód. CIIU: 7512)	No sig.	No sig	1,4	1,5	1,6	No sig.
Segundo empleador más grande (cód. CIIU: 7530)	**29,2**	**29,1**	**4,7**	**0,7**	1.9	No sig.
Tercer empleador más grande (cód. CIIU: 4010, 4520 y 6420)	**11,8**	**17,3**	**5,2**	**0,7**	1.7	No sig.
Gobierno central	6,2	13,2	0,5	0,3	1.6	No sig.
Instituciones autónomas	9,3	9,3	0,2	-0,1	1.7	No sig.
Sector privado						No sig.
Servicio doméstico	-3,4	-4,6	No sig.	-0,5	1.6	No sig.

Nota: 1) No sig. señala coeficientes estadísticamente iguales a cero. 2) Cambio en probabilidad expresado en puntos porcentuales
Fuente: elaboración propia.

Con respecto a los trabajadores del sector privado, los hombres que laboran en el sector público y el servicio doméstico experimentan episodios de incapacidad de menor duración. El sector donde las incapacidades poseen duraciones más cortas es en el segundo empleador más grande del sector público (actividades de planes de seguridad social de afiliación obligatoria), seguido por el tercer empleador más grande del sector público y las instituciones autónomas. Así,

[31] Aparte de que los extranjeros hacen un uso menos intensivo del subsidio de incapacidad que los costarricenses, sus salarios promedio son inferiores. El salario promedio de los asegurados asalariados costarricenses es de 564.934 colones mientras que el de los extranjeros es de 371.582.

a pesar de que los trabajadores masculinos de estas instituciones poseen mayores probabilidades de incapacitarse y de reincidir en sus incapacidades, toman episodios más cortos. En este sentido, la hipótesis que se considera más plausible para el comportamiento por tipo de empresa observado en esta sección y las dos anteriores (resumido en el cuadro 10) es que en el sector público existe un esquema de incentivos que reduce los costos de solicitar incapacidad. Así los trabajadores de este sector son más propensos a incapacitarse. Para dar sustento a esta afirmación considérese la información mostrada en el cuadro 11, en el que se detalla el porcentaje de subsidio que reciben los trabajadores de algunas instituciones públicas[32]. Sin excepción, los trabajadores estas entidades tienen un porcentaje de subsidio sumamente alto, lo cual incentiva a utilizar el beneficio de incapacidad. Si además, el bajo costo para el trabajador hace que solicite la incapacidad para casos más leves que los que solicita el empleado privado medio, esto generaría que la duración de sus episodios sea relativamente más baja. Sin embargo, es factible que otros factores como sindicatos o riesgo del trabajo puedan estar operando de forma que un análisis más pormenorizado es requerido para confirmar esta hipótesis.

Cuadro 11: Subsidio de incapacidad como porcentaje del salario ordinario del trabajador para instituciones públicas seleccionadas

Institución	Primeros tres días	A partir del cuarto día
Instituto Nacional de Aprendizaje	Desconocido	100.00
Instituto Nacional de Seguros*	95.00	100.00
Caja Costarricense de Seguro Social	100.00	100.00
Universidad de Costa Rica	100.00	100.00
Instituto Tecnológico de Costa Rica	100.00	100.00
Instituto Nacional de las mujeres	100.00	100.00
Asamblea Legislativa	80.00	80.00
Refinadora Costarricense de Petróleo	100.00	100.00
Poder Judicial	100.00	100.00

* Beneficio dado bajo la convención colectiva de trabajo cuya vigencia finalizó en 2012. No fue posible verificar si el beneficio a los empleados continúa vigente

Fuente: elaboración propia con datos de INS (2011), Asamblea Legislativa (2001), INAMU (2008), ITCR (s.f.), MIDEPLAN (2012), UCR (1992) y CCSS (2011)

Por otro lado, en cuanto a diagnóstico se refiere, las funciones de riesgo son similares tanto para hombres como para mujeres. Los trabajadores en la mayoría de grupos de diagnóstico

[32] Aunque no se cuenta con información para el sector privado, es probable que el empleado promedio del sector privado no reciba más del 60% que cancela CCSS como asegurador.

tardaron más en regresar a sus trabajos en comparación con aquellos diagnosticados de enfermedades respiratorias. Es probable que este resultado se relacione con que las enfermedades respiratorias son infecciones agudas (CCSS, 2011) y generalmente, temporales. Las excepciones fueron las enfermedades infecciosas y parasitarias en las mujeres y anormalidades clínicas y de laboratorio en el caso hombres. Ambos grupos tuvieron incapacidades con menor duración con respecto a sus contrapartes diagnosticados con enfermedades respiratorias. Nótese que el diagnóstico de tumores generó las incapacidades de mayor duración.

Los trabajadores incapacitados, tanto hombres como mujeres, atendidos en los servicios de medicina de empresa, odontología y urgencias tuvieron tasas de riesgo de finalización de incapacidades más altas en comparación con los servicios de consulta externa, es decir, dichos trabajadores volvieron a sus trabajos en un lapso de tiempo menor. Aquellos atendidos en hospitales y en medicina mixta tuvieron tasas más bajas, lo que quiere decir que tardaron más en regresar a sus trabajos. Este comportamiento es acorde con lo que se espera, tomando en cuenta que los casos médicos de mayor gravedad son recibidos por los hospitales y medicina mixta, y requieren, en general, más tiempo de tratamiento.

Adicionalmente, los resultados por región económica apuntan a que sólo aquellos trabajadores que se incapacitaron en la región Central Sur presentaron funciones de riesgo más altas (menor duración de la incapacidad) con respecto a la región Central Norte. Los trabajadores en las restantes regiones económicas tuvieron episodios de incapacidad de mayor duración.. En este sentido, una hipótesis que podría ayudar a explicar este resultado es un acceso diferenciado a los servicios de salud. Rosero (2005) señala que el acceso a los servicios de salud se concentra en la región central del país. En este caso, es posible que el menor acceso a servicios médicos para las otras regiones del país (excluyendo el Gran Área Metropolitana) haga que los asegurados de estas zonas acudan al médico únicamente por enfermedades más graves, las cuales requieren de un mayor tiempo de recuperación. Así, por efecto de esta autoselección, las regiones periféricas mostrarían un comportamiento que es consistente con lo mostrado en el cuadro.

Estudios como el de Andren (2001) y Bostrom, Johansson y Palme (2002) concuerdan con los resultados para el día de la semana en el que inicia la incapacidad. Los trabajadores incapacitados en días entre semana, indistintamente del sexo, poseen incapacidades de menor duración en comparación con el día sábado. No obstante, conforme avanza la semana (comenzando en lunes) la duración de las incapacidades se va reduciendo, siendo el día miércoles la excepción pues la función de riesgo disminuye para ese día. Esto es plausible pues en el tanto

acerca el fin de semana, los trabajadores tienen menos incentivos de incapacitarse pues generalmente no se trabaja durante esos días[33].

Finalmente, con respecto al mes de enero, los trabajadores (ambos sexos) que se incapacitaron en los siguientes meses tenían posibilidades de salir de un episodio de incapacidad más bajos. Se observa de manera general que las funciones de riesgo van decreciendo a medida que transcurren los meses, siendo febrero y marzo los meses con incapacidades de menor duración, y diciembre las de mayor extensión. No se observa ningún comportamiento sobresaliente asociado a períodos especiales relacionados con el ciclo lectivo o factores climatológicos.

6. Conclusiones y recomendaciones

La presente investigación estudió las incapacidades temporales o períodos de reposo subsidiado por motivo de pérdidas transitorias de las facultades para realizar las funciones laborales normales, las cuales son un derecho de los trabajadores afiliados al seguro de salud de la Caja Costarricense de Seguro Social (CCSS). Específicamente, se estudiaron los determinantes de la incidencia, reincidencia y duración de las incapacidades temporales mediante la utilización de modelos de probabilidad, de conteo y de sobrevivencia, respectivamente.

El patrón que muestran los datos sobre incapacidades en cada una de las metodologías es consistente en cuanto al signo y la magnitud de las variables a lo largo del análisis. En primer lugar, en cuanto al efecto del salario, se constata una dominancia del efecto sustitución sobre el efecto ingreso para ambos sexos para la incidencia de las incapacidades, un mayor salario aumenta la probabilidad que una persona se incapacite una vez. En el caso de la reincidencia, la tasa esperada de incapacidades incrementa ante aumentos del salario salvo para los hombres del sector privado. Asimismo, a mayor salario, menor es la duración esperada de una incapacidad para una persona dada.

Por otro lado, se constata que las características personales influyen en la cantidad de incapacidades que toman los asegurados. Primeramente, se evidencia un comportamiento distinto por sexo: las mujeres tienden a mostrar una mayor incidencia y reincidencia y una menor duración de las incapacidades que los hombres. En lo que a la edad se refiere, a medida que aumenta la

[33] Cabe señalar que el patrón de duración decreciente conforme se acerca el fin de semana observado en el cuadro 9 no depende del día de la semana utilizado como categoría base Además todas las duraciones por día son estadísticamente distintas entre sí al 1% de significancia, esto sin importar el día utilizado como categoría base. Para más detalles véase Anexo D.

edad de los trabajadores menor es la probabilidad de incapacitarse; sin embargo, en grupos etarios más altos mayor es la tasa de reincidencia y la duración de los episodios de incapacidad con respecto al grupo de trabajadores más jóvenes. Asimismo, se observa que los trabajadores extranjeros muestran una menor incidencia, un menor número de incapacidades esperadas y una menor duración de las mismas en comparación con los trabajadores nacionales. Esta evidencia sugiere que este grupo hace un uso menos intensivo de este beneficio que los asegurados costarricenses.

Además se observa una fuerte influencia de las características de la empresa sobre las incapacidades de enfermedad de los trabajadores. Por un lado se observa que conforme aumenta el tamaño de la empresa, aumenta la incidencia y reincidencia de las incapacidades. Asimismo, se constata que los asalariados del sector público, muestran mayor incidencia y un mayor número de incapacidades de mayor duración, que sus contrapartes del sector privado. Esta predominancia de las incapacidades en el sector público se mantiene aun cuando se controla por una serie de características del individuo y del patrono, así como otras variables relacionadas con las incapacidades expedidas.

De acuerdo con los resultados se concluye que la brecha entre el sector público y el privado es aún más marcada en el segundo y tercer empleador más grande. Las cifras halladas para estos empleadores implican que la probabilidad de incapacitarse para un asegurado del segundo empleador más grande dobla el promedio de la de un asegurado de la empresa privada (30%) mientras que la un trabajador del tercer empleador es 40% más alta de la de un individuo promedio del sector privado. Aunque las causas de este fenómeno pueden ser múltiples, es probable que un mal esquema de incentivos esté detrás del fenómeno documentado.

En este caso, para futuras investigaciones se recomienda estudiar más a fondo las diferencias existentes entre el sector público y el privado. Está en el interés tanto del Estado como del seguro de salud de la CCSS determinar con mayor certeza si las diferencias de comportamiento observadas son producto de un mal esquema de incentivos en el sector público o son producto de diferencias permanentes en el estado de salud de los trabajadores. Los resultados exploratorios de este estudio sugieren que la mayor cantidad de incapacidades no obedece a una prevalencia de enfermedades crónicas; sin embargo, determinarlo con certeza requiere de un estudio más detallado y pormenorizado. Asimismo, se recomienda que en el futuro se estudie si los ligeros cambios al reglamento de otorgamiento de incapacidades introducidos en el 2014, provocaron alguna variación perceptible sobre la cantidad y duración de las incapacidades de los asalariados cotizantes al régimen de enfermedad. Por último, para enriquecer el análisis de posteriores estudios, se recomienda mejorar el proceso de recolección y almacenamiento de la información, ya que en el presente estudio se debieron omitir algunas variables debido a la cantidad de datos perdidos; además, sujeto a las posibilidades de la CCSS, sería deseable incluir en los formularios

información adicional sobre el trabajador, tal como el estado civil y el número de hijos las cuales podrían ayudar a una mayor comprensión del fenómeno de la incapacidad temporal.

7. Bibliografía

Acuña, E. y Mata, J. (2001) Costos de las incapacidades por enfermedad y riesgos del trabajo de los empleados de la Caja Costarricense de Seguro Social. Disponible en http://decon.edu.uy/network/pdfs/mata_acuna.pdf

Alba, A. (2009) La incapacidad temporal para el trabajo: análisis económico de su incidencia y duración. *Secretaría de Estado de Seguridad Social.* [En línea]. Disponible en http://www.seg-social.es/prdi00/groups/public/documents/binario/119778.pdf.

Allen, S. (1981) An empirical model of work attendance. *The Review of Economics and Statistics,* 63(1). [En línea]. Disponible en http://www.jstor.org/stable/2142029.

Andren, D. (2001) Short-term absenteeism due to sickness: the Swedish experience, 1986-1991. *Göteborg University Working Paper No. 46.* [En línea]. Disponible en http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=559342.

Asamblea Legislativa de Costa Rica. (2001) Manual de procedimientos para el trámite de incapacidades por enfermedad y licencias en la Asamblea Legislativa. San José: Asamblea Legislativa.

Banco Mundial. (s.f.) *Climate Change Knowledge Portal*. [En línea] Disponible en http://sdwebx.worldbank.org/climateportal/index.cfm?page=country_historical_climate&ThisRegion=North%20America&ThisCCode=CRI [Accesado el 30 de abril del 2015].

Barmby, T; Orme, C. y Treble, G. (1991) Worker absenteeism: an analysis using micro data. *The economic Journal.* [En línea]. 101(405). Disponible en http://www.jstor.org/stable/2233813.

Barquero, J. y Vargas, J. (2004) La migración internacional en Costa Rica: estado actual y consecuencias. En: López, G. y Herrera, R. (ed.). *Evolución demográfica de Costa Rica y su impacto en los sistemas de salud y pensiones.* San José: Academia de Centroamérica.

Beirute, S. (2002). Tesis para obtener el grado de Máster en Administración Pública*:* Las determinaciones causales de las incapacidades del personal de enfermería del Hospital México. San José: Universidad de Costa Rica.

Bostrom, G; Johansson, P; Palme, M. (2002) Economic incentives and gender differences in work absence behavior. *Institute for Evaluation of Labour Market and Education Policy Working Papers Series No. 2002:14.* [En línea]. Disponible en http://ideas.repec.org/p/hhs/ifauwp/2002_014.html.

Bravo, D. y Vásquez, J. (2008) Microeconometría aplicada. [En línea]. Disponible en http://www.academia.edu/9494003/MICROECONOMETR%C3%8DA_CON_STATA

Caja Costarricense del Seguro Social (2011) Reglamento para el otorgamiento de licencias e incapacidades a los beneficiarios del seguro de salud. San José: CCSS.

Caja Costarricense del Seguro Social (2013a) *Anuario Estadístico Seguro de Salud.* [En línea] disponible en http://foros.ccss.sa.cr/est_anuarios.

Caja Costarricense del Seguro Social (2013b) *Estadísticas sobre incapacidades y licencias.* [En línea] disponible en http://www.ccss.sa.cr/estadisticas_actuariales_inc_lic?t=1&y=2013.

Caja Costarricense del Seguro Social (2014a) Reglamento para el otorgamiento de licencias e incapacidades a los beneficiarios del seguro de salud. San José: CCSS.

Caja Costarricense del Seguro Social (2014b) Reglamento del seguro de salud. San José: CCSS.

Cameron, C. y Trivedi, P. (2005) Microeconometrics: Methods and Applications. Cambridge University Press, UK.

Chaudhury, M. y Ng, I. (1992) Absenteeism Predictors: Least Squares, Rank Regression, and Model Selection Results. *The Canadian Journal of Economics,* 25(3), 615-635.

Chelius, J. (1981) Understanding Absenteeism: The Potential Contribution of Economic Theory. *Journal of Business Research,* 9 (1981), 409-418.

Código de Trabajo de Costa Rica 1943. San José: Asamblea Legislativa.

Dawkins, P. y Kenyon, P. (1989) A time series analysis of Labour Absence in Australia. *The Review of Economics and Statistics,* 71(2), 232-239.

Dirección de Administración y Gestión de Personal de la C.C.S.S. (2011) Análisis sobre incapacidades por enfermedad y licencias por maternidad otorgadas a trabajadores de la CCSS durante el periodo 2008-2020. [En línea] disponible en http://rrhh.ccss.sa.cr/INFO/pdf/Analisis.pdf.

Doherty, N. (1979) National insurance and absence from work. *The Economic Journal.* [En línea]. 89(353). Disponible en http://www.jstor.org/stable/2231406.

Douglas, P. (1919) Absenteeism in Labor. *Political Science Quarterly.* [En línea]. 34(4). Disponible en http://www.jstor.org/stable/2142029.

Drago, R. y Wooden, M. (1992) The Determinants of Labor Absence: Economic Factors and Workgroup Norms across Countries. *Industrial and Labor Relations Review*, 45 (4)

Ehrenberg, R. (1970) Absenteeism and the overtime decision. *American Economic Review,* 60(3). 352-357.

Fichman (1988) A theoretical approach to understanding employee absence: proportional hazard estimation of dynamic motivation model. *Journal of Applied Psychology,* 73(1), 119-134.

___. (1989) Attendance makes the heart grow fonder: a hazard rate approach to modeling attendance. *Journal of Applied Psychology,* 74(2), 325-35.

Greene, W. (2003) Econometic Analysis. 5° ed. New Jersey: Prentice Hall.

Harrison, D y Hulin, C. (1989) Investigations of absenteeism: using event-history models to study the absence-taking process. *Journal of Applied Psychology*, 74(2), 300-316.

Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC). (2014) *Encuesta continua de empleo.* [En línea] disponible en http://www.inec.go.cr

Instituto Nacional de las Mujeres (INAMU). (2008) Convención colectiva de trabajo. San José: Instituto Nacional de las Mujeres.

Instituto Nacional de Seguros (INS). (2011) Convención colectiva de trabajo. San José: Instituto Nacional de Seguros.

Instituto Tecnológico de Costa Rica (ITCR). (s.f.) Segunda convención colectiva de trabajo y sus reformas. Cartago: Instituto Tecnológico de Costa Rica.

Johansson, P.; Palme, M. (1996) Do economic incentives affect work absence? Empirical evidence using Swedish micro data. *Journal of Public Economics,* 59(1996), 195-218.

Leigh, P. (1985) The effects of unemployment and the business cycle on absenteeism. *Journal of Economics and Business,* 37, 159-170.

Ministerio de Planificación Nacional y Política Económica (MIDEPLAN). (2012) Estado de situación en materia de salarios y remuneraciones del sector público costarricense. San José: MIDEPLAN.

Morten, J. y Osborg, S. (2002) Non-linear unemployment effects in sickness absence: discipline or composition effects. *Norwegian University of Science and Technology Working Paper Series No. 25/2002.* [En línea] disponible en http://www.svt.ntnu.no/iso/WP/2002/25STRsiste.pdf.

Paringer, L. (1983) Women and Absenteeism: Health or Economics? *The American Economic Review,* 73(2), 123-127.

Primoff, J. (1997) Gender differences in days lost due to illness. *Industrial and Labor Relations Review*, 50(2), 304-323.

Rosero, L. (2005) Acceso y disponibilidad de servicios de salud en Costa Rica 2000. En Rosero, L. (editor) Costa Rica a la luz del censo del 2000. San José, Costa Rica: Centro Centroamericano de Población de la Universidad de Costa Rica.

Rosero, L. (2004) Evaluación del impacto de la reforma del sector de la salud en Costa Rica mediante un estudio cuasiexperimental. *Revista Panamericana de Salud Pública,* 15(2): 94-103.

Swedish Institute (s.f.). *Work in Sweden.* [En línea] disponible en http://work.sweden.se/living-in-sweden/social-benefits/.

Universidad de Costa Rica (UCR). (1992) Convención colectiva de trabajo. San José: Universidad de Costa Rica.

Vargas, J. (2004). Migración internacional en Costa Rica, características y tendencias en el período 1990-2003. En *Décimo informe del estado de la nación en desarrollo humano sostenible.* San José: Proyecto Estado de la Nación.

Winkler, D. (1980) The effects of sick-leave policy on teacher absenteeism. *Industrial and Labor Relations Review*, 33(2). [En línea] disponible en http://www.jstor.org/stable/2522452.

8. Anexos

8.1. Anexo A: construcción de la variable sector económico

La variable sector económico ($SECTOR$) se construyó a partir de la actividad económica en la que se emplea el trabajador. La actividad económica se encontraba codificada en la base de trabajadores de acuerdo con CIIU4 con una desagregación de cuatro dígitos.

En este caso, para el sector económico simplemente se agruparon las actividades de acuerdo con lo que se indica en el cuadro 12.

Cuadro 12: Detalle de la construcción de la variable sector económico

Sector	División código CIIU	Descripción
Primario	A	Agricultura, ganadería y silvicultura
	B	Pesca y Acuicultura
Secundario	C	Explotación de minas y canteras
	D	Industrias manufactureras
	E	Electricidad, gas y agua
	F	Construcción
Terciario	G	Comercio, reparación de vehículos automotores y enseres domésticos
	H	Hoteles y restaurantes
	I	Transporte, almacenamiento y comunicaciones
	J	Intermediación financiera
	K	Actividades inmobiliarias, empresariales y de alquiler
	L	Administración pública y defensa
	M	Enseñanza
	N	Servicios sociales y de salud
	O	Otras actividades de servicios
	P	Hogares privados con servicio doméstico
	Q	Organizaciones extraterritoriales

Fuente: elaboración propia

8.2. Anexo B: modelo de elección ocio-trabajo.

Siguiendo a Barmby, Orme y Treble (1991) y, Johansson y Palme (1996) se parte de un modelo oferta laboral, donde el individuo tiene una función de utilidad:

$$u = U(x, L; s) \quad (11)$$

Donde x es un bien de consumo compuesto, L es ocio y s es un conjunto de características personales y del empleo. El consumidor maximiza su utilidad sujeto a la restricción presupuestaria:

$$x = w(h^* - (1-\delta)t^a) + R \quad (12)$$

$$T = L + h^* \quad (13)$$

Donde w es el salario por hora, h^* son las horas de trabajo contractuales, δ es la tasa de reemplazo de la licencia de incapacidad, t^a el tiempo que se permanece en ausencia, R es el ingreso no laboral y T es el stock de tiempo disponible para el individuo. De (11), (12) y (13) tenemos que la cantidad óptima de ausencias viene dada por[34]:

$$w(1-\delta) = \frac{U_L(x, L, s)}{U_x(x, L, s)} \quad (14)$$

De esta forma, según señala (14), la cantidad de ausencias óptima del individuo es tal que el costo de oportunidad de la ausencia $w(1-\delta)$ es igual a la tasa marginal de sustitución entre el ocio y el consumo del bien compuesto. Así, los parámetros del seguro de salud englobados en δ, las preferencias individuales y otros factores individuales capturados por s definen las ausencias que el individuo demanda.

8.3. Anexo C: principales cambios introducidos en el Reglamento de otorgamiento de incapacidades y licencias a los beneficiarios del seguro de salud

El 30 de mayo del 2014 entró a regir la Reforma al Reglamento para el otorgamiento de incapacidades y licencias a los beneficiarios del Seguro de Salud. Al entrar en vigencia, esta reforma derogó al reglamento que había sido aprobado en el 2011.

Básicamente, la reforma modificó algunos puntos específicos del reglamento anterior. A continuación se detallan los cambios que se consideran más importantes:

1. **Artículo 5: De las recomendaciones de incapacidad y licencias por terceros.**
   Se establece que los profesionales en ciencias médicas autorizados que laboran de forma privada sólo podrán hacer recomendaciones de incapacidad hasta por un máximo de tres días. Los asegurados que requieran de incapacidades de mayor duración deberán acudir al centro médico de adscripción para su respectiva valoración. Esta limitación estaba presente en el reglamento del 2011.
2. **Artículo 21: de los días de incapacidad por enfermedad para medicina general para las patologías más frecuentes en consulta externa.**
   La reforma del 2011 redujo la cantidad de días autorizados para algunas patologías frecuentes. Los cambios se detallan en el cuadro 13. Como se puede observar la reducción más fuerte se dio en el caso del dengue.

[34] Se parte del supuesto que la decisión de trabajar o no ya ha sido previamente tomada.

Cuadro 13: Modificaciones al máximo de días autorizado para patologías frecuentes introducidas en la reforma al reglamento del 2014

Patología	Máximo de dias autorizado	
	Reglamento del 2011	Reglamento del 2014
Enfermedades respiratorias agudas	5	4
Enfermedades tipo influenza	7	5
Diarreas	4	2
Crisis hipertensión arterial	5	4
Dengue	15	4

Fuente: elaboración propia con base en CCSS (2014a) y CCSS (2011)

En estudios posteriores sería interesante determinar si estas modificaciones lograron reducir significativamente la duración de las incapacidades emitidas por el régimen de enfermedad.

8.4. Anexo D: comparaciones por día de la semana

A continuación presentan los resultados de las tasas de riesgo por día para diferentes estimaciones de los modelos de duración. Los cuadros 14 y 15 muestran tasas de riesgo para regresiones cuya única diferencia con los modelos mostrados en la sección 5.3 es que se varía el día de la semana que se utiliza como categoría base.

La información se presenta de la siguiente forma: en las filas se muestra el día de la semana utilizado como categoría base en la estimación y en las columnas se encuentra el día de la semana que se está comparando con el día base. Entonces, por ejemplo, el dato correspondiente a la fila lunes y la columna domingo muestra la tasa de riesgo asociada al día domingo cuando se utiliza el lunes como categoría base en la estimación del modelo de duración. Como se puede observar, sin importar el género o el día base, existe un patrón creciente en la tasa de riesgo, i.e. la duración de las incapacidades se reduce conforme se acerca el fin de semana (siendo el día miércoles la excepción a la regla).

Cuadro 13: Tasas de riesgo por día de la semana para los hombres

	Domingo	Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes	Sábado
Domingo		1.041	1.067	1.065	1.141	1.265	1.015
Lunes	0.899		1.017	1.007	1.049	1.163	0.983
Martes	0.884	0.984		0.991	1.032	1.144	0.967
Miércoles	0.892	0.993	1.009		1.041	1.155	0.976
Jueves	0.857	0.954	0.969	0.960		1.109	0.937
Viernes	0.773	0.860	0.874	0.866	0.902		0.845
Sábado	0.915	1.018	1.034	1.025	1.067	1.184	

Nota: todos los coeficientes son significativos al 1%.
Fuente: elaboración propia.

Cuadro 13: Tasas de riesgo por día de la semana para las mujeres

	Domingo	Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes	Sábado
Domingo		1.041	1.067	1.065	1.141	1.265	1.015
Lunes	0.961		1.025	1.024	1.096	1.215	0.975
Martes	0.937	0.976		0.999	1.070	1.186	0.952
Miércoles	0.939	0.977	1.001		1.071	1.187	0.953
Jueves	0.876	0.912	0.935	0.934		1.108	0.890
Viernes	0.791	0.823	0.844	0.842	0.902		1.246
Sábado	0.791	0.823	0.844	0.842	0.902	0.803	

Nota: todos los coeficientes son significativos al 1%.
Fuente: elaboración propia.