

## **PATRONES DE INSERCIÓN LABORAL FEMENINA\***

**Marcela C. Peticara<sup>+</sup>**

**Universidad Alberto Hurtado**

**Versión: Junio 2005**

### **Resumen**

Este trabajo explora la dinámica de participación laboral de las mujeres en Chile utilizando una base de datos longitudinales contenidas en la Encuesta de Protección Social. El objetivo primordial es evaluar en qué medida el nacimiento de los hijos puede afectar la decisión de empleo de las mujeres, incluyendo a aquellas con gran apego al mercado laboral. La inclusión de un efecto individual invariante en el tiempo permitirá capturar los efectos del bagaje cultural sobre el apego laboral de la mujer, más el efecto de cualquier otra variable omitida invariante en el tiempo. Adicionalmente, el tener variables de experiencia laboral previa permite controlar por el apego intrínseco (variante en el tiempo) de la persona al mercado laboral y estimar consistentemente el efecto de las variables de estructura familiar sobre el estatus actual de empleo.

Se encuentra que el riesgo de entrar en inactividad de las mujeres es alto para las mujeres durante el primer año de vida de sus hijos. En particular, el riesgo de entrar en inactividad es mayor para las generaciones más viejas, dando cuenta de importantes cambios en los patrones culturales en lo que concierne al rol de la mujer en el hogar y en el mercado laboral. Los efectos encontrados se magnifican cuando definimos como caídas en inactividad sólo aquellas originadas voluntariamente por la mujer. La inclusión del efecto individual y variables de historia laboral en el modelo corrobora la persistencia de patrones de participación de participación laboral polarizados entre las mujeres. A mayor experiencia laboral efectiva, menor probabilidad de pasar a la inactividad. Adicionalmente, mientras mayor cantidad de años que la mujer ha permanecido inactiva en el pasado, mayor probabilidad de caer en la inactividad nuevamente. La incidencia de períodos de inactividad pasados es menor en el modelo de transiciones voluntarias, indicando, quizás, una penalización importante del mercado en término de oportunidades para trabajar luego de períodos prolongados de inactividad.

---

\* Se agradece la colaboración de la Secretaría de Previsión Social al autorizar el uso de la Encuesta de Protección Social para la confección de este estudio.

<sup>+</sup> Información de contacto: Marcela Peticará, Erasmo Escala 1835, Oficina 214. Teléfono: (56-2) 692-0267 Fax: (56-2) 692-0303. Email: mpeticara@uahurtado.cl

## **1. Introducción**

En las últimas décadas se han producido una serie de cambios sociodemográficos que han acelerado y profundizado las etapas de transición demográfica en el mundo. Uno de los cambios más influyentes en estas dinámicas demográficas ha sido la masiva incorporación de la mujer al mercado laboral.

En Chile, la participación laboral de las mujeres ha experimentado un notable crecimiento en el período 1986-2005. En particular, la participación laboral ha crecido en forma muy importante entre las madres de hijos pequeños. Los cambios, sin embargo, no han sido lo suficientemente drásticos como para alinear la tasa de participación del país con la de economías desarrolladas e inclusive con muchas de las economías latinoamericanas. Al analizar comparativamente la participación laboral femenina en el contexto latinoamericano, se detecta que Chile exhibe una tasa de participación por debajo del promedio de la región. En países tales como Argentina, Colombia, Uruguay y Bolivia se ha logrado una mayor inserción de las mujeres en el mercado laboral.

Claramente el factor cultural puede estar jugando un rol fundamental a la hora de explicar el escaso apego laboral de la mujer en Chile. Contreras y Plaza (2004) encuentran que las conductas machistas tienen un efecto negativo y significativo sobre la decisión de participar en el mercado del trabajo. Dichos factores culturales en conjunto contrarrestan en más del doble el efecto positivo de las variables de capital humano. La evidencia empírica encontrada en este paper es consistente con los papers teóricos de Vendrik (2003) y de Neubourg y Vendrik (1994) y con los resultados empíricos encontrados también por Fernández et al.

(2004), Antecol (2003), Antecol y Bedard (2002) y Chuang y Lee (2003). La percepción cultural de la posición de la mujer en la familia está claramente relacionada a su tasa de fertilidad, y esto a su vez, condiciona su decisión de participar en el mercado laboral. En Chile la escasa oferta de alternativas de cuidado infantil (formal) sumado a una excesiva compresión de la estructura salarial condicionaría aún más la oferta laboral en los estratos bajos de ingresos.

En diversos estudios para Chile se ha reportado la relación decreciente entre participación laboral y el número de hijos, tanto del número total de hijos como de aquellos menores de 5 años (Contreras et al., 1999; Mizala et al., 1999)<sup>1</sup>. Sin embargo, los resultados encontrados no necesariamente son prueba de que el número de hijos afecta negativamente la oferta laboral femenina en Chile, el número de hijos en la familia también puede estar relacionado con el modelo familiar adoptado. Adicionalmente, pueden existir variables omitidas en los modelos que afectan tanto las decisiones de fertilidad como las de oferta laboral. El tener las variables de estructura familiar correlacionadas con el término de error de la ecuación de participación introduce sesgo, no sólo en los coeficientes estimados para estas variables, sino también en las estimaciones de los parámetros de la oferta laboral.

En este trabajo se explora la dinámica de participación laboral de las mujeres en Chile utilizando una base de datos longitudinales, la Encuesta de Protección Social. El objetivo primordial es evaluar en qué medida el nacimiento de los hijos puede afectar la decisión de empleo de las mujeres, aún de aquellas con gran apego al mercado laboral. La inclusión de un efecto individual invariante en el tiempo permitirá capturar los efectos del bagaje cultural

sobre el apego laboral de la mujer, más el efecto de cualquier otra variable omitida invariante en el tiempo. Adicionalmente, el tener variables de experiencia laboral previa permite controlar por el apego intrínseco (variante en el tiempo) de la persona al mercado laboral y estimar consistentemente el efecto de las variables de estructura familiar sobre el estatus actual de empleo.

Al contar con una base de datos longitudinales se podrá evaluar el grado de persistencia de las decisiones de participación de las mujeres. Existen indicios de polarización de la fuerza laboral femenina, un grupo con gran apego al mercado laboral, otro grupo que esporádicamente participa. Según la Encuesta CASEN 2003, el 90% de los hombres y el 80% de las mujeres ocupadas en el año 2003 también habían estado ocupadas en el año 2000. El 90% de las mujeres inactivas en el año 2003 también lo habían estado en el año 2000. La persistencia del desempleo entre las mujeres no es tan evidente. Existe un efecto desaliento importante, por cuanto muchas de las amas de casa en el año 2003 eran desempleadas en el año 2000. Esto pone en evidencia la importancia de atender a la dinámica de participación laboral a partir del uso de bases de datos longitudinales y no de bases de datos de corte transversal.

En la siguiente sección se presenta el modelo empírico a estimar. En la Sección 3 se presentan los datos a utilizar y se describen los patrones de movilidad entre estados de actividad de hombres y mujeres. En particular, se comparan patrones de participación y empleo según la EPS 2002 y la Encuesta CASEN 2003. En la sección 4 se presentan los principales resultados de la estimación y finalmente en la sección 5 se concluye.

---

<sup>1</sup> Según datos de la Encuesta CASEN 2003 la tasa de participación de una mujer entre 25 y 55 años sin hijos

## **2. Determinantes de las Transiciones Laborales a la Inactividad**

El objeto de este trabajo es estudiar los determinantes de la decisión de pasar a la inactividad de las mujeres. En particular, se busca modelar la decisión de dejar de trabajar de las mujeres en función de variables de capital humano (escolaridad), variables de historia laboral como experiencia laboral efectiva, antigüedad en el empleo e historia de desempleo e inactividad y variables de estructura familiar como son el número y edad de los hijos. Para esto se utilizará la Encuesta de Protección Social 2002. Esta encuesta tiene información sobre períodos completos e incompletos de empleo, inactividad y desempleo de los individuos encuestados. Los individuos son cuestionados sobre todos los períodos de desempleo, inactividad y empleo que hubieran tenido entre el año 1980 y la entrevista, realizada en la segunda mitad del año 2002. La muestra se toma sobre un universo de afiliados al sistema privado y público de pensiones. Se selecciona una “muestra histórica” de todos los individuos afiliados al sistema en 1981 o después, que a agosto de 2001 estuvieran en alguna de las siguientes condiciones: (a) trabajando; (b) cesantes o fuera de la fuerza de trabajo; (c) pensionados; (d) fallecidos.

Por esta razón la muestra excluye, por diseño, a individuos que nunca han cotizado. Potencialmente esto sesga la muestra hacia individuos con mayor apego al mercado laboral formal. Esto significa que excluye sistemáticamente a personas continuamente inactivas o continuamente empleadas en el sector informal. La muestra no es útil, entonces, para explorar los determinantes de la inactividad, pero sí lo es para estudiar las transiciones laborales de mujeres que, luego de haber estado ocupadas un cierto período de tiempo,

---

(presentes en el hogar) es del 67,7%, mientras que la de una mujer con un niño menor de 12 meses es 38,3%.

deciden salirse del mercado laboral. En la sección 3.1 se presentan estadísticas de esta base de datos y se comenta sobre sus posibles sesgos.

El tener información de períodos completos e incompletos de actividad, y el tipo de transición laboral que experimenta el individuo, permite modelar la entrada a períodos de inactividad como (Klein and Moeschberger, 2003),

$$(1) \quad h_i(t; Z_i(t)) = \alpha_i \lambda_0(t) \exp(Z_i(t)\beta)$$

donde  $\lambda_0(t)$  es la llamada función “base” de riesgo (baseline hazard function),  $Z_i(t)$  es un vector de variables que pueden o no variar en el tiempo para el trabajador  $i$  en el momento  $t$  y  $\beta$  es un vector de parámetros a estimar. La variable dependiente en el modelo es una variable indicador que asume el valor 1 si el individuo deja de trabajar para pasar a ser inactivo, el valor 0 si el individuo sigue empleado. Se define también una variable indicador más restrictiva que sólo asume un valor igual a uno cuando el individuo pasa de estar empleado a estar inactivo en forma voluntaria. Entonces, la decisión de dejar su empleo no está influenciada por despido o razones ajenas al trabajador. Antel (1986; 1988), Moore et al. (1998) y McLaughlin (1990; 1991) entre otros encuentran evidencia de la necesidad de distinguir entre movimientos laborales voluntarios e involuntarios, aún cuando esta información sea autoreportada.

El modelo supone que la probabilidad de caer en la inactividad es una función del tiempo continuo de empleo  $t$  (que mide en definitiva el apego al mercado laboral y/o la adquisición de experiencia efectiva), pero también es una función de las características del individuo, su historia laboral y familiar incluidas en  $Z$ .

La función de verosimilitud a maximizar depende de los supuestos que se hagan sobre la función base  $\lambda_0(t)$ . Esta función base puede dejarse sin especificación (estimación no paramétrica) o puede dársele una forma paramétrica. No hay problemas de tener individuos con más de un evento. La función de verosimilitud de la historia laboral completa consiste en la suma de las funciones de verosimilitud para cada evento. Adicionalmente se incluye un efecto fijo  $\alpha_i$  que permite capturar los gustos particulares que un individuo puede tener con respecto al trabajo. Un individuo con menor apego al trabajo que el trabajador promedio tendrá un  $\alpha_i$  mayor que uno, mientras que un individuo con mayor apego al trabajo tendrá un  $\alpha_i$  menor que uno. Se opta por estimar un modelo paramétrico, en el que se asume que la función base del tiempo está dada por

$$(2) \quad \lambda_0(t) = pt^{p-1}$$

Si el parámetro  $p$  es menor que uno, el riesgo de caer en inactividad es decreciente del tiempo de empleo continuo, mientras que, si es mayor que uno, el riesgo de caer en inactividad es creciente en el empleo.

El objetivo del trabajo es estudiar los determinantes de las transiciones laborales de las mujeres, en particular cómo los cambios en la estructura familiar afectan la decisión de participar de las mujeres. Otros controles a incluir en el modelo son: escolaridad, edad, principal estado actividad esposo y variables de historia laboral como años de experiencia previa efectiva, años de inactividad desde el año 1980, años de cesantía desde el año 1980. Con el objeto de controlar efectos no lineales de las variables, en algunos casos se incluyen polinomios de estas mismas variables. El set de variables de estructura familiar involucra

esencialmente la historia del nacimiento de los hijos. Particularmente interesa determinar en qué medida el nacimiento de un hijo afecta la decisión de seguir empleada de las mujeres.

No pudieron incluirse variables relacionadas con el estado de actividad del cónyuge. La EPS contiene un módulo con la historia matrimonial del encuestado, pero sólo tiene información sobre el año del matrimonio y si el encuestado enviudó o se separó de esta persona. Pero no tiene información del momento en que la separación se produce. Tampoco se cuenta con una historia de ingresos para la persona. En este sentido, el modelo a estimar es una forma reducida en el que la variable salario se ha aproximado por variables de capital humano y variables de historia laboral.

Dos circunstancias permitirán identificar adecuadamente el efecto de un nacimiento. Primero, el que se está incluyendo un efecto fijo, que potencialmente captura el efecto del bagaje cultural sobre el apego laboral de la mujer más el efecto de cualquier otra variable omitida invariante en el tiempo. Segundo, que se están incluyendo variables de historia laboral (experiencia laboral previa). Tal como lo reportan Duleep y Sanders (1994), Dex et al. (1998) y Nakamura y Nakamura (1994; 1996) el tener variables de experiencia laboral previa permite controlar por el apego intrínseco de la persona al mercado laboral y estimar consistentemente el efecto de las variables de estructura familiar sobre el estatus actual de empleo. Más aún, no se necesita contar con una historia laboral tan prolongada. El contar con información de experiencia laboral relativamente reciente sería suficiente para estimar consistentemente los parámetros de un modelo de oferta laboral dinámico.



### **3. Datos. Patrones Básicos de Movilidad Laboral Femenina**

La Encuesta de Protección Social incluye información de 17.246 entrevistados, de los cuales 7.611 son mujeres<sup>2</sup>. Los distintos módulos de la encuesta registran información de éstos individuos y de los miembros de sus hogares. En particular se registra información de la historia laboral de los encuestados.

Tal como se comentara en la sección anterior, el método de muestreo de la EPS no necesariamente registra las historias laborales de individuos continuamente inactivos, ni continuamente empleados fuera del sistema formal. En principio la EPS contiene mujeres con mayor apego al mercado laboral. Las tasas de empleo y participación a noviembre del 2002 de las mujeres dadas por la EPS son mayores a las reportadas por la Encuesta CASEN 2003, inclusive luego de controlar por edad (ver Cuadro 1).

Adicionalmente, el tener información autoreportada y retrospectiva, genera dudas acerca de la exactitud de la información contenida en la encuesta. Estudios preliminares de la SAFF muestran que la densidad de cotizaciones reportada por la EPS es similar a la densidad de cotizaciones obtenida de la muestra de Historias Previsionales que posee esta institución. En este sentido, se puede confiar el utilizar esta base de datos para el estudio de períodos continuos de empleo.

---

<sup>2</sup> La muestra expandida equivale a 8.058.681 registros, de los cuales 3.629.519 son mujeres.

**Cuadro 1:**  
**Tasas de Empleo y Participación, CASEN 2003 versus. EPS 2002**

Edad al año 2002	Mujeres				Hombres			
	Participación		Empleo		Participación		Empleo	
	CASEN 2003	EPS 2002	CASEN 2003	EPS 2002	CASEN 2003	EPS 2002	CASEN 2003	EPS 2002
20-29	52.4	73.5	42.8	58.9	77.3	90.4	67.0	77.1
30-39	56.5	71.9	50.9	60.8	95.7	97.6	89.4	88.1
40-49	55.7	75.4	50.4	64.5	95.9	96.5	91.0	88.5
50-59	46.2	67.3	42.8	59.7	87.9	87.6	82.4	79.2

Fuente: Elaboración propia en base a EPS 2002 y CASEN 2003.

Las historias laborales autoreportadas de la EPS contienen información relativamente detallada de los períodos de actividad (empleo y desempleo) e inactividad de los encuestados. Mediante este reporte pueden reconstruirse las historias laborales de hombres y mujeres. No existe información de nivel de salarios, sólo se tiene información retrospectiva de nivel de años de escolaridad, estructura familiar y condición de actividad del cónyuge. Esta información fue re-construida y anexada a las historias laborales. A los efectos de estudiar y controlar por diferencias generacionales se estratifica la muestra en cuatro generaciones o cohortes según la edad de los individuos al año 2002: 25-35 años, 36-45 años, 46-54 y 55 y más. Sólo se trabajará con la muestra eventos laborales iniciados luego de cumplidos los 20 años.

El Cuadro 2 presenta estadísticas de duración de períodos de empleo, desempleo e inactividad para hombres y mujeres en la muestra considerada. En este cuadro se observa como las mujeres tienen en general una menor duración mediana de sus empleos (con el mismo empleador), pero principalmente como las mujeres tienen una menor duración

mediana de sus períodos de empleo continuos. Las mujeres tienen períodos de empleo continuos claramente de menor duración que los hombres. Los períodos continuos de inactividad y de desempleo para las mujeres son también sustancialmente mayores que los de los hombres. Ciertamente las estadísticas de duración de los períodos de inactividad reflejadas en este cuadro están sesgadas hacia abajo, ya que la muestra no contiene individuos continuamente inactivos.

**Cuadro 2:**  
**Distribución de la Duración de los Períodos de Empleo, Desempleo e Inactividad.**  
**En meses**

	Hombre	Mujer	Total
<b>Duración Períodos Empleo Mismo Empleador</b>			
Percentil 25	11	6	8
<b>Mediana</b>	<b>35</b>	<b>27</b>	<b>33</b>
Percentil 75	113	89	104
<b>Duración Períodos Empleo Continuo</b>			
Percentil 25	20	7	11
<b>Mediana</b>	<b>140</b>	<b>46</b>	<b>79</b>
Percentil 75	275 *	202	275
<b>Duración Períodos Inactividad</b>			
Percentil 25	11	13	11
<b>Mediana</b>	<b>35</b>	<b>47</b>	<b>38</b>
Percentil 75	71	126	99
<b>Duración Períodos Desempleo</b>			
Percentil 25	2	3	2
<b>Mediana</b>	<b>5</b>	<b>7</b>	<b>6</b>
Percentil 75	12	21	14

Fuente: Elaboración propia en base a EPS.

El Cuadro 3 presenta estadísticas básicas de movilidad entre estados de actividad para hombres y mujeres. La segunda columna muestra la proporción de períodos continuos de empleo, desempleo e inactividad, que aún estaban vigentes hacia el final de la muestra

(observaciones censuradas). Las columnas tercera a quinta muestran la proporción de períodos continuos de empleo, inactividad y desempleo que concluyen en cesantía, empleo e inactividad respectivamente. Se observa que un 55% de los eventos de empleo continuo de las mujeres terminan en inactividad, mientras que un 92% de los períodos de inactividad concluyen en empleo. El cuadro muestra como las mujeres son más proclives a retirarse del mercado laboral que los hombres. Los períodos de empleo de los hombres tienen una probabilidad mucho mayor de concluir en desempleo.

**Cuadro 3:  
Persistencia en los Estados de Actividad por Sexo**

Tipo de Evento	% Eventos Continúan al 2002	% Eventos Concluyen en		
		Cesantía	Empleo	Inactividad
Hombres				
Desempleo	15.0		98.1	1.8
Empleo	53.6	77.6		22.4
Inactividad	17.7	12.2	87.8	
Mujeres				
Desempleo	18.9		96.1	3.8
Empleo	37.9	44.7		55.3
Inactividad	27.1	7.3	92.7	

Fuente: Elaboración propia en base a EPS.

#### 4. Resultados

Se estiman cuatro variantes del modelo de duración presentado en la Sección 2. Los resultados de las estimaciones son presentados en el Cuadro 4. Las variantes de los modelos tienen que ver con la inclusión de un efecto aleatorio (frailty) o la consideración del total de

transiciones o sólo de aquellas que ocurren en forma voluntaria. En todos los modelos se incluyeron las variables de historia laboral, escolaridad y estructura familiar.

**Cuadro 4:**  
**Resultados Estimaciones. Modelos de Duración**

	Transiciones Totales – Frailty			Transiciones Totales – Sin Frailty			Transiciones Voluntarias - Frailty			Transiciones Voluntarias – Sin Frailty		
	RR	std	Z	RR	std	z	RR	std	z	RR	std	z
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Tiene Hijos												
Menor a 1 año - G20-25	2.22	0.47	0.00	1.93	0.31	0.00	2.51	0.66	0.00	2.38	0.55	0.00
Menor a 1 año - G26-35	2.25	0.18	0.00	2.26	0.14	0.00	2.73	0.27	0.00	2.68	0.24	0.00
Menor a 1 año - G36-45	2.68	0.19	0.00	2.65	0.17	0.00	3.25	0.29	0.00	3.24	0.27	0.00
Menor a 1 año - G46-55	2.91	0.39	0.00	2.65	0.32	0.00	3.02	0.55	0.00	2.99	0.53	0.00
Menor a 1 año - G55+	3.10	1.07	0.00	3.02	0.94	0.00	4.20	1.98	0.00	4.00	1.76	0.00
1-3 años	1.17	0.05	0.00	1.06	0.05	0.18	1.11	0.07	0.11	1.04	0.06	0.50
4-5 años	1.07	0.06	0.17	1.01	0.05	0.85	0.96	0.07	0.59	0.94	0.07	0.37
6-14	1.01	0.05	0.84	1.03	0.05	0.57	0.89	0.06	0.09	0.89	0.05	0.06
Hombre 15-18	1.05	0.07	0.52	1.07	0.09	0.41	0.86	0.09	0.18	0.87	0.09	0.19
Mujer 15-18	1.10	0.08	0.17	1.11	0.09	0.16	1.14	0.12	0.21	1.15	0.12	0.18
Hombres 19 y más	1.32	0.12	0.00	1.31	0.15	0.02	1.12	0.14	0.37	1.14	0.13	0.24
Mujeres 19 y más	0.98	0.09	0.83	1.00	0.10	0.97	1.27	0.15	0.05	1.27	0.14	0.04
Años escolaridad	0.84	0.01	0.00	0.89	0.01	0.00	0.91	0.01	0.00	0.93	0.01	0.00
Edad	0.89	0.01	0.00	0.90	0.01	0.00	0.89	0.01	0.00	0.90	0.01	0.00
Edad Cuadrado	1.00	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00
Años experiencia	0.98	0.00	0.00	0.99	0.00	0.00	0.99	0.00	0.00	0.99	0.00	0.00
Años experiencia Cuadrado	1.00	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00
Años Inactivo	1.12	0.02	0.00	1.14	0.02	0.00	1.09	0.02	0.00	1.10	0.02	0.00
Años Inactivo Cuadrado	1.00	0.00	0.44	1.00	0.00	0.01	1.00	0.00	0.31	1.00	0.00	0.10
Años Censante	1.01	0.04	0.78	0.89	0.03	0.00	0.93	0.04	0.12	0.90	0.04	0.02
Años Cesante Cuadrado	1.00	0.00	0.51	1.01	0.00	0.00	1.01	0.00	0.18	1.01	0.00	0.13
Parámetro $P$	1.04	0.02	**	0.76	0.01		1.06	0.02	**	0.96	0.02	
Prob. Asociada Test Chi de Ajuste Modelo	0.00			0.00			0.00			0.00		

Fuente: Elaboración propia en base a EPS.

Notas: \*\* No se puede rechazar que el parámetro  $p$  sea distinto de 1.

La historia laboral del individuo se incluye tanto mediante la variable tiempo en la ecuación

(1) como a través de variables que registran la historia laboral del individuo previa al

comienzo de cada período de empleo. Esta historia laboral se caracteriza por años de experiencia, años de inactividad y años de desempleo. Adicionalmente se incluye como variable de control la tasa de desempleo obtenida de la Encuesta de la Universidad de Chile<sup>3</sup>.

Las variables de estructura familiar están representadas por variables dicotómicas que registran la estructura etrea de los hijos de cada mujer. Son variables que varían en el tiempo. En particular, la variable hijo menor a un año capta el año en que se produce el nacimiento del niño. En este sentido, se busca capturar el efecto que el nacimiento de un niño tiene sobre la condición de actividad de una mujer que ya está trabajando. Esta variable se interactúa con una variable dicotómica que divide la muestra de mujeres en cinco grupos generacionales, de acuerdo a la edad del individuo en el año 2002. A priori se esperaría distintas reacciones generacionales en el ámbito laboral ante el nacimiento de un niño, y en particular, este efecto debe ser mayor entre las mujeres que autoreportan dejar el empleo en formal voluntaria.

La interpretación de los resultados del modelo de duración debe hacerse cuidadosamente en la medida en que se modela el riesgo condicional de caer en inactividad. La forma de interpretar el cuadro es la siguiente: Tomemos por ejemplo la columna 1 del cuadro. Esta columna corresponde al modelo de duración para todas las transiciones que incluye un efecto aleatorio. La columna 1 presenta la razón de riesgo de cada categoría con respecto a la categoría base. La razón de riesgo es igual a  $\exp(\beta)$ .

---

<sup>3</sup> No pudo utilizarse una tasa de desempleo regional porque no existe una serie de tasas de desempleo regionales para el período 1980-2002.

Una razón de riesgo menor que uno está dada por un coeficiente negativo, una razón de riesgo mayor que uno por un coeficiente positivo. Una razón de riesgo de 2 para las mujeres de la generación más joven con niños menores del año significa que las mujeres tienen un mayor “riesgo” o probabilidad de pasarse a la inactividad luego de un nacimiento. La probabilidad de pasar a la inactividad es 2 veces la probabilidad de pasar a la inactividad de una mujer sin niños.

El efecto de un nacimiento en la familia sobre la probabilidad de que la mujer pase a la inactividad crece a medida que uno se mueve hacia las generaciones más viejas. El Cuadro 5 presenta en forma sintética las razones de riesgo de pasar a la inactividad ante un nacimiento de las mujeres en las distintas generaciones para todos los modelos estimados. El efecto-nacimiento crece a través de las generaciones y el efecto encontrado es mucho mayor cuando sólo se consideran las transiciones voluntarias. Mientras que para una mujer de la generación 77-82 el riesgo de pasar a la inactividad aumenta un 122% durante el año de nacimiento de un hijo, para una mujer nacida antes del año 1947 este riesgo aumenta en un 210%. El efecto sobre las transiciones voluntarias es aún más alto, 138% para la generación más joven versus 300% para la más vieja.

Los valores estimados para los parámetros de estructura familiar no difieren sustancialmente entre los modelos con y sin efectos aleatorios. Se rechaza, sin embargo, que los efectos aleatorios sean nulos a un nivel de significancia del 1%. Los valores estimados para los parámetros de estructura familiar sí varían en forma sustancial cuando dejamos de incluir variables de historial laboral. En este caso se tiende a sobreestimar el efecto de los hijos

sobre la probabilidad de pasar a la inactividad, tal como fuera reportado por Duleep y Sanders (1994), Dex et al. (1998) y Nakamura y Nakamura (1994; 1996), entre otros.

**Cuadro 5:  
Efecto Nacimiento sobre la Probabilidad de Caer en Inactividad**

	Edad en el año 2002				
	20-25	26-35	36-45	46-55	Más 55
Año de Nacimiento	1977-1982	1967-1976	1957-1966	1948-1956	Antes de 1947
Modelo con efecto aleatorio - Failures Totales	2.22	2.25	2.68	2.91	3.10
Modelo sin efecto aleatorio - Failures Totales	1.93	2.26	2.65	2.65	3.02
Modelo con efecto aleatorio - Failures Voluntarias	2.51	2.73	3.25	3.02	4.20
Modelo sin efecto aleatorio - Failures Voluntarias	2.38	2.68	3.24	2.99	4.00

Fuente: Elaboración propia en base a EPS.

El efecto de la presencia de niños mayores en el hogar es pequeño o estadísticamente no significativo. Esto era de esperarse ya que se está modelando la probabilidad de pasar a la inactividad de mujeres que están trabajando. Se presume que, cuando la mujer tiene sus hijos en edad escolar, esto no motiva su salida a la inactividad si es que la mujer ya estaba trabajando. En el modelo de transiciones totales sí existe un efecto importante de tener hijos mayores (viviendo en el hogar) que puede estar ligado a un efecto reemplazo de ingreso. En el modelo de transiciones voluntarias, el efecto de mayores presentes en el hogar viene dado por las hijas, por lo que esto puede deberse más a un efecto “cuidado infantil” de los nietos. Lamentablemente estas hipótesis no pueden corroborarse al no contar con información del estado de actividad de los hijos y/o la presencia de nietos en el hogar.

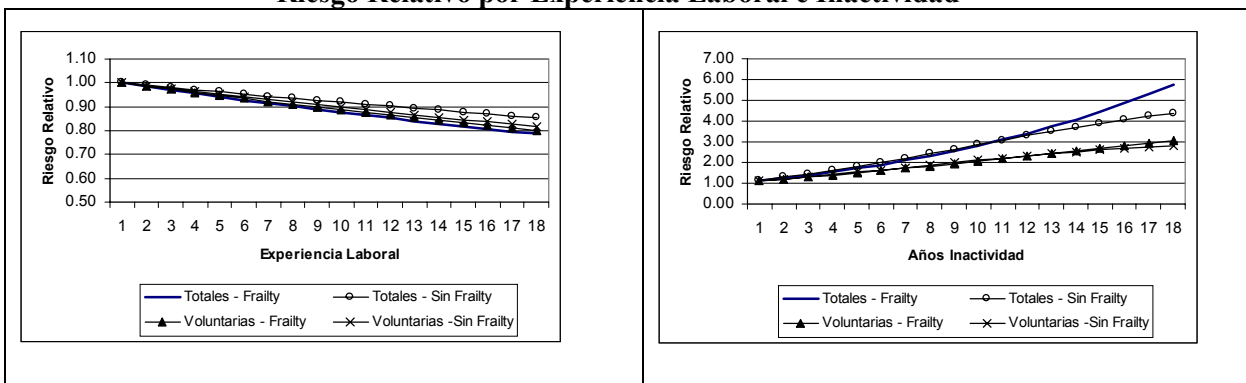
La inclusión del efecto individual y variables de historial laboral en el modelo corrobora la persistencia de patrones de participación laboral polarizados entre las mujeres. A mayor



experiencia laboral efectiva, menor probabilidad de pasar a la inactividad. Adicionalmente mientras mayor cantidad de años la mujer ha permanecido inactiva en el pasado mayor probabilidad de caer en la inactividad nuevamente (Gráfico 1). Una mujer que comienza a trabajar luego de haber permanecido inactiva 5 años, tiene un riesgo dos veces más alto de volver a estar inactiva que una mujer que ha permanecido continuamente empleada.

Los riesgos relativos predichos por los distintos modelos difieren, pero cualitativamente el efecto es similar. En el caso particular del efecto de años de inactividad pasada, el modelo con transiciones voluntarias predice un efecto sustancialmente menor que el modelo con el total de las transiciones. Esto puede estar indicando que muchas de las transiciones no-voluntarias hacia la inactividad de las mujeres están particularmente condicionadas por su historia de inactividad, pudiendo ser que el mercado las esté castigando en términos salariales o en término de oportunidades para seguir trabajando.

**Gráfico 1:  
Riesgo Relativo por Experiencia Laboral e Inactividad**



Fuente: Elaboración propia en base a EPS.

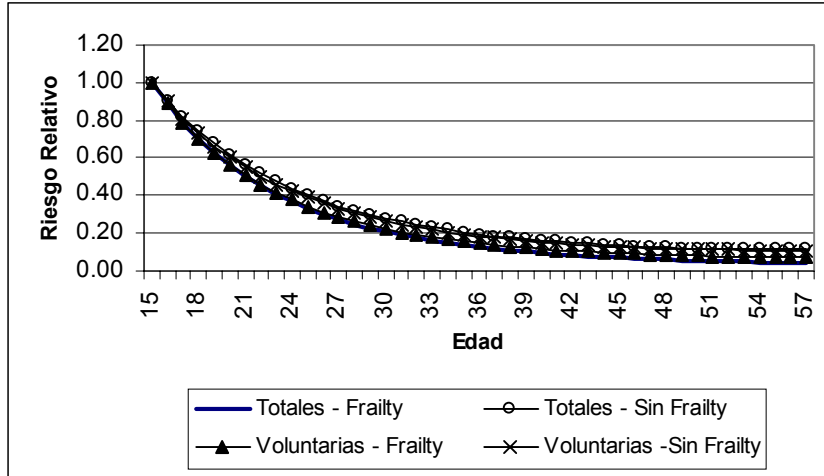
Al mirar el parámetro de persistencia del modelo (parámetro  $p$ ) se nota la importancia de incluir el efecto individual. Mientras que en los modelos con efectos individuales este parámetro no es estadísticamente distinto de 1, en los modelos sin efectos individuales el parámetro es menor que uno. En el modelo sin efectos individuales el efecto persistencia estimado es mayor, ya que existe por la acumulación de experiencia laboral, pero también por el tiempo continuo de empleo en el evento actual. En el modelo con efectos individuales, el efecto parece agotarse al incluir controles por experiencia previa. Esto indica que en el modelo sin controles individuales el parámetro  $p$  menor que uno se obtiene porque hay mujeres con historias continuas y con gran apego al mercado laboral, que independientemente de lo largo de sus historias laborales (que pueden ser cortas) no son proclives a abandonar sus empleos.

Otras dos variables influyen en la probabilidad de pasar a la inactividad, inclusive luego de controlar por el efecto de los niños e historia laboral, la edad de la mujer y su nivel educativo influyen en forma significativa sobre la probabilidad de retirarse del mercado laboral. En el modelo se incluyó un polinomio cuadrático de la edad para evaluar la posible existencia de no linealidades (Gráfico 2). La categoría base son los individuos con 20 años de edad. No existe efecto del ciclo fértil, por lo que ya se está controlando por la presencia de niños en el hogar y variables de historia laboral. El riesgo de entrar en la inactividad decrece en forma monótona con la edad.

Las variables de capital humano también marcan una fuerte tendencia a apearse al mercado laboral, tal como lo predicen las teorías dinámicas de oferta laboral. Una mujer con estudios

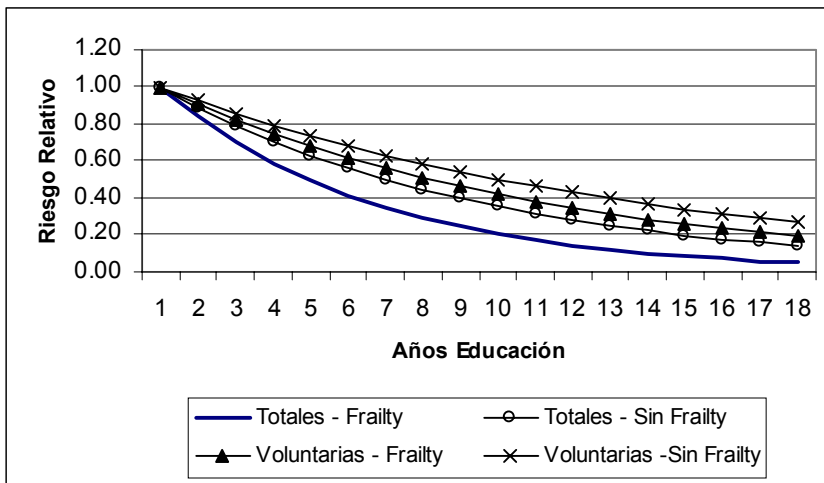
universitarios entrará en inactividad con una probabilidad sustancialmente menor que una mujer con básica incompleta (Gráfico 3).

**Gráfico 2:  
Riesgo Relativo por Edad**



Fuente: Elaboración propia en base a EPS.

**Gráfico 3:  
Riesgo Relativo por Años de Escolaridad**



Fuente: Elaboración propia en base a EPS.

## **5. Conclusiones**

Existen trabajos que estiman el efecto de la estructura familiar sobre la oferta laboral femenina en Chile. La estimación de modelos estándares de oferta laboral en base a datos de cross-section ha sugerido que la presencia de niños en el hogar condiciona la participación laboral femenina, mientras que sólo afecta en forma marginal la participación laboral masculina. En particular, estos estudios reportan que los mayores efectos se producen a nivel de participación. Un problema esencial a la hora de evaluar estos resultados es que las variables de estructura familiar están, en definitiva, condicionadas por el modelo familiar adoptado y esto, a su vez, condiciona también la participación laboral femenina. En este sentido, las variables de estructura familiar son potencialmente endógenas.

En este trabajo se explora la dinámica de participación laboral de las mujeres en Chile utilizando una base de datos longitudinales con el objeto de evaluar en qué medida el nacimiento de los hijos puede afectar la decisión de empleo de las mujeres, incluyendo a aquellas con gran apego al mercado laboral. Se espera que la inclusión de un efecto individual invariante en el tiempo permita capturar los efectos del bagaje cultural sobre el apego laboral de la mujer más el efecto de cualquier otra variable omitida invariante en el tiempo. Adicionalmente, el tener variables de experiencia laboral previa permite controlar por el apego intrínseco (variante en el tiempo) de la persona al mercado laboral y estimar consistentemente el efecto de las variables de estructura familiar sobre el estatus actual de empleo.

Se encuentra que el riesgo de entrar en inactividad de las mujeres es alto para las mujeres durante el primer año de vida de sus hijos. En particular, el riesgo de entrar en inactividad es mayor para las generaciones más viejas, dando cuenta de importantes cambios en los patrones culturales en lo que concierne al rol de la mujer en el hogar y en el mercado laboral. Los efectos encontrados se magnifican cuando definimos como caídas en inactividad sólo aquellas originadas voluntariamente por la mujer. La inclusión del efecto individual y variables de historial laboral en el modelo corrobora la persistencia de patrones de participación laboral polarizados entre las mujeres. A mayor experiencia laboral efectiva, menor probabilidad de pasar a la inactividad. Adicionalmente, mientras mayor cantidad de años que la mujer ha permanecido inactiva en el pasado, mayor probabilidad de caer en la inactividad nuevamente. La incidencia de períodos de inactividad pasados es menor en el modelo de transiciones voluntarias, indicando quizás una penalización importante del mercado en término de oportunidades para seguir trabajando.

## Referencias Bibliográficas

**Antecol, Hether.** "Why Is There Cross-Country Variation in Female Labor Force Participation Rates?. The Role of Male Attitudes toward Family and Sex Roles." Claremont Colleges Working Papers 3, February 2003.

**Antecol, Hether and Bedard, Kelly.** "The Decision to Work by Married Immigrant Women: The Role of Extended Family Households." Claremont College, Working Papers 34, October 2002.

**Antel, John J.** "Human Capital Investment Specialization and the Wage Effects of Voluntary Labor Mobility." *Review of Economics and Statistics*, 68(3), August 1986, pp. 477-83.

\_\_\_\_\_. "Interrelated Quits: An Empirical Analysis of the Utility Maximizing Mobility Hypothesis." *Review of Economics and Statistics*, 70(1), February 1988, pp. 17-22.

**Chuang, Hwei Lin and Lee, Hsih yin.** "The Return on Women's Human Capital and the Role of Male Attitudes toward Working Wives: Gender Roles, Work Interruption, and Women's Earnings in Taiwan." *American Journal of Economics and Sociology*, 62(2), April 2003, pp. 435-59.

**Contreras, Dante; Bravo, David and Puentes, Esteban.** "Tasa De Participación Femenina: 1957-1997. Un Análisis De Cohortes Sintéticos." Universidad de Chile, Working Papers, 1999.

**Contreras, Dante and Plaza, Gonzalo.** "Participación Femenina En El Mercado Laboral Chileno. ¿Cuánto Importan Los Factores Culturales?" 2004.

**de Neubourg, Chris and Vendrik, Maarten.** "An Extended Rationality Model of Social Norms in Labour Supply." *Journal of Economic Psychology*, 15(1), March 1994, pp. 93-126.

**Dex, Shirley and et al.** "Women's Employment Transitions around Child Bearing." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 60(1), February 1998, pp. 79-98.

**Duleep, Harriet Orcutt and Sanders, Seth.** "Empirical Regularities across Cultures: The Effect of Children on Woman's Work." *Journal of Human Resources*, 29(2), Spring 1994, pp. 328-47.

**Fernandez, Raquel; Fogli, Alessandra and Olivetti, Claudia.** "Preference Formation and the Rise of Women's Labor Force Participation: Evidence from Wwii." NBER Working Papers 10589, 2004.

**Klein, John P. and Moeschberger, Melvin L.** *Survival Analysis*. Springer, 2003.

**McLaughlin, Kenneth J.** "General Productivity Growth in a Theory of Quits and Layoffs." *Journal of Labor Economics*, 8(1), January 1990, pp. 75-98.

\_\_\_\_\_. "A Theory of Quits and Layoffs with Efficient Turnover." *Journal of Political Economy*, 99(1), February 1991, pp. 1-29.

**Mizala, Alejandra; Romaguera, Pilar and Henriquez, Paulo.** "Female Labor Supply in Chile." Documentos de trabajo CEA 58, 1999.

**Moore, Michael J.; Viscusi, W. Kip and Zeckhauser, Richard J.** "The Anatomy of Jumps and Falls in Wages," in S. W. Polachek, ed, *Research in Labor Economics*, Vol. 17. London: JAI Press Inc., 1998, pp. 201-32.

**Nakamura, Alice and Nakamura, Masao.** "Predicting Female Labor Supply: Effects of Children and Recent Work Experience." *Journal of Human Resources*, 29(2), Spring 1994, pp. 302-27.

\_\_\_\_\_. "An Event Analysis of Female Labor Supply," in, *Research in Labor Economics*, 15. 1996, pp. 353-78.

**Vendrik, Maarten C. M.** "Dynamics of a Household Norm in Female Labour Supply." *Journal of Economic Dynamics and Control*, 27(5), March 2003, pp. 823-41.