

ANALISIS DE LOS CAMBIOS EN LA PARTICIPACION LABORAL FEMENINA EN CHILE*

EVELYN BENVIN**

Superintendencia de AFP

MARCELA PERTICARA***

Universidad Alberto Hurtado

Abstract

This paper applies microeconomic decomposition techniques with the purpose of assessing the determinants of the significant increase in the female labor force participation rate experienced during the period 1990-2003. In particular, we are interested in evaluating how much of the increase in the female participation rate can be explained by changes in the family structure or changes in the educational level achieved, and how much of this change is completely neutral to these factors. The increase in the education level of the female population is, without a doubt, one of the main determinants of the increase in the labor force participation rate. Surprisingly, changes in fertility do not seem to have a significant impact on the female participation rate. We didn't even find a parameter effect indicating that the patterns of the participation (elasticity) of women with small children would have changed substantially. Most of the parameter effect is due to a constant effect, which is particularly high during the period 1996-2003. That is, independently of the characteristics of the women, there is a generalized increase in the female labor force participation rate. This result is robust when controls for business cycles are included.

Keywords: *Female Labor Force Participation, Microeconomic Decomposition, Probit.*

JEL Classification: *J13, J21, C25.*

* Agradecemos los comentarios de dos árbitros anónimos, cuyas observaciones enriquecieron este artículo. Las opiniones y los posibles errores existentes son de exclusiva responsabilidad de sus autores y no comprometen a las instituciones en que trabajan.

** Unidad del Seguro de Cesantía, Superintendencia de AFP, Santiago, Chile. Email: ebenvin@safp.cl.

*** Facultad de Economía y Negocios, Universidad Alberto Hurtado, Santiago, Chile. Email: mperticara@uahurtado.cl. Para comentarios o sugerencias contactar a Marcela Peticara.

I. 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 influyente en estas dinámicas demográficas ha sido la masiva incorporación de la mujer en el 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.

En Chile existen varios estudios que intentan identificar los principales factores que influyen en la decisión de trabajar o no de las mujeres. El número de hijos parece ser uno de estos factores determinantes. Mizala, Romaguera y Henríquez (1999), al estimar una oferta laboral para mujeres, encuentran que en general los hijos (de 0 a 15) desincentivan la entrada al mercado laboral, pero el hecho de tener hijas mujeres entre 19 y 24 tiene un efecto positivo en la participación. Esto se relaciona con el hecho de que es más probable que las mujeres y no los hombres sustituyan a la dueña de casa en los quehaceres domésticos y en el cuidado de los niños pequeños. Contreras, Bravo y Puentes (1999) distinguen el comportamiento laboral de las mujeres por cohortes o generaciones, concluyendo que la participación es afectada por la edad de las mujeres o la cohorte a la que pertenecen, así, mujeres más jóvenes enfrentan el mercado laboral de manera distinta, pues tienen menos hijos y mayores niveles de educación.

Si bien la evidencia muestra que el número de hijos pequeños desincentiva la participación, esto también puede estar relacionado con el modelo de familia escogido. Es posible que existan variables omitidas en los modelos que afecten tanto la decisión de tener hijos como la oferta laboral (por ejemplo, factores culturales). Peticarà (2006) se hace cargo de este eventual sesgo, al estudiar los determinantes de la decisión de pasar a la inactividad de las mujeres. En este trabajo se muestra que el nacimiento de los niños aumenta el riesgo de que la mujer abandone su empleo. Ciertamente, la importancia de este fenómeno ha disminuido en las generaciones más jóvenes, pero aún así continúa siendo importante.

Otro factor significativo que impacta la decisión de participar de las mujeres, es aquel que tiene que ver con las “barreras” del mercado laboral. Mizala y Romaguera (2004) revisan la legislación laboral chilena de las últimas décadas y señalan que esta legislación ha tenido un carácter rígido, sin considerar la heterogeneidad existente en su interior y la necesidad de adaptarse rápidamente a situaciones que son muy dinámicas. Por ejemplo, no se le ha dado la relevancia que ameritan los temas de flexibilidad laboral y las modalidades de contratación.

Guzmán, Mauro y Araujo (2000) analizan los cambios experimentados en las trayectorias laborales de tres generaciones de mujeres. Encuentran que las mujeres más jóvenes tienen mayor inserción y capacidad de adaptarse al mercado laboral, pues en general eligen trabajar o no más libremente y con menos prejuicios que generaciones más viejas. Por otra parte, Contreras y Plaza (2004), utilizando la encuesta “Mujer y Trabajo, Familia y Valores” realizada por el Centro de Estudios Públicos de Chile (CEP), concluyen que a pesar de que las variables de capital humano tienen un efecto positivo y significativo en la participación, los factores culturales, conductas machistas y conservadoras pueden casi contrarrestar este efecto.

Si los patrones de participación laboral femenina han cambiado en Chile en los últimos años, resulta de particular interés el evaluar cuáles han sido los determinantes de dichos cambios. En este trabajo se explora el aumento en la tasa de participación laboral de las mujeres en Chile en el período 1990-2003. Para ello se utiliza una metodología de descomposición microeconómica, que generaliza las técnicas de descomposición inicialmente desarrolladas por Oaxaca (1973, 1999, 1994) y Blinder (1973) a modelos discretos.

En la siguiente sección se presenta la metodología de descomposición y el modelo empírico a estimar. En la sección III se presenta la data a utilizar y algunas estadísticas básicas. En la sección IV se reportan los principales resultados de la estimación y finalmente en la sección V se concluye.

II. Discusión Metodológica

Metodologías de descomposición microeconómica han sido muy utilizadas para analizar cambios en la desigualdad de los ingresos, pobreza, discriminación racial y salarial, y cambios en la informalidad laboral, tanto en la descomposición de índices económicos como en distribuciones (Bourguignon *et al.*, 2004; Fairlie, 1999; Gasparini, 2002). En nuestra investigación utilizaremos una metodología de descomposición microeconómica para modelos discretos ideada por Yun (2004).

La descomposición no lineal propuesta por Yun (2004) es una extensión del modelo de Blinder-Oaxaca (Blinder, 1973; Oaxaca, 1973) para variables dependientes dicotómicas. En el mismo espíritu de la descomposición de Blinder-Oaxaca, la metodología de Yun permite descomponer el cambio total en la tasa de participación femenina (variable dependiente) en un efecto característica¹ (cambios en los niveles de las variables explicativas) y en un efecto parámetro² (cambios en las actitudes de las mujeres hacia el trabajo). Además Yun propone una forma de ponderar la contribución que tiene cada variable a ambos efectos.

Específicamente, Yun propone realizar una expansión de Taylor de primer grado del cambio en la tasa de participación promedio entre el momento t y t^* . Si modelamos la tasa de participación en función de un conjunto de características X podemos escribir

$$P_t = F(X_t, \beta) \quad (1)$$

donde F es la función de distribución acumulada de una normal estandarizada en el caso del modelo probit. La descomposición del cambio en la tasa de participación promedio predicha por el modelo entre el período t y t* puede escribirse como:

$$\bar{P}_t - \bar{P}_{t^*} = \left[\overline{F(X_t \beta_t)} - \overline{F(X_{t^*} \beta_{t^*})} \right] \quad (2)$$

$$\bar{P}_t - \bar{P}_{t^*} = \left[\overline{F(X_t \beta_t)} - \overline{F(X_{t^*} \beta_t)} \right] + \left[\overline{F(X_{t^*} \beta_t)} - \overline{F(X_{t^*} \beta_{t^*})} \right] \quad (3)$$

Haciendo una aproximación $\overline{F(X_t \beta_t)} \approx F(\bar{X}_t \beta_t)$ ³, lo anterior puede escribirse como,

$$\bar{P}_t - \bar{P}_{t^*} = \left[F(\bar{X}_t \beta_t) - F(\bar{X}_{t^*} \beta_t) \right] + \left[F(\bar{X}_{t^*} \beta_t) - F(\bar{X}_{t^*} \beta_{t^*}) \right] + R_M \quad (4)$$

$$\bar{P}_t - \bar{P}_{t^*} = \left[(\bar{X}_t - \bar{X}_{t^*}) \beta_t \right] f(\bar{X}_t \beta_t) + \bar{X}_{t^*} (\beta_t - \beta_{t^*}) f(\bar{X}_{t^*} \beta_{t^*}) + R_M + R_T \quad (5)$$

donde

$$\bar{X}_t = \frac{\sum_{i=1}^{n_t} X_{ti}}{n_t}, \quad \bar{X}_{t^*} = \frac{\sum_{i=1}^{n_{t^*}} X_{t^*i}}{n_{t^*}}$$

$$R_M = \left[\overline{F(X_t \beta_t)} - \overline{F(X_{t^*} \beta_t)} \right] + \left[\overline{F(X_{t^*} \beta_t)} - \overline{F(X_{t^*} \beta_{t^*})} \right] \\ - \left[F(\bar{X}_t \beta_t) - F(\bar{X}_{t^*} \beta_t) \right] + \left[F(\bar{X}_{t^*} \beta_t) - F(\bar{X}_{t^*} \beta_{t^*}) \right]$$

$$R_T = \left[F(\bar{X}_t \beta_t) - F(\bar{X}_{t^*} \beta_t) \right] + \left[F(\bar{X}_{t^*} \beta_t) - F(\bar{X}_{t^*} \beta_{t^*}) \right] \\ - \left[(\bar{X}_t - \bar{X}_{t^*}) \beta_t \right] f(\bar{X}_t \beta_t) + \bar{X}_{t^*} (\beta_t - \beta_{t^*}) f(\bar{X}_{t^*} \beta_{t^*})$$

$$f(\bar{X}_j \beta_j) = \frac{dF(\bar{X}_j \beta_j)}{d(\bar{X}_j \beta_j)} \quad \text{con } j = t, t^*.$$

Estos tres componentes son escalares, RM y RT son las aproximaciones residuales que resultan de evaluar la función F(.) en los valores promedios y usando la aproximación de primer orden de Taylor, respectivamente. Entonces,

$$\bar{P}_t - \bar{P}_{t^*} = \sum_{i=1}^{i=K} W_{\Delta X}^i \left[\overline{F(X_t \beta_t)} - \overline{F(X_{t^*} \beta_t)} \right] + \sum_{i=1}^{i=K} W_{\Delta \beta}^i \left[\overline{F(X_{t^*} \beta_t)} - \overline{F(X_{t^*} \beta_{t^*})} \right] \quad (6)$$

$$W_{\Delta X}^i = \frac{(\bar{X}_t^i - \bar{X}_{t^*}^i) \beta_t^i f(\bar{X}_t \beta_t)}{(\bar{X}_t - \bar{X}_{t^*}) \beta_t f(\bar{X}_t \beta_t)} = \frac{(\bar{X}_t^i - \bar{X}_{t^*}^i) \beta_t^i}{(\bar{X}_t - \bar{X}_{t^*}) \beta_t}, \quad (7)$$

$$W_{\Delta\beta}^i = \frac{\bar{X}_{t^*}^i(\beta_t^i - \beta_{t^*}^i)f(\bar{X}_{t^*}, \beta_{t^*})}{\bar{X}_{t^*}^i(\beta_t - \beta_{t^*})f(\bar{X}_t, \beta_t)} = \frac{\bar{X}_{t^*}^i(\beta_t^i - \beta_{t^*}^i)}{\bar{X}_{t^*}^i(\beta_t - \beta_{t^*})} \quad (8)$$

$$\text{con } \sum_{i=1}^{i=K} W_{\Delta X}^i = \sum_{i=1}^{i=K} W_{\Delta\beta}^i = 1$$

Esta descomposición permite responder si los cambios en la participación laboral femenina se deben a cambios en las características observables propias de cada mujer (efecto característica) y/o a los cambios más bien estructurales del mercado laboral. Cambios en los parámetros podrían reflejar en cierta medida cambios en la economía o en el mercado laboral (legislación, cambios tecnológicos) o cambios en actitudes frente al trabajo remunerado. En particular nos interesa evaluar cuánto del aumento en la tasa de participación femenina puede ser explicado por cambios en la estructura familiar o en el nivel educacional, y cuánto de este cambio es totalmente neutral a estos factores.

Si bien esta descomposición es muy útil a la hora de averiguar el impacto de cada variable al cambio en la participación laboral, hay que tener presente que, en general, este tipo de descomposición no es invariante al grupo de comparación o contrafactual que utilizemos (Oaxaca y Ransom, 1999). Así, por ejemplo, en vez de elegir como grupo de comparación el año t o t^* (mantener constantes las características y/o parámetros en estos años), bien podríamos utilizar parámetros y características promedio entre ambos años (Fairlie, 1999, 2005)⁴.

El modelo empírico a estimar que alimenta esta microdescomposición es un modelo probit en el que la participación laboral femenina se modela en función de variables como edad, escolaridad, estructura familiar, variables de ingreso y propiedad de la vivienda. Con el objeto de evaluar la sensibilidad de las estimaciones a la inclusión/exclusión de variables, se ensayaron diversas especificaciones. En el Anexo I se describen las variables utilizadas y las distintas especificaciones consideradas.

III. Descripción de los Datos

En nuestro estudio utilizaremos la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) realizada por Mideplan, la cual es una encuesta representativa a nivel nacional, regional y zonas urbana y rural. Esta encuesta es aplicada desde 1987 bianualmente, excepto la del año 1989, realizada en 1990, y la del 2002 realizada el 2003.

Si bien esta encuesta se utiliza en numerosos trabajos empíricos, existe controversia sobre qué tan comparables son las distintas encuestas. En general se esgrimen dos razones. Primero, en el año 1996 se produce un cambio en la definición del área rural y urbana. En un principio se consideraba urbana al área con más de 2.000 personas y rural con menos de 2.000 personas. Después del cambio se considera área urbana aquella que tenga más de 2.000 habitantes, o entre 1.001 y 2.000 habitantes cuando el 50% de población o más es económicamente activa en actividades secundarias y/o

terciarias. Segundo, a mediados de los 90 se produce un cambio en el marco muestral. De 1987 a 1994 el marco muestral usado estaba basado en la lista de viviendas del Censo de 1982. Se utilizaba una muestra aleatoria estratificada a nivel rural y urbano. Desde 1996 al presente, el marco muestral de la Casen está basado en el censo de población de 1992 y se complementa con la información de las municipalidades y nuevas construcciones desde este año. Se utiliza una muestra aleatoria de multietapas con estratificación regional y clustering.

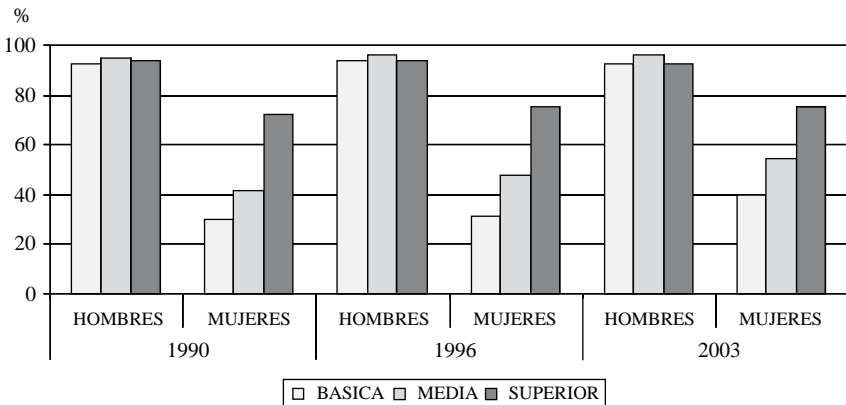
A pesar de estas limitaciones en este trabajo se opta por utilizar la encuesta Casen para los años 1990, 1996 y 2003. Sólo se toman hogares urbanos y mujeres en edades centrales, entre 25 y 55 años.

Algunos indicadores globales. En el período 1990-2003 la participación laboral femenina ha cambiado en forma importante. La tasa de participación laboral femenina pasa de un 41% en el año 1990 a un 55% el año 2003. Para todos los años la menor brecha entre tasa de participación femenina y masculina se encuentra para el nivel educativo superior. La tasa de participación de las mujeres con nivel educativo medio aumenta en forma sistemática a través del tiempo, mientras que la tasa de participación de las mujeres con educación básica sólo aumenta entre los años 1996 y 2003. La tasa de participación de los hombres presenta sólo variaciones leves en todo el período, siempre ubicándose por encima del 90%.

Al evaluar la tasa de participación por edad se encuentra que para las mujeres se produce un *peak* entre los 25 y 35 años. Por ejemplo, en 1990 la participación de las mujeres entre 25 y 30 años era de 44%, en ese mismo rango para 1996 era de 52% y para el 2003 de 59%. Los hombres tienen una tasa de participación mucho mayor para todos los rangos de edad y sus *peak* están entre 30 y 45 años. Durante los años 1990 al 2003 la participación por tramos de edad para los hombres se mantuvo más bien constante, aumentando levemente para los últimos tramos de edad.

GRAFICO 1

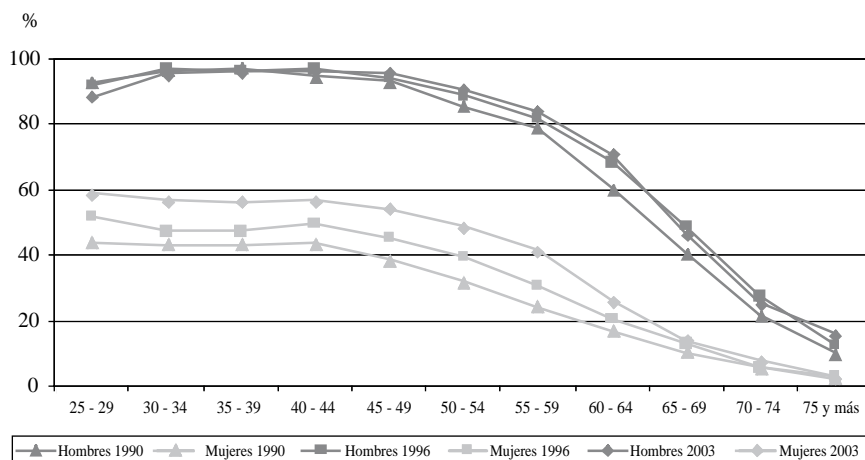
TASA DE PARTICIPACION LABORAL POR SEXO Y NIVEL EDUCATIVO



Fuente: Elaboración propia con base en las Encuestas Casen 1990, 1996 y 2003.

GRAFICO 2

TASA DE PARTICIPACION LABORAL POR TRAMO DE EDAD Y SEXO



Fuente: Elaboración propia con base en las Encuestas Casen 1990, 1996 y 2003.

Como vemos, la tasa de participación femenina se ha incrementado durante estos años (1990-2003) para todos los niveles educativos y tramos de edad.

IV. Resultados

4.1 De las estimaciones

Para cada año se estima un modelo probit $P_i = F(X_i, \beta)$ en el que la variable dependiente es una variable que asume el valor uno si la mujer está participando en el mercado laboral, cero en cualquier otro caso. El conjunto de variables explicativas X incluye variables como edad, escolaridad, ingreso no laboral del individuo, ingreso por subsidios del hogar, número total de hijos y dos variables para identificar si en el hogar existen niños pequeños (0-1 año, 1-2 años). En algunas especificaciones se incluye el desempleo regional como un control por el ciclo económico. En todas las estimaciones se utiliza el factor de expansión regional.

En el Cuadro A1 (Anexo II) se presentan las estadísticas descriptivas de las variables incluidas en el modelo de participación para los tres años: 1990, 1996 y 2003. Se evidencia un notable aumento en los niveles de escolaridad de las mujeres; en particular aumenta la proporción de mujeres con enseñanza media y superior completa. A nivel nacional, el porcentaje de mujeres con enseñanza superior completa es inclusive mayor para las mujeres que para los hombres en el año 2003; para el área

urbana estos porcentajes casi se equiparan. Por otra parte, vemos que el porcentaje de mujeres que tenían hijos entre 0 y 5 años en 1990 es casi 10 puntos porcentuales menor que en el año 2003. Como ya se adelantara al inicio de la sección III, por razones de comparabilidad de las encuestas, en este trabajo sólo se presentan estimaciones para el área urbana.

En el Cuadro A2 del Anexo II se muestran los resultados de las estimaciones del modelo para los tres años. En este cuadro se incluyen los coeficientes, errores estándares y el nivel de significancia para cada año.

En el Cuadro 1 se presentan los efectos marginales de cada variable para todos los años. En general, los signos y magnitudes esperados son consistentes con los encontrados en otros trabajos empíricos. Para todos los años, la escolaridad tiene un fuerte y positivo impacto en la probabilidad de participar. Así en el año 2003, una mujer con un año adicional de escolaridad tiene una probabilidad de participar 3,9 puntos porcentuales mayor que una mujer sin educación. En general, observamos que el efecto de tener un año adicional de escolaridad se atenúa con el paso del tiempo. Por otro lado, vemos que las variables de estructura familiar tienen un impacto importante y negativo sobre la probabilidad de participación. Así por ejemplo, para el año 2003, una mujer con un hijo menor de 1 año tiene una participación laboral 13,2 puntos menores que una mujer sin hijos o con hijos mayores a dos años. El efecto de tener hijos entre uno y dos años también es negativo, pero su magnitud es más pequeña. A mayor número de hijos en el hogar, menor participación laboral de la mujer. Tanto en el año 2003 como en el año 1996, el tener un hijo adicional reduce la participación laboral de la mujer en 3,4 puntos porcentuales. Este efecto marginal es menor en el año 1990 (2,4 puntos porcentuales).

CUADRO 1

EFFECTOS MARGINALES DEL MODELO PROBIT. ESPECIFICACION BASE

	2003		1996		1990	
	dy/dx	Error estándar	dy/dx	Error estándar	dy/dx	Error estándar
Edad	0,001	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000
Si tiene hijos menores o igual a 1 año	-0,133	0,001	-0,118	0,001	-0,142	0,001
Si tiene hijos entre 1 y 2 años	-0,091	0,001	-0,112	0,001	-0,075	0,001
Número total de hijos	-0,034	0,000	-0,035	0,000	-0,024	0,000
Años de escolaridad	0,039	0,000	0,041	0,000	0,037	0,000
Sin cónyuge	0,234	0,001	0,301	0,001	0,324	0,001
Casada con cónyuge desempleado	0,000	0,002	0,031	0,002	0,063	0,002
Casada con cónyuge inactivo	-0,088	0,002	-0,107	0,002	-0,066	0,002
Ingresos por subsidios monetarios	-0,002	0,000	-0,003	0,000	-0,003	0,000
Ingreso no laboral autónomo	-0,025	0,000	-0,019	0,000	-0,019	0,000

Fuente: Elaboración propia con base en las Encuestas Casen 1990, 1996 y 2003.

Nota: Todas las variables son significativas al 5%.

Las mujeres sin cónyuges⁵ o casadas con cónyuges desempleados tienen una participación promedio mayor. Por ejemplo, en el año 2003 una mujer sin cónyuge tiene una tasa de participación promedio 23,4 puntos mayor que una mujer con cónyuge empleado. Además, encontramos que la elasticidad participación ingreso no-laboral es negativa y particularmente alta para el año 2003. El ingreso no laboral autónomo desincentiva la participación en particular en el año 2003, donde un aumento de 1% en el ingreso no laboral disminuye la participación en 2,5 puntos porcentuales.

El impacto de los subsidios monetarios es claramente marginal, mientras que la probabilidad de participar aumenta con la edad.

En resumen, notamos que las variables que tienen un mayor impacto en la participación de mujeres que viven en la zona urbana son aquellas que tienen que ver con el nivel educativo, con el hecho de tener hijos menores de dos años y el soporte económico adicional con que cuente la mujer (ingreso no-laboral y la presencia de un cónyuge trabajando).

4.2 Descomposición

En el Cuadro 2 se presenta la descomposición agregada y detallada de las diferencias en las tasas de participación laboral femenina. Notamos que la tasa de participación crece alrededor de 12,8 puntos porcentuales desde 1990 al 2003. La mayor parte del cambio se produce entre el año 1996 y el año 2003, cuando la tasa de participación aumenta un poco más de 8 puntos porcentuales.

Aun cuando la desagregación del cambio total en efecto característica y efecto parámetro (coeficiente más constante) varía según el año base tomado, en promedio para el período 1990-2003, tanto el efecto característica como el efecto parámetro contribuyen en igual medida al cambio total en la tasa de participación femenina.

Observando la descomposición agregada vemos que entre el año 1990 y el año 1996 la diferencia en la tasa de participación laboral observada aumenta en casi 5 puntos porcentuales. Ambos efectos (característica y coeficiente) aportan 1,2 puntos porcentuales cada uno, mientras que la constante explica casi 3 puntos porcentuales de esta diferencia, prácticamente el 60%. Entre el año 1996 y el año 2003, la diferencia en la tasa de participación aumenta más de 8 puntos porcentuales, de los cuales 4,8 puntos se deben a un efecto característica. El efecto parámetro es 3,2 puntos, y está compuesto por un efecto coeficiente negativo (-7,6) y un efecto constante (10,8).

La metodología de descomposición de Yun (2004) permite evaluar qué variables y/o parámetros tienen un mayor impacto sobre estos cambios totales. El efecto constante es un efecto residual, ya que sólo refleja que en promedio la participación laboral aumenta, pero este aumento no es explicado por ninguna de las variables incluidas en el modelo. En el Cuadro 2 se presenta la descomposición detallada de los efectos característica, parámetro y constante en términos de puntos porcentuales de las diferencias en la participación.

De este cuadro surgen varias observaciones. Primero, la mayor parte del efecto característica es explicado por aumentos en la escolaridad promedio de la fuerza laboral femenina. El impacto de la escolaridad sobre la participación laboral es inclusive mayor en el período 1990-1996, donde los años de estudios explican casi el

CUADRO 2

DESCOMPOSICION BASADA EN LA METODOLOGIA DE YUN. ESPECIFICACION BASE

	1990-1996	1996-2003	1990-2003	Error estándar
Diferencia Observada	0,04854659	0,08014641	0,12869300	
Diferencia Residual	-0,00468164	-0,00051499	-0,00519663	Error estándar
DESCOMPOSICION AGREGADA				
<i>Total efectos</i>				
Característica				
Coefficiente	0,0118	0,0486	0,0603	0,0001
Constante	0,0117	-0,0765	-0,0646	0,0033
Efecto Coef. + Efecto Cte.	0,0296	0,1085	0,1382	0,0031
	0,0414	0,0321	0,0736	0,0044
DESCOMPOSICION DETALLADA				
<i>Efecto Característica</i>				
Edad	-0,0001	0,0007	0,0011	0,0000
Si tiene hijos menores o igual a 1 año	0,0024	0,0015	0,0041	0,0000
Si tiene hijos entre 1 y 2 años	0,0013	0,0005	0,0017	0,0000
Número total de hijos	0,0029	0,0043	0,0069	0,0000
Años de escolaridad	0,0233	0,0306	0,0520	0,0001
Sin cónyuge	-0,0120	0,0077	-0,0013	0,0000
Casada con cónyuge desempleado	-0,0002	0,0000	0,0000	0,0000
Casada con cónyuge inactivo	0,0015	0,0003	0,0014	0,0000
Ingresos por subsidios monetarios	-0,0006	0,0000	0,0000	0,0000
Ingreso no laboral autónomo	-0,0067	0,0028	-0,0056	-
<i>Efecto Coeficiente</i>				
Edad	0,0092	0,0126	0,0214	0,0007
Si tiene hijos menores o igual a 1 año	0,0032	-0,0006	0,0024	0,0002
Si tiene hijos entre 1 y 2 años	-0,0025	0,0011	-0,0012	0,0001
Número total de hijos	-0,0329	0,0083	-0,0243	0,0008
Años de escolaridad	0,0458	-0,0322	0,0155	0,0012
Sin cónyuge	-0,0080	-0,0213	-0,0323	0,0003
Casada con cónyuge desempleado	-0,0017	0,0001	-0,0022	0,0001
Casada con cónyuge inactivo	-0,0019	0,0010	-0,0005	0,0001
Ingresos por subsidios monetarios	0,0030	0,0080	0,0104	0,0005
Ingreso no laboral autónomo	-0,0024	-0,0531	-0,0538	0,0028

Fuente: Elaboración propia con base en las Encuestas Casen 1990, 1996 y 2003.

50% de la diferencia en participación laboral femenina. Los avances en materia de educación tienen un impacto menor en el período 1996-2003, pero su efecto no deja de ser importante.

Los cambios en la fertilidad de las mujeres chilenas han sido notables en las últimas décadas. Mientras que en 1990 el número de hijos por mujer ascendía a una tasa de 2,6, en el año 2005 esta tasa se reduce a un 1,9⁷. Frente a estos cambios, uno hubiera esperado un efecto fertilidad fuertemente positivo. Por el contrario, el efecto fertilidad es positivo pero pequeño en magnitud. Este resultado refuta las usuales hipótesis que ligan aumentos de la tasa de participación laboral femenina a la caída en la tasa de fertilidad.

No es claro cómo los cambios en la estructura marital o conformación de las familias han impactado sobre la participación laboral femenina. Entre el año 1990 y el año 1996 se reduce levemente la proporción de mujeres solteras, divorciadas o viudas (sin cónyuge), lo que impacta negativamente sobre la participación laboral femenina. Este efecto se revierte en el período 1996-2003.

Finalmente, aumentos en el ingreso no-laboral autónomo de las mujeres reducen en poco más de medio punto porcentual la participación laboral femenina en el período 1990-1996. El efecto de los subsidios monetarios es despreciable, aun cuando éstos aumentan fuertemente entre el año 1996 y el año 2003.

Resumiendo, se encuentra que el cambio en el nivel promedio de escolaridad de las mujeres es sin lugar a dudas el efecto característica más importante. En el año 1990 sólo un 4,81% de la población femenina tenía educación superior completa⁸, mientras que en el año 2003 esta cifra aumenta casi 4 veces (16,8%). Asimismo, la proporción de mujeres con educación media completa aumenta casi 10 puntos porcentuales desde 1990 al 2003. El efecto fertilidad, aun cuando es levemente positivo, no es tan importante como se esperaba. Ciertamente la tasa de fertilidad ha caído en Chile en los últimos quince años. Por ejemplo, en 1990 el 39% de las mujeres que tienen uno o más hijos tienen hijos en edad de sala cuna o preescolar (de 0 a 5 años), pero para el 2003 este número disminuye a casi un 30%. Sin embargo, el efecto fertilidad es sólo responsable de un aumento pequeño en la tasa de participación femenina.

Ahora analicemos el efecto parámetro, el cual refleja cambios en la economía, mercado laboral y/o cambios en la actitud de las mujeres frente al trabajo remunerado. La mayor parte de este efecto se debe a un efecto constante, y este efecto constante es particularmente alto. Este aumento en el efecto constante puede estar relacionado con un cambio estructural en el tiempo en alguna variable que no está incluida en nuestro conjunto de regresores, como por ejemplo, cambios en las condiciones macroeconómicas, cambios en la legislación laboral, etc. Ciertamente entre el año 1996 y el año 2003 se produce un importante deterioro en el nivel de empleo y aumento en la tasa de cesantía⁹. Esperaríamos que esto generara, al menos inicialmente, una mayor incorporación de las mujeres (usualmente trabajadores secundarios) al mercado laboral. La constante, entonces, refleja que independientemente de las características de las mujeres se produce un importante aumento en la participación laboral, en particular entre el año 1996 y el año 2003. Entre el año 1990 y el año 1996 el aumento en la participación laboral femenina es menor (en magnitud), pero el efecto constante es nuevamente el principal responsable.

A priori, no es sencillo tratar de aislar el efecto del ciclo económico sobre la participación laboral femenina. Benvin (2006) propone utilizar la variación en la tasa de desempleo regional. Una de las críticas a esta opción, que la misma autora se hace, es que con esta estrategia uno estaría identificando el efecto ciclo sólo con la variación regional (en un mismo momento del tiempo) en la tasa de desempleo. Además, en el período considerado los niveles de desempleo en el año 2003 casi no están presentes en los años 1990 ó 1996, con lo que en algunos casos estaríamos prediciendo (al simular los distintos escenarios) con puntos fuera de las distintas muestras.

Con esta crítica presente, en el Cuadro 3 se muestra la descomposición anterior, pero ahora incluyendo como variable explicativa la tasa de desempleo regional. En los Cuadros A3 y A4 en el Anexo II se presentan las estimaciones y efectos marginales, respectivamente. Entre el año 1990 y el año 1996 la tasa de desempleo se reduce en forma notable. En nuestros modelos un mayor desempleo está asociado a una mayor tasa de participación. El aumento en la tasa de desempleo, entonces, se traduce en un efecto característica negativo, de $-2,5$ puntos porcentuales, liderado en forma exclusiva por la reducción en la tasa de desempleo. Con la inclusión de esta variable de ciclo el efecto coeficiente es ahora mayor, mientras que el efecto constante es negativo pero pequeño en magnitud (pero estadísticamente significativo al 5%).

Entre el año 1996 y el año 2003, por el contrario, el efecto constante se mantiene e incluso se magnifica. Aún incluyendo esta *proxy* de ciclo entre el año 1996 y el año 2003 se produce un aumento masivo en la tasa de participación laboral que no es explicado por ninguna de las variables del modelo. Más aún, el efecto coeficiente es negativo, y el efecto característica es positivo liderado por los aumentos en la escolaridad (60% del efecto característica), aumento en la tasa de desempleo y aumentos en la proporción de mujeres sin cónyuge (14%, respectivamente).

Para resumir, la incorporación de la tasa de desempleo como control reduce el efecto constante en el período 90-96, por lo que podría plantearse la hipótesis de que el aumento en la tasa de participación laboral femenina en este período puede estar debiéndose a un efecto ciclo. Pero los resultados para el período 1996-2003 son similares a los encontrados con la especificación base, con un efecto constante (residual) fuertemente positivo. Independientemente de los cambios en el nivel de escolaridad de las mujeres, los cambios en sus tasas de fertilidad y el aumento en el nivel de desempleo, se produce un aumento generalizado en las tasas de participación femenina. No queda claro cuáles han sido las causas de dicho aumento, lo que deberá ser analizado en una futura investigación.

4.3 Análisis de sensibilidad

La metodología de Yun (2004) que utilizamos en este estudio, aproxima mediante una expansión lineal de Taylor los cambios en la tasa de participación en dos momentos del tiempo como un promedio ponderado de los cambios en las características promedio de la población y los cambios en los parámetros de las funciones de oferta laboral. Fairlie (1999, 2005) propone una metodología alternativa. El cálculo de los

efectos característica y parámetros totales es similar al propuesto por Yun y responde a encontrar:

$$\bar{P}_t - \bar{P}_{t^*} = \left[\sum_{i=1}^{N^t} \frac{F(X_i^t \hat{\beta}^*)}{N^t} - \sum_{i=1}^{N^{t^*}} \frac{F(X_i^{t^*} \hat{\beta}^*)}{N^{t^*}} \right] + \left[\sum_{i=1}^{N^{t^*}} \frac{F(X_i^{t^*} \hat{\beta}^t)}{N^{t^*}} - \sum_{i=1}^{N^t} \frac{F(X_i^t \hat{\beta}^t)}{N^t} \right] \quad (9)$$

donde el parámetro β^* es como lo sugieren Oaxaca y Ransom (1994), el parámetro que surge de estimar la oferta laboral en la muestra agregada total (todas las observaciones para todos los años). El identificar estos términos es relativamente simple, lo que no es tan simple es evaluar las contribuciones marginales. Yun (2004) propone la siguiente aproximación:

$$\bar{P}_t - \bar{P}_{t^*} = [(\bar{X}_t - \bar{X}_{t^*})\beta_t] f(\bar{X}_t, \beta_t) + \bar{X}_{t^*}(\beta_t - \beta_{t^*}) f(\bar{X}_{t^*}, \beta_{t^*}) + R_M + R_T \quad (10)$$

Fairlie (1999, 2005), por el contrario, sugiere estimar la contribución de la variable X_j como:

$$\frac{1}{N^{t^*}} \sum_{i=1}^{N^*} F(\hat{\alpha}^* + X_{ji}^t \hat{\beta}_j^* + X_{ki}^t \beta_k^*) - F(\hat{\alpha}^* + X_{ji}^{t^*} \hat{\beta}_j^* + X_{ki}^t \beta_k^*) \quad (11)$$

De igual modo para X_k

$$\frac{1}{N^{t^*}} \sum_{i=1}^{N^*} F(\hat{\alpha}^* + X_{ji}^{t^*} \hat{\beta}_j^* + X_{ki}^t \beta_k^*) - F(\hat{\alpha}^* + X_{ji}^{t^*} \hat{\beta}_j^* + X_{ki}^{t^*} \beta_k^*) \quad (12)$$

El problema de esta metodología tiene que ver con el orden en el que se estiman las contribuciones. La descomposición no es invariante al orden de las variables del modelo, algo similar a lo que ocurre cuando queremos descomponer un coeficiente como el Gini.

Considerando la misma especificación base utilizada en la sección anterior, hemos aplicado esta técnica de descomposición tomando el mismo orden de variables. En el Cuadro 4 se presenta la comparación entre los resultados obtenidos por el método de Fairlie con el de Yun. Cualitativamente los resultados encontrados no varían.

Vemos que, en general, las variables que han tenido un mayor impacto en la participación laboral de las mujeres son los años de escolaridad. Nuevamente las variables de fertilidad tienen un efecto menor. Con algunas excepciones, los cambios en la estructura etaria de los niños del hogar generan aumentos en la tasa de participación, pero la magnitud de este efecto es pequeña. Consecuentemente, los resultados reportados en la sección anterior parecen ser robustos al método de descomposición utilizado.

CUADRO 3

DESCOMPOSICION BASADA EN LA METODOLOGIA DE YUN. MODELO CON DESEMPLEO REGIONAL

	1990-1996	1996-2003	1990-2003
	Coefficiente	Coefficiente	Coefficiente
	Error estándar	Error estándar	Error estándar
Diferencia Observada	0,04854659	0,08014641	0,128693
Diferencia Residual	-0,0096755	0,01066223	0,00098673
DESCOMPOSICION AGREGADA			
Total efectos			
Característica			
Coefficiente	-0,0257	0,0560	0,0596
Constante	0,0919	-0,1457	-0,0832
Efecto Coef. + Efecto Cte.	-0,0079	0,1592	0,0760
DESCOMPOSICION DETALLADA	0,0840	0,0135	0,0681
Efecto Característica			
Edad	-0,0002	0,0007	0,0010
Si tiene hijos menores o igual a 1 año	0,0024	0,0015	0,0041
Si tiene hijos entre 1 y 2 años	0,0014	0,0006	0,0017
Número total de hijos	0,0029	0,0043	0,0069
Años de escolaridad	0,0231	0,0306	0,0519
Sin cónyuge	-0,0121	0,0077	-0,0013
Casada con cónyuge desempleado	-0,0001	0,0000	0,0000
Casada con cónyuge inactivo	0,0015	0,0003	0,0015
Ingresos por subsidios monetarios	-0,0006	0,0000	0,0000
Ingreso no laboral autónomo	-0,0069	0,0028	-0,0056
Desempleo	-0,0373	0,0075	-0,0005
Efecto Coeficiente			
Edad	0,0089	0,0131	0,0215
Si tiene hijos menores o igual a 1 año	0,0032	-0,0006	0,0025
Si tiene hijos entre 1 y 2 años	-0,0025	0,0011	-0,0013
Número total de hijos	-0,0328	0,0082	-0,0244
Años de escolaridad	0,0443	-0,0299	0,0162
Sin cónyuge	-0,0080	-0,0214	-0,0324
Casada con cónyuge desempleado	-0,0017	0,0001	-0,0022
Casada con cónyuge inactivo	-0,0019	0,0010	-0,0006
Ingresos por subsidios monetarios	0,0031	0,0078	0,0103
Ingreso no laboral autónomo	-0,0047	-0,0498	-0,0529
Desempleo	0,0842	-0,0749	-0,0200

Fuente: Elaboración propia con base en las Encuestas Casen 1990, 1996 y 2003.

CUADRO 4

COMPARACION ENTRE LAS METODOLOGIAS DE YUN Y FAIRLIE DE RESULTADOS DE LAS DESCOMPOSICIONES (EFECTO CARACTERISTICA).
ESPECIFICACION BASE

	1990-1996		1996-2003		1990-2003	
Diferencia Observada	0,0485466		0,0801464		0,128693	
Total explicado por el efecto característica	0,0118	0,0035	0,0486	0,0372	0,0603	0,0424
Efecto Característica	YUN	FAIRLIE	YUN	FAIRLIE	YUN	FAIRLIE
Edad	-1%	-2%	1%	2%	2%	2%
Si tiene hijos menores o igual a 1 año	20%	38%	3%	3%	7%	9%
Si tiene hijos entre 1 y 2 años	11%	10%	1%	2%	3%	4%
Número total de hijos	25%	21%	9%	10%	12%	14%
Años de escolaridad	197%	388%	63%	72%	86%	82%
Sin cónyuge	-102%	-261%	16%	9%	-2%	-5%
Casada con cónyuge desempleado	-1%	-2%	0%	0%	0%	0%
Casada con cónyuge inactivo	13%	47%	1%	1%	2%	3%
Ingresos por subsidios monetarios	-5%	-27%	0%	0%	0%	0%
Ingreso no laboral autónomo	-57%	-113%	6%	0%	-9%	-9%

Fuente: Elaboración propia con base en las Encuestas Casen 1990, 1996 y 2003.

V. Conclusiones

En este trabajo hemos aplicado técnicas de descomposición microeconómicas con el objeto de evaluar los determinantes del notable aumento en la tasa de participación femenina en el período 1990-2003. En particular, nos interesa evaluar cuánto del aumento en la tasa de participación femenina puede ser explicado por cambios en la estructura familiar o en el nivel educacional, y cuánto de este cambio es totalmente neutral a estos factores.

El aumento en el nivel de escolaridad de la población femenina sin dudas contribuye al aumento en la tasa de participación promedio. En el año 1990 sólo un 4,81% de la población femenina tenía educación superior completa, mientras que en el año 2003 esta cifra aumenta casi 4 veces (16,8%). Asimismo, la proporción de mujeres con educación media completa aumenta casi 10 puntos porcentuales desde 1990 al 2003.

En 1990 el 39% de las mujeres que tienen uno o más hijos cuentan con hijos en edad de sala cuna o preescolar (de 0 a 5 años), pero para el año 2003 este número disminuye a casi un 30%. Sorpresivamente estos cambios en la tasa de fertilidad no parecen tener un impacto importante sobre la tasa de participación. Tampoco se encuentra un efecto parámetro, que indique que hubieran cambiado en forma sustancial los patrones de participación (elasticidad) de las mujeres con niños pequeños.

La mayor parte del efecto parámetro se debe a un efecto constante, y este efecto constante es particularmente alto (10,8 puntos porcentuales en el período 1996-2003). Además, independientemente de las características de las mujeres se produce un aumento generalizado en la participación laboral. Este aumento en el efecto constante puede estar relacionado con un cambio estructural en el tiempo en alguna variable que no está incluida en nuestro conjunto de regresores, como, por ejemplo, cambios en las condiciones macroeconómicas, cambios en la legislación laboral, etc. Ciertamente entre el año 1996 y el año 2003 se produce un importante deterioro en el nivel de empleo y aumento en la tasa de cesantía. Esperaríamos que esto generara, al menos inicialmente, una mayor incorporación de las mujeres (usualmente trabajadores secundarios) al mercado laboral. Pero la inclusión de la tasa de desempleo como control refuerza estas conclusiones. El efecto constante se mantiene (es inclusive puntualmente mayor) para el período 1996-2003, y sólo es neutralizado para el período 1990-1996.

Notas

- ¹ El efecto característica es también llamado efecto regresor.
- ² El efecto parámetro también es llamado efecto coeficiente. En el trabajo se incluye la constante a menos que se haga la distinción por separado.
- ³ $\bar{F}(X_i\beta_i) \neq F(\bar{X}_i\beta_i)$ se deriva de la desigualdad de Jensen.
- ⁴ En la sección 4.3 se presentan estimaciones alternativas utilizando la metodología de Fairlie (1999, 2005). En general los resultados son cualitativamente similares.
- ⁵ Se consideró a mujeres sin cónyuge a todas aquellas que no tuviesen un cónyuge o pareja de la cual perciban algún tipo de ayuda económica, esto es, a mujeres solteras, anuladas, separadas, viudas y a las casadas sin cónyuges.
- ⁶ Para calcular la descomposición se utilizó el comando en Stata "gdecomp", el cual está basado en la metodología de Yun. Este comando calcula las diferencias entre dos variables; estas diferencias pueden ser explicadas por tres efectos: característica, parámetro y constante. Además de la descomposición agregada realiza una descomposición en detalle, arrojando el aporte que tiene cada variable a esta diferencia en participación.
- ⁷ CEPAL (2005).
- ⁸ Encuestas Casen 1990, 1996 y 2003.
- ⁹ No sólo aumenta la tasa de desempleo (que incluye trabajadores que buscan empleo por primera vez) sino que se registran altas tasas de despido. Según estadísticas del INE, entre el trimestre octubre-diciembre del año 1997 y el trimestre octubre-diciembre del año 1998 el número de cesantes en la economía aumenta en un 42%, mientras que el número de trabajadores que buscan empleo por primera vez lo hace en un 11%.

Referencias

- BENVIN, E. (2006). "Determinantes del Aumento de la Tasa de Participación Femenina en Chile. Una Descomposición Microeconómica". Tesis para optar al grado de Magíster en Economía, *ILADES-Georgetown University*. Santiago, Facultad de Economía y Negocios, Universidad Alberto Hurtado.
- BLINDER, A. S. (1973). "Wage Discrimination-Reduced Form and Structural Estimates". *Journal of Human Resources*, 8 (4), pp. 436-55.
- BOURGUIGNON, F.; F. FERREIRA y N. LUSTIG (2004). *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America*. Washington, D.C.: Banco Mundial.
- CEPAL (2005). *Anuario Estadístico de América Latina y el Caribe*. Santiago, Chile.
- CONTRERAS, D.; D. BRAVO y E. PUENTES (2000). "Tasa de Participación Femenina: 1957-1997. Un Análisis de Cohortes Sintéticos", *Documento de Trabajo* N° 170, Departamento de Economía, Universidad de Chile.
- CONTRERAS, D. y G. PLAZA (2004). "Participación Femenina en el Mercado Laboral Chileno. ¿Cuánto Importan los Factores Culturales?", *Encuentro 2004 de la Sociedad de Economía de Chile*. Villa Alemana, Chile.
- FAIRLIE, R. W. (1999). "The Absence of the African-American Owned Business: An Analysis of the Dynamics of Self-Employment". *Journal of Labor Economics*, 17 (1), pp. 80-108.
- FAIRLIE, R. W. (2005). "An Extension of the Blinder-Oaxaca Decomposition Technique to Logit and Probit Models". *Journal of Economic and Social Measurement*, 30 (4), pp. 305-16.
- GASPARINI, L. C. (2002). "Microeconometric Decompositions of Aggregate Variables: An Application to Labour Informality in Argentina". *Applied Economics*, 34 (18), pp. 2257-66.
- GUZMAN, V.; A. MAURO y K. ARAUJO (2000). "Trayectorias Laborales de Tres Generaciones de Mujeres", *3er Congreso Latinoamericano de Sociología del Trabajo*. Buenos Aires.
- MIZALA, A. y P. ROMAGUERA (2004). "La Legislación Laboral y el Mercado del Trabajo en Chile: 1975-2000", *Documento de Trabajo* N° 114, Centro de Economía Aplicada, Universidad de Chile.
- MIZALA, A.; P. ROMAGUERA y P. HENRIQUEZ (1999). "Female Labor Supply in Chile", *Documento de Trabajo* N° 58, Centro de Economía Aplicada, Universidad de Chile.
- OAXACA, R. L. (1973). "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets". *International Economic Review*, 14 (3), pp. 693-709.
- OAXACA, R. L. y M. R. RANSOM (1999). "Identification in Detailed Wage Decompositions". *Review of Economics and Statistics*, 81 (1), pp. 154-57.
- OAXACA, R. L. y M. R. RANSOM (1994). "On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials". *Journal of Econometrics*, 61 (1), pp. 5-21.
- PERTICARA, M. (2006). "Women Employment Transitions and Fertility", *Documento de Investigación* N° 172, *ILADES-Georgetown University*, Universidad Alberto Hurtado.
- YUN, M. S. (2004). "Decomposing Differences in the First Moment". *Economics Letters*, 82 (2), pp. 275-80.

ANEXO I

ESPECIFICACION DEL MODELO

En los modelos estimados se consideraron las siguientes variables explicativas:

Edad: Se tomó también la edad al cuadrado.

Años de escolaridad: Número de años de estudio.

Estado de ocupación del cónyuge para las mujeres casadas (si está trabajando, desempleado o inactivo): Son *dummies* para cada una de estas categorías.

Sin cónyuge: Esta variable incluye a las solteras, separadas de hecho o legal, anuladas, casadas sin cónyuges o convivientes sin cónyuges y a las mujeres viudas*. Es una *dummy* que es igual a 1 si sucede alguna de las alternativas anteriores.

Hijos: Se crearon *dummies* para los hijos pequeños en distintos rangos de edad; hijos hasta 1 año, y si tiene hijos entre 1 y 2 años. La *dummy* será igual a 1 si la mujer tiene al menos un hijo de la edad señalada.

Número total hijos: Corresponde a la suma total de hijos por mujer.

Ingreso no laboral total:** Es la suma de los ingresos no laborales autónomos y por subsidios monetarios.

Ingreso no laboral autónomo: Es igual al ingreso autónomo menos el ingreso laboral de la mujer.

Ingreso por subsidios monetarios: Es igual al monto de subsidios que recibe una persona.

Desempleo: Se consideró la tasa de desempleo regional para cada año.

* Se encontraron en las bases de datos errores; mujeres que declaran estar casadas pero no tienen cónyuge, teniendo la posibilidad de responder que están separadas. Asimismo, se encuentra a mujeres que declaran estar conviviendo, pero no tienen pareja. A estas personas se les agrupó, para efectos de esta investigación, en la categoría "Solteras".

** Actualizados a precios constantes del año 2003. IPC obtenido del Banco Central de Chile.

Todas las especificaciones consideraron las variables de edad, escolaridad, estructura marital y fertilidad. La especificación base utilizada es la especificación 1 (ver Tabla). La especificación 2 o ampliada incorpora como control el desempleo regional. Para el resto de las especificaciones ensayadas no se presentan los resultados de las estimaciones. Estos pueden ser consultados en el estudio de Benven (2006) o solicitados a las autoras vía email.

ESPECIFICACIONES UTILIZADAS

	Ingreso Total	Ingreso Autónomo	Subsidios Monetarios	Desempleo
Espec. 1		X	X	
Espec. 2		X	X	X
Espec. 3		X		
Espec. 4		X		X
Espec. 5	X			
Espec. 6	X			X

ANEXO II

CUADRO A1

ESTADISTICAS DESCRIPTIVAS DE VARIABLES UTILIZADAS PARA LA ZONA URBANA

Zona Urbana	1990		1996		2003	
N° de Observaciones	29.826		39.806		65.938	
% pobl. de la muestra en zona urbana	73%		75%		63%	
Variables	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres
Hombres y Mujeres en la población	52,6%	47,4%	48,6%	51,4%	51,5%	48,5%
Edad	37,5	37,3	38,0	37,9	38,9	38,7
Número de hijos	1,97	2,02	1,90	1,90	1,78	1,74
Si tiene hijos entre 0 y 1 año	11,3%	13,7%	9,3%	10,3%	8,1%	8,6%
Si tiene hijos entre 1 y 2 años	6,8%	8,5%	5,6%	6,2%	5,0%	5,0%
Si tiene hijos entre 3 y 5 años	20,1%	21,9%	21,1%	21,3%	16,4%	16,1%
Años de Escolaridad	9,7	10,3	10,3	10,8	11,2	11,5
Básica incompleta	19,0%	15,2%	15,4%	13,0%	12,1%	10,5%
Básica completa	20,0%	19,0%	11,2%	10,8%	9,9%	10,1%
Media incompleta	18,9%	18,6%	21,4%	21,4%	17,2%	17,8%
Media completa	22,8%	25,4%	29,3%	29,1%	33,7%	32,1%
Superior incompleta	12,5%	11,8%	4,6%	7,3%	6,9%	9,4%
Superior completa	5,4%	8,5%	14,7%	15,3%	18,5%	18,6%
Casada con cónyuge desempleado	2,9%	—	1,9%	—	3,3%	—
Casada con cónyuge inactivo	4,7%	—	3,4%	—	3,1%	—
Casada con cónyuge trabajando	60,1%	—	66,6%	—	62,1%	—
Sin cónyuge	32,3%	—	28,0%	—	31,4%	—
Ing. no laboral total per cápita*	\$ 91.759	\$ 50.368	\$ 120.243	\$ 74.109	\$ 123.562	\$ 78.885
Ing. no laboral autónomo per cápita*	\$ 90.936	\$ 49.622	\$ 119.308	\$ 73.146	\$ 122.467	\$ 77.790
Subsidios monetarios per cápita*	\$ 825	\$ 747	\$ 936	\$ 964	\$ 1.096	\$ 1.096
Desempleo promedio**	6,91%		4,18%		6,93%	
Participación	45,2%	93,3%	50,0%	94,7%	58,0%	93,9%

Fuente: Elaboración propia con base en las Encuestas Casen 1990, 1996 y 2003.

Notas: Los promedios de las variables se obtuvieron considerando a hombres y mujeres entre 25 y 55 años con la población expandida.

* Ingreso no laboral actualizado a precios constantes del año 2003.

** Es el promedio del desempleo regional. Fue obtenido de la serie "Población de 15 años y más por situación en la fuerza de trabajo (Regiones y País) del INE".

CUADRO A2

RESULTADO DE LAS ESTIMACIONES DEL MODELO PROBIT. ESPECIFICACIÓN BASE

	2003		1996		1990	
	Coeficiente	Error estándar	Coeficiente	Error estándar	Coeficiente	Error estándar
Edad	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Si tiene hijos menores o igual a 1 año	-0,33	0,00	-0,31	0,00	-0,39	0,00
Si tiene hijos entre 1 y 2 años	-0,23	0,00	-0,29	0,00	-0,20	0,00
Número total de hijos	-0,09	0,00	-0,09	0,00	-0,06	0,00
Años de escolaridad	0,10	0,00	0,10	0,00	0,10	0,00
Sin cónyuge	0,62	0,00	0,78	0,00	0,84	0,00
Casada con cónyuge desempleado	0,00	0,00	0,08	0,01	0,16	0,01
Casada con cónyuge inactivo	-0,22	0,00	-0,28	0,00	-0,17	0,00
Ingresos por subsidios monetarios	0,00	0,00	-0,01	0,00	-0,01	0,00
Ingreso no laboral autónomo	-0,06	0,00	-0,05	0,00	-0,05	0,00
Constante	-0,25	0,01	-0,59	0,01	-0,65	0,01

Fuente: Elaboración propia con base en las Encuestas Casen 1990, 1996 y 2003.

Notas: Todas las variables significativas al 5%.

En la estimación se utilizó un modelo Probit. La categoría base son mujeres con cónyuges trabajando, sin hijos o con hijos mayores a dos años, sin ingreso no laboral autónomo y sin subsidios monetarios.

CUADRO A3

RESULTADO DE LAS ESTIMACIONES DEL MODELO. MODELO CON DESEMPLEO REGIONAL

	2003		1996		1990	
	Coeficiente	Error estándar	Coeficiente	Error estándar	Coeficiente	Error estándar
Edad	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Si tiene hijos menores o igual a 1 año	-0,33	0,00	-0,31	0,00	-0,39	0,00
Si tiene hijos entre 1 y 2 años	-0,23	0,00	-0,29	0,00	-0,20	0,00
Número total de hijos	-0,09	0,00	-0,09	0,00	-0,06	0,00
Años de escolaridad	0,10	0,00	0,10	0,00	0,09	0,00
Sin cónyuge	0,62	0,00	0,78	0,00	0,84	0,00
Casada con cónyuge desempleado	0,00	0,00	0,07	0,01	0,16	0,01
Casada con cónyuge inactivo	-0,22	0,00	-0,28	0,00	-0,17	0,00
Ingresos por subsidios monetarios	0,00	0,00	-0,01	0,00	-0,01	0,00
Ingreso no laboral autónomo	-0,06	0,00	-0,05	0,00	-0,05	0,00
Desempleo	0,02	0,00	0,05	0,00	0,04	0,00
Constante	-0,40	0,01	-0,83	0,01	-0,92	0,01

Fuente: Elaboración propia con base en las Encuestas Casen 1990, 1996 y 2003.

Notas: Todas las variables significativas al 5%.

En la estimación se utilizó un modelo Probit. La categoría base son mujeres con cónyuges trabajando, sin hijos o con hijos mayores a dos años, sin ingreso no laboral autónomo y sin subsidios monetarios.

CUADRO A4

EFECTOS MARGINALES DEL MODELO PROBIT. MODELO CON DESEMPLEO REGIONAL

	2003		1996		1990	
	dy/dx	Error estándar	dy/dx	Error estándar	dy/dx	Error estándar
Edad	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Si tiene hijos menores o igual a 1 año	-0,13	0,00	-0,12	0,00	-0,14	0,00
Si tiene hijos entre 1 y 2 años	-0,09	0,00	-0,11	0,00	-0,07	0,00
Número total de hijos	-0,03	0,00	-0,04	0,00	-0,02	0,00
Años de escolaridad	0,04	0,00	0,04	0,00	0,04	0,00
Sin cónyuge	0,23	0,00	0,30	0,00	0,32	0,00
Casada con cónyuge desempleado	0,00	0,00	0,03	0,00	0,06	0,00
Casada con cónyuge inactivo	-0,09	0,00	-0,11	0,00	-0,06	0,00
Ingresos por subsidios monetarios	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Ingreso no laboral autónomo	-0,03	0,00	-0,02	0,00	-0,02	0,00
Desempleo	0,01	0,00	0,02	0,00	0,02	0,00

Fuente: Elaboración propia con base en las Encuestas Casen 1990, 1996 y 2003.

CUADRO A5

COMPARACION ENTRE LAS METODOLOGIAS DE YUN Y FAIRLIE DE RESULTADOS DE LAS DESCOMPOSICIONES (EFECTO CARACTERISTICA).
MODELO CON DESEMPLEO REGIONAL

	1990-1996		1996-2003		1990-2003	
	YUN	FAIRLIE	YUN	FAIRLIE	YUN	FAIRLIE
Diferencia Observada	0,0485466		0,0801464		0,128693	
Total explicado por el efecto característica	-0,0257	-0,0288	0,0560	0,0443	0,0596	0,0443
Efecto Característica	YUN	FAIRLIE	YUN	FAIRLIE	YUN	FAIRLIE
Edad	1%	0%	1%	1%	2%	2%
Si tiene hijos menores o igual a 1 año	-9%	-4%	3%	3%	7%	8%
Si tiene hijos entre 1 y 2 años	-5%	-1%	1%	2%	3%	3%
Número total de hijos	-11%	-2%	8%	8%	12%	13%
Años de escolaridad	-90%	-45%	55%	61%	87%	79%
Sin cónyuge	47%	31%	14%	8%	-2%	-4%
Casada con cónyuge desempleado	1%	0%	0%	0%	0%	0%
Casada con cónyuge inactivo	-6%	-5%	0%	1%	2%	3%
Ingresos por subsidios monetarios	2%	3%	0%	0%	0%	0%
Ingreso no laboral autónomo	27%	14%	5%	0%	-9%	-8%

Fuente: Elaboración propia con base en las Encuestas Casen 1990, 1996 y 2003.