

## ANÁLISIS DE LOS CAMBIOS EN LA PARTICIPACIÓN LABORAL FEMENINA EN CHILE

Evelyn Benvin y Marcela Perticará<sup>f</sup>

*Esta versión: Marzo 2007*

### Resumen

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 es, sin dudas, uno de los principales determinantes del aumento en la tasa de participación laboral. 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, 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%. 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 (1.9 puntos porcentuales, 50% del efecto parámetro total) en el período 1996-2003. Esto es, 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. Y esperaríamos que esto generara, al menos inicialmente, una mayor incorporación de las mujeres (usualmente trabajadores secundarios) al mercado laboral. Qué tan persistente ha sido este efecto en el tiempo sólo podrá evaluarse a través del estudio de bases de datos más recientes (CASEN 2006).

*Palabras claves: participación laboral femenina, descomposición microeconómica, probit*

*Clasificación JEL: J13, J21, C25*

---

<sup>f</sup> Evelyn Benvin, Analista, Unidad del Seguro de Censaría, Superintendencia de AFP ([ebenvin@safp.cl](mailto:ebenvin@safp.cl)). Marcela Perticará, profesor asistente, Facultad de Economía y Negocios, Universidad Alberto Hurtado ([mperticara@uahurtado.cl](mailto:mperticara@uahurtado.cl)). Por comentarios/sugerencias contactar a Marcela Perticará.

## **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 han logrado una mayor inserción de las mujeres en el mercado laboral.

En Chile existen varios estudios que intentan encontrar 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 las mujeres y no los hombres, pueden más probablemente sustituir 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). Peticara (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 continua siendo importante.

Otro factor importante que impacta la decisión de participar de las mujeres, son aquellos que tienen que ver con las “barreras” del mercado laboral. Mizala y Romaguera (2004), revisan la legislación laboral chilena de las últimas décadas y señalan 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 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 3 se presenta la data a utilizar y algunas estadísticas básicas. En la sección 4 se reportan los principales resultados de la estimación y finalmente en la Sección 5 se concluye.

## 2.- Discusión metodológica

Metodologías de descomposición microeconómica han sido muy utilizadas para analizar cambios en la desigualdad de los ingresos, pobreza, discriminación racial y salarial, 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 característica (cambios en los niveles de las variables explicativas) y en un efecto parámetro (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

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

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

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

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

Haciendo una aproximación  $\overline{F(X_t \beta_t)} \approx F(\bar{X}_t \beta_t)$ <sup>1</sup>, lo anterior puede escribirse como,

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

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

donde

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

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

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

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

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

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

---

<sup>1</sup>  $\overline{F(X_t \beta_t)} \neq F(\bar{X}_t \beta_t)$  se deriva de la desigualdad de Jensen.

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

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

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

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)<sup>2</sup>.

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, propiedad de la vivienda. Con el objeto de evaluar la sensibilidad de las estimaciones a la inclusión/exclusión de variables, se ensayaron diversas

---

<sup>2</sup> En la Sección 4.3 se presentan estimaciones alternativas utilizando la metodología de Fairlie (1999, 2005). En general los resultados son cualitativamente similares.

especificaciones. En el Anexo I se describen las variables utilizadas y las distintas especificaciones consideradas.

### 3. Descripción de los datos

En nuestro estudio utilizaremos la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional, CASEN, realizada por el Mideplan, la cual es una encuesta representativa a nivel nacional, regional, urbano y rural<sup>3</sup>. Esta encuesta es aplicada desde 1985 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<sup>4</sup>. En particular, la estructura y cobertura de la encuesta ha variado durante la década del 90 por lo que en general la mayoría de los estudios evita utilizar las encuestas de los años 1985 y 1987<sup>5</sup>. 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.

---

<sup>3</sup> Para algunos años (más recientes) esta encuesta tiene también representación comunal.

<sup>4</sup> Es importante tener en mente que la Casen tiene varias limitaciones particulares, que no la hacen estrictamente comparable entre ciertos años.

**Primero**, por un cambio, en 1996, de la definición del área rural y urbana. En un principio se consideraba urbana al área con más de 2000 personas y rural con menos de 2000 personas. Después del cambio se considera área urbana aquella que tenga más de 2000 habitantes, o entre 1001 y 2000 habitantes cuando el 50% de población o más es económicamente activa en actividades secundarios y/o terciarias.

**Segundo**, tiene que ver con el cambio en la muestra de la encuesta. De 1987 a 1994 el marco muestral usado era basado en la lista de viviendas unidas al Censo de 1982, El tipo de muestra fue estratificada rural y urbana y aleatoria. De 1996 al presente, el marco muestral de la Casen es basado en el censo de la población de 1992 y se complementa con la información de las municipalidades y nuevas construcciones desde 1992. El método muestral es al azar es multi-etapas con estratificación regional y *clustering*.

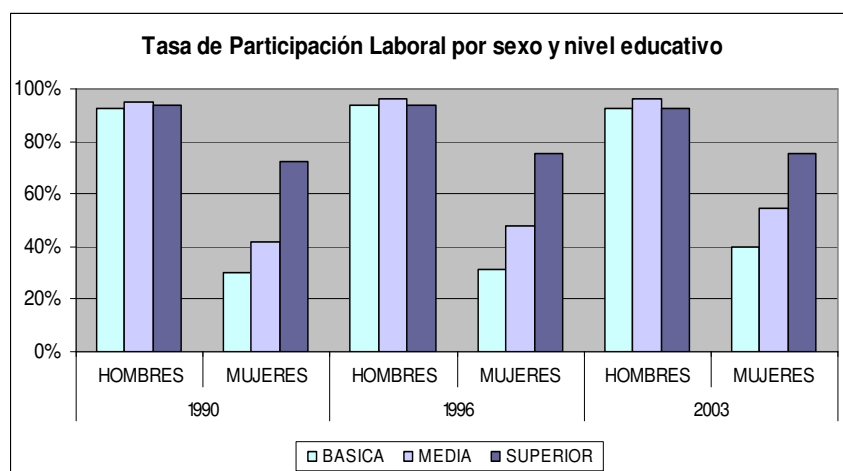
**Tercero**, los datos son procesados por la CEPAL (datos *missing* en el ingreso, sub o sobre reportes y los “sin respuesta”) y muchas veces no se informan cuales son los factores de ajuste. (los originales que no están disponibles para el público).

<sup>5</sup> La encuesta del año 1987 está disponible al público en general. No existen copias magnéticas de la encuesta del año 1985.

Algunos indicadores globales. En el período 1990-2003 la participación laboral femenina cambió 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 el año 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.

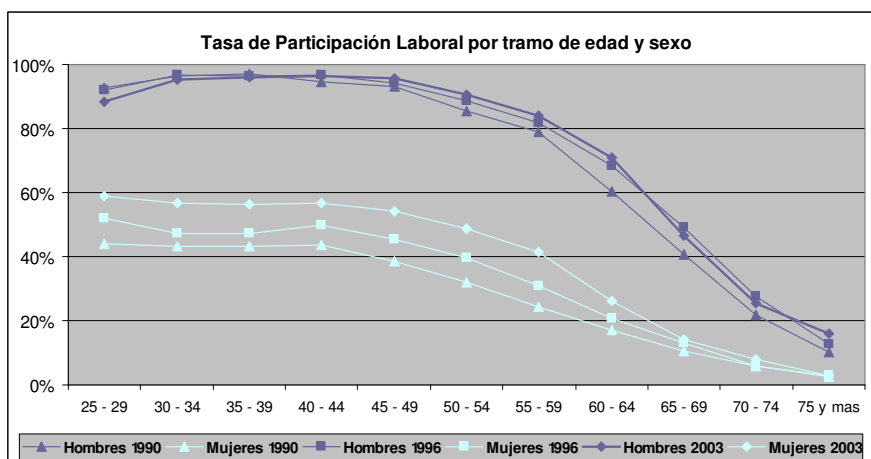
Gráfico 4: Tasa de Participación laboral por nivel educativo



Fuente: Elaboración propia en base a Casen 1990, 1996 y 2003



Gráfico 5: Tasa de participación laboral por tramo de edad



Fuente: Elaboración propia en base a 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.

## 4. Resultados

### 4.1.- De las estimaciones

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. El porcentaje de mujeres con enseñanza superior completa es inclusive mayor para las mujeres que para los hombres en el año 2003. 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, por razones de comparabilidad de las encuestas, en este trabajo sólo se presentan estimaciones para el área urbana.

En el Cuadros A2 se muestran los resultados de las estimaciones del modelo para los tres años. En este cuadro se incluye 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 esperadas son consistentes con los encontrados en otros trabajos empíricos. Para todos los años, el nivel educativo tiene un fuerte y positivo impacto en la probabilidad de participar. Así en el año 2003, una mujer que tiene educación superior completa tiene una probabilidad de participar 39.7 puntos porcentuales mayor que una mujer sin educación. En general, observamos que el efecto de tener educación superior completa 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 16.8 puntos menor que una mujer sin hijos. El efecto de tener hijos mayores a un año también es negativo, pero su magnitud va en disminución a medida que avanza la edad del hijo.

Las mujeres solteras<sup>6</sup> o casadas con cónyuges desempleados tienen una participación promedio mayor. Por ejemplo en el año 2003 una mujer soltera tiene una tasa de participación promedio 24.5 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 2.3 puntos porcentuales.

---

<sup>6</sup> Se consideraron a mujeres solteras 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.

Cuadro 1  
Efectos Marginales de las estimaciones del área Urbana, utilizando la especificación 1

Variables	2003		1996		1990	
	dy/dx	Std. Err.	dy/dx	Std. Err.	dy/dx	Std. Err.
Edad	0.013	0.000	0.012	0.000	0.015	0.000
Edad2	-0.001	0.000	-0.001	0.000	-0.001	0.000
hijo0_1	-0.168	0.001	-0.149	0.001	-0.161	0.001
hijo1_2	-0.136	0.001	-0.149	0.001	-0.100	0.001
hijo3_5	-0.083	0.001	-0.097	0.001	-0.105	0.001
hijo6_17	-0.063	0.001	-0.075	0.001	-0.051	0.001
hijo_18	-0.043	0.001	-0.045	0.001	-0.056	0.001
Basica_completa	0.059	0.001	0.038	0.001	0.005	0.001
Media_incompleta	0.082	0.001	0.125	0.001	-0.006	0.001
Media_completa	0.178	0.001	0.194	0.001	0.164	0.001
Superior_incompleta	0.146	0.001	0.207	0.002	0.325	0.001
Superior_completa	0.379	0.001	0.448	0.001	0.489	0.001
Credito_hip	0.049	0.001	0.031	0.001	0.026	0.001
Sin Cónyuge	0.239	0.001	0.299	0.001	0.322	0.001
Casada_cony_desempleado	0.009	0.002	0.009	0.003	0.071	0.002
Casada_cony_inactivo	-0.065	0.002	-0.115	0.002	-0.061	0.002
Subsidios Monetarios	0.000	0.000	-0.002	0.000	-0.004	0.000
Ingreso no laboral autonomo	-0.023	0.000	-0.020	0.000	-0.021	0.000

Elaboración propia en base a Casen 1990, 1996 y 2003

Todas las variables son significativas al 5%

El impacto de los subsidios monetarios es claramente marginal. La probabilidad de participar aumenta con la edad, pero a tasa decreciente. El hecho que el hogar tenga deuda hipotecaria aumenta la participación laboral de la mujer en casi 4.9 puntos porcentuales para el año 2003, la magnitud de este efecto es menor para los años 1990 y 1996, donde el porcentaje de personas con este tipo de deuda es menor.

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 cinco 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 presentan las tasas de participación observadas y predichas por el modelo para cada año. 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 en casi 8 puntos porcentuales.

Cuadro 2  
Descomposición Agregada para el área urbana, utilizando la Especificación 1

Año Regresores/Año parámetro	Área Urbana		
	1990	1996	2003
<b>1990</b>	45.1	47.6	51.7
<b>1996</b>	46.7	50.0	54.1
<b>2003</b>	51.6	54.1	58.0
Participación Laboral Observada	<b>45.2</b>	<b>50.0</b>	<b>58.0</b>
	<b>1996-1990</b>	<b>2003-1996</b>	<b>2003-1990</b>
Cambio en la Tasa Part. Efectiva	4.8	8.0	12.8
Cambio en la Tasa Part. Predicha Modelo	5.0	7.9	12.9
<b>EFEECTO PARAMETRO</b>			
CON CARACTERISTICAS DE 1990	2.55	4.09	6.64
CON CARACTERISTICAS DE 1996	3.34	4.03	7.38
CON CARACTERISTICAS DEL 2003	2.48	3.92	6.40
PROMEDIO	2.79	4.01	6.80
<b>EFEECTO CARACTERÍSTICAS</b>			
CON COEFICIENTES DE 1990	1.63	4.89	6.52
CON COEFICIENTES DE 1996	2.42	4.03	6.44
CON COEFICIENTES DEL 2003	2.36	3.91	6.27
PROMEDIO	2.13	4.28	6.41

Elaboración propia en base a Casen 1990, 1996 y 2003

Aún cuando la desagregación del cambio total en efecto característica y efecto parámetro varía según el año base tomado, en promedio, tanto el efecto características como el efecto parámetro contribuyen en igual medida al cambio total en la tasa de participación femenina.

Entre el año 1990 y el año 1996 la tasa de participación femenina predicha por el modelo aumenta en 5 puntos porcentuales; casi tres puntos porcentuales se deben a un efecto parámetro, mientras que 2 puntos porcentuales se deben a un efecto características. Entre el año 1996 y el

año 2003, la tasa de participación predicha por el modelo aumenta en 4 puntos porcentuales debido al efecto parámetro y en 4.3 puntos porcentuales debido al efecto características. Estas son estimaciones puntuales, por lo que no podemos afirmar que uno de los efectos sea necesariamente más importante que el otro.

La metodología de descomposición de Yun (2004) permite evaluar qué variables y/o parámetros tienen un mayor impacto sobre estos cambios totales. En la Cuadro 3 se presenta la descomposición detallada de los efectos características y parámetro 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 1996-1990, cuando sólo el aumento en la proporción de mujeres que tiene educación superior completa significa un aumento de más de 4 puntos porcentuales en la tasa de participación laboral femenina. Los avances en materia de educación tienen un impacto menor en el período 2003-1996, pero su efecto no deja de ser importante.

**Cuadro 3**  
**Descomposición Detallada zona Urbana. Modelo Base**

Variables	Diferencias en Características			Diferencias en Parámetros		
	1996-1990	2003-1996	2003-1990	1996-1990	2003-1996	2003-1990
Edad	0.2	0.0	0.2	-0.3	0.4	0.3
hijo0_1	0.2	0.0	0.1	0.1	0.1	0.2
hijo1_2	0.1	0.0	0.0	-0.1	0.1	0.1
hijo3_5	0.0	-0.1	-0.1	0.2	0.3	0.5
hijo6_17	-0.1	0.0	0.1	-0.1	0.8	0.9
hijo_18	0.0	0.1	0.1	0.4	0.4	0.8
Basica_completa	-0.6	-0.2	-1.3	0.3	0.2	0.6
Media_incompleta	0.4	-0.6	-0.3	1.0	0.1	0.7
Media_completa	1.3	0.9	2.5	0.4	0.3	0.6
Superior_incompleta	-1.7	0.4	-1.1	-0.5	0.0	-0.2
Superior_completa	4.4	1.5	5.7	-0.1	0.0	-0.1
Credito_hip	0.1	0.7	1.0	0.1	0.3	0.4
Sin Cónyuge	-1.3	0.8	-0.3	0.0	0.1	0.1
Casada_cony_desempleado	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0
Casada_cony_inactivo	0.1	0.0	-0.1	-0.1	0.1	0.1
Subsidios Monetarios	-0.1	0.0	0.0	0.2	0.2	0.3
Ingreso no laboral autonomo	-0.6	0.2	-0.4	0.4	-0.7	-0.6
Constante	0.0	0.0	0.0	0.6	1.3	1.9
<b>SUMA</b>	<b>2.4</b>	<b>3.9</b>	<b>6.3</b>	<b>2.6</b>	<b>4.0</b>	<b>6.6</b>

Elaboración propia en base a Casen 1990, 1996 y 2003

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 ésta tasa se reduce a un 1.9<sup>7</sup>. Frente a estos cambios, uno hubiera esperado un efecto fertilidad fuertemente positivo. Por el contrario, el efecto fertilidad es positivo pero su magnitud muy pequeña. 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 (1 punto porcentual) sobre la participación laboral femenina. Este efecto se revierte en el período 2003-1996.

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, aún cuando éstos aumentan fuertemente entre el año 1996 y el año 2003. La proporción de hogares con deudas hipotecarias aumenta en forma importante entre el año 1990 y el año 2003. En hogares con crédito hipotecario las mujeres tienen una mayor propensión a participar. La magnitud del efecto sobre la participación laboral es positiva, pero pequeña en magnitud, menos de medio punto porcentual entre el año 1990 y el año 2003.

Por lo tanto, vemos 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 completa<sup>8</sup>, 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, aún cuando es levemente positivo, no es tan importante como se esperaba. Ciertamente la tasa de fertilidad ha caído en

---

<sup>7</sup> CEPAL (2005)

<sup>8</sup> Casen 1990, 1996 y 2003.

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 (1.9 puntos porcentuales, 50% del efecto parámetro total) en el período 1996-2003. 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<sup>9</sup>. Y 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.

El problema es que nuestras bases de datos son de corte transversal, por lo que sólo podríamos identificar un efecto “nivel de actividad” o desempleo utilizando la variación en la tasa de desempleo regional. El uso de este control es, a lo menos, cuestionable. En un trabajo previo, Benveniste (2006) evalúa la posibilidad de incorporar este control en el modelo de oferta laboral. En general la incorporación de la tasa de desempleo regional como control, genera gran inestabilidad de las contribuciones marginales. Esto es, las contribuciones marginales de cada variable son muy sensibles al año que estemos tomando como base. Pero ciertamente, la incorporación de este control reduce la importancia del efecto constante, lo que puede tomarse llevar a hipotetizar que el gran aumento en la tasa de participación laboral femenina que se evidencia entre el año 1996 y

---

<sup>9</sup> 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%.

el año 2003 es debido fundamentalmente al contexto macroeconómico, parcialmente reflejado en el notable aumento de la tasa de desempleo<sup>10</sup>.

Ahora bien, en ausencia de mejores datos, sólo podemos afirmar que independientemente de los cambios en el nivel de escolaridad de las mujeres y los cambios en sus tasas de fertilidad, se produce un aumento generalizado en las tasas de participación femenina. Para ejemplificar la magnitud de los cambios que nuestro modelo predice, en los Cuadros 4 y 5 se presenta las tasas de participación laboral predichas para la zona urbana de distintos tipos de mujeres. El Cuadro 4 presenta tasas de participación para mujeres; solteras (o sin cónyuges) y casadas con cónyuges trabajando, ambas sin hijos, divididas por quintil de ingreso no laboral y nivel educativo. El Cuadro 5 presenta un ejercicio similar para mujeres sin cónyuge o casadas con cónyuge trabajando y con dos hijos pequeños<sup>11</sup>. En general, el modelo predice que la participación ha aumentado a través del tiempo, tanto para las mujeres solteras como las casadas con cónyuge trabajando. Sin embargo, esta participación ha aumentado en mayor medida para las mujeres con mayor nivel educativo y con menor ingreso no laboral. Los aumentos han sido similares entre las mujeres solteras y las casadas.

---

<sup>10</sup> La autora (Benvin, 2006) encuentra que regiones con tasas de desempleo más altas tienen tasas de participación más altas. El efecto marginal es sustancialmente mayor en el año 1996, que en los años 1990 y 2003. En este año, la elasticidad participación-desempleo es sustancialmente mayor: un aumento de un punto porcentual en la tasa de desempleo aumenta la participación laboral en 4,2 puntos porcentuales. Según estadísticas del INE la tasa de desocupación nacional en el trimestre octubre-diciembre del año 1990 era de 7,4%. Esta tasa es de 5,4% en el año 1996 y de 7,4% en el año 2003. La caída en la tasa de desempleo promedio entre el año 1990 y el año 1996 genera una caída en la tasa de participación de 5 puntos porcentuales, pero el aumento en la elasticidad participación-desempleo que se produce en este último año, contrarresta por completo este efecto y genera un aumento en la tasa de participación de 10,7 puntos porcentuales. Finalmente entre el año 1996 y el año 2003, los efectos parámetro y características del nivel de desempleo van en direcciones opuestas, pero son menos importantes en magnitud. Ver Cuadros A3 y A4.

<sup>11</sup> Ver Anexo II, Cuadro A6 para mujeres con hijos entre 6 y 17 años.



Cuadro 4

Participación predicha para mujeres solteras y casadas con cónyuge trabajando, ambas sin hijos

<b>Soltera (o sin Cónyuge) Sin hijos</b>						
<b>Año</b>	<b>Nivel de Educación</b>	<b>Quintil 1</b>	<b>Quintil 2</b>	<b>Quintil 3</b>	<b>Quintil 4</b>	<b>Quintil 5</b>
1990	Superior Completa	54.73%	49.37%	48.61%	47.58%	45.75%
1996		59.26%	54.21%	53.36%	52.62%	51.04%
2003		68.08%	59.95%	60.27%	59.26%	57.08%
1990	Media Completa	55.19%	49.83%	49.07%	48.05%	46.22%
1996		57.19%	52.10%	51.25%	50.51%	48.93%
2003		65.86%	57.57%	57.89%	56.87%	54.67%
1990	Sin Educ o básica incompleta	51.43%	46.07%	45.31%	44.29%	42.49%
1996		51.45%	46.33%	45.48%	44.74%	43.18%
2003		59.81%	51.23%	51.55%	50.52%	48.28%
<b>Casada con cónyuge trabajando Sin hijos</b>						
1990	Superior Completa	44.05%	38.81%	38.08%	37.10%	35.38%
1996		50.58%	45.46%	44.61%	43.88%	42.32%
2003		60.45%	53.28%	52.21%	51.17%	48.94%
1990	Media Completa	44.51%	39.25%	38.52%	37.54%	35.81%
1996		48.47%	43.37%	42.53%	41.80%	40.26%
2003		58.07%	50.84%	49.77%	48.73%	46.51%
1990	Sin Educ o básica incompleta	40.80%	35.67%	34.96%	34.02%	32.35%
1996		42.72%	37.75%	36.94%	36.24%	34.77%
2003		51.74%	44.46%	43.41%	42.39%	40.21%

Elaboración propia en base a Casen 1990, 1996 y 2003

Se consideró el promedio de edad de las mujeres entre 25 y 45 años

Cuadro 5

Tasa de participación laboral predicha para mujeres casadas con cónyuge trabajando y solteras con al menos un hijo entre 0-1 año y otro entre 3-5 años, por nivel educativo y quintil de ingreso no laboral. Zona Urbana

<b>Soltera (o sin cónyuge) hijos 0-1 año y otro de 3-5 años</b>						
<b>Año</b>	<b>Nivel de Educación</b>	<b>Quintil 1</b>	<b>Quintil 2</b>	<b>Quintil 3</b>	<b>Quintil 4</b>	<b>Quintil 5</b>
1990	Superior Completa	50.68%	45.32%	44.57%	43.55%	41.75%
1996		55.86%	50.75%	49.90%	49.16%	47.58%
2003		65.56%	58.62%	57.58%	56.56%	54.35%
1990	Media Completa	51.15%	45.79%	45.03%	44.01%	42.21%
1996		53.76%	48.64%	47.79%	47.05%	45.47%
2003		63.28%	56.22%	55.17%	54.14%	51.91%
1990	Sin Educ o básica incompleta	47.38%	42.06%	41.31%	40.32%	38.55%
1996		47.99%	42.90%	42.06%	41.33%	39.80%
2003		57.11%	49.86%	48.79%	47.75%	45.53%
<b>Casada con cónyuge trabajando hijos 0-1 año y otro de 3-5 años</b>						
1990	Superior Completa	40.08%	34.97%	34.27%	33.33%	31.68%
1996		47.12%	42.04%	41.20%	40.48%	38.95%
2003		57.76%	50.52%	49.45%	48.41%	46.19%
1990	Media Completa	40.53%	35.41%	34.70%	33.76%	32.09%
1996		45.01%	39.98%	39.15%	38.44%	36.94%
2003		55.35%	48.08%	47.01%	45.98%	43.76%
1990	Sin Educ o básica incompleta	36.91%	31.96%	31.28%	30.37%	28.79%
1996		39.35%	34.50%	33.72%	33.04%	31.62%
2003		48.97%	41.74%	40.70%	39.70%	37.56%

Elaboración propia en base a Casen 1990, 1996 y 2003

Se consideró el promedio de edad de las mujeres entre 25 y 45 años

### 4.3.- Análisis de sensibilidad

La metodología de Yun (2004) que utilizamos en este paper aproxima mediante una expansión lineal de Taylor los cambios en la tasa de participación en dos momentos de 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

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

donde el parámetro  $\beta^*$ , es como lo sugiere Oaxaca y Ramson (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

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

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

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

De igual modo para  $X_k$

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

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 6, se presentan la comparación entre los resultados obtenidos por el método de Fairlie con el de Yun. Cualitativamente los resultados encontrados no varían.

Cuadro 6

Comparación de resultados de efectos características utilizando la metodología de Yun y Fairlie

VARIABLES	Efecto Características					
	1996-1990		2003-1996		2003-1990	
	YUN	FAIRLIE	YUN	FAIRLIE	YUN	FAIRLIE
Edad	0.19	0.07	-0.29	0.04	0.56	0.57
Hijo0_1	0.17	0.21	0.04	0.15	0.12	0.43
Hijo1_2	0.10	0.09	0.01	0.11	0.02	0.19
Hijo3_5	-0.04	-0.05	-0.10	0.34	-0.09	0.30
Hijo6_17	-0.06	-0.06	0.03	-0.08	0.14	-0.16
Hijo_18	0.00	0.01	0.09	-0.03	0.09	-0.02
Básica_completa	-0.61	-0.11	-0.16	-0.02	-1.34	-0.15
Media_incompleta	0.35	0.16	-0.57	-0.29	-0.26	-0.04
Media_completa	1.31	1.17	0.90	1.23	2.48	2.15
Superior_incompleta	-1.72	-1.31	0.42	0.26	-1.15	-0.89
Superior_completa	4.45	2.55	1.48	1.15	5.72	3.25
Crédito_hip	0.14	-0.03	0.68	0.15	1.04	0.09
Soltera	-1.27	-1.15	0.84	0.11	-0.25	-0.33
Casada_cony_desempleado	-0.04	-0.02	0.12	0.02	0.04	0.02
Casada_cony_inactivo	0.07	0.10	-0.01	0.05	-0.06	0.10
Subsidios Monetarios	-0.05	-0.11	-0.01	0.00	0.00	-0.02
Ingreso no laboral autónomo	-0.59	-0.39	0.17	0.06	-0.43	-0.22
<b>SUMA</b>	<b>2.42</b>	<b>1.13</b>	<b>3.66</b>	<b>3.25</b>	<b>6.63</b>	<b>5.26</b>

Elaboración propia en base a Casen 1990, 1996 y 2003

Vemos que, en general, las variables que han tenido un mayor impacto en la participación laboral de las mujeres son aquellas relacionadas con el nivel educativo, y en particular el aumento en el porcentaje de mujeres con educación superior. Nuevamente las variables de fertilidad tienen un efecto menor. Con algunas excepciones, los cambios en la estructura etaria de los niños del hogar

genera aumentos en la tasa de participación, pero de la magnitud de este efecto es pequeña. Consecuentemente, los resultados reportados en la sección anterior parecen ser robustos al método de descomposición utilizado.

## **5. 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, 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%. 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 (1.9 puntos porcentuales, 50% del efecto parámetro total) en el período 1996-2003. Esto es, 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. Y esperaríamos que esto generara, al menos inicialmente, una mayor incorporación de las mujeres (usualmente trabajadores secundarios) al mercado laboral. Qué tan persistente ha sido este efecto en el tiempo sólo podrá evaluarse a través del estudio de bases de datos más recientes (CASEN 2006).

## Referencias Bibliográficas

**Benvin, Evelyn.** "Determinantes del aumento de la tasa de participación femenina en Chile. Una descomposición microeconómica," *Master of Arts in Economics, ILADES-Georgetown University (Thesis)*. Santiago: Facultad de Economía y Negocios, Universidad Alberto Hurtado, 2006.

**Blinder, A. S.** "Wage discrimination - reduced form and structural estimates." *Journal of Human Resources*, 1973, 8(4), pp. 436-55.

**Bourguignon, F.; Ferreira, F. and Lustig, N.** *The microeconomics of income distribution dynamics in east asia and latin america*. Washington, D.C.: Banco Mundial, 2004.

**CEPAL.** *Anuario estadístico de América Latina y el Caribe*. Santiago, Chile, 2005.

**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?," *Encuentro 2004 de la Sociedad de Economía de Chile*. Villa Alemana, Chile, 2004.

**Fairlie, R. W.** "The absence of the african-american owned business: An analysis of the dynamics of self-employment." *Journal of Labor Economics*, 1999, 17(1), pp. 80-108.

\_\_\_\_\_. "An extension of the blinder-oaxaca decomposition technique to logit and probit models." *Journal of Economic and Social Measurement*, 2005, 30(4), pp. 305-16.

**Gasparini, L. C.** "Microeconometric decompositions of aggregate variables: An application to labour informality in Argentina." *Applied Economics*, 2002, 34(18), pp. 2257-66.

**Guzmán, Virginia; Mauro, Amalia and Araujo, Kathya.** "Trayectorias laborales de tres generaciones de mujeres," *3er Congreso Latinoamericano de Sociología del Trabajo*. Buenos Aires, 2000.

**Mizala, Alejandra and Romaguera, Pilar.** "La legislación laboral y el mercado del trabajo en Chile: 1975-2000," Centro de Economía Aplicada, Universidad de Chile, Working Papers, 2004.

**Mizala, Alejandra; Romaguera, Pilar and Henríquez, Paulo.** "Female labor supply in Chile," Documentos de trabajo CEA, 1999.

**Oaxaca, R. L.** "Male-female wage differentials in urban labor markets." *International Economic Review*, 1973, 14, pp. 693-709.

**Oaxaca, R. L. and Ransom, M. R.** "Identification in detailed wage decompositions." *Review of Economics and Statistics*, 1999, 81(1), pp. 154-57.

\_\_\_\_\_. "On discrimination and the decomposition of wage differentials." *Journal of Econometrics*, 1994, 61(1), pp. 5-21.

**Perticara, Marcela.** "Women employment transitions and fertility," Santiago, Chile: ILADES-Universidad Alberto Hurtado, 2006, 26.

**Yun, M. S.** "Decomposing differences in the first moment." *Economics Letters*, 2004, 82(2), pp. 275-80.

## ANEXO I: ESPECIFICACIÓN DEL MODELO

En los modelos estimados se consideraron las siguientes variables explicativas:

Edad: Se tomó también la edad al cuadrado.

Escolaridad en niveles de educación, son *dummies* que señalan si la mujer tiene o no básica completa, básica incompleta, media completa, media incompleta, superior incompleta o superior completa

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<sup>12</sup>. 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, de 1 a 2 años, de 3 a 5 años, de 6 a 17 años y más de 18 años). La *dummy* será igual a 1 si la mujer tiene al menos un hijo de la edad señalada.

Ingreso no laboral Total<sup>13</sup>; que es la suma de los ingresos no laborales autónomo y por subsidios monetarios.

Ingreso no laboral Autónomo: que es igual al ingreso autónomo menos el ingreso laboral de la mujer.

Ingreso por subsidios monetarios; igual al monto de subsidios que recibe una persona

---

<sup>12</sup> Se encontraron en las bases de datos errores; mujeres que declaran estar casada pero no tiene cónyuge, teniendo la posibilidad de responder que están separadas, asimismo, se encuentra a mujeres que declaran estar conviviendo, pero no tiene pareja. A estas personas se les agrupó, para efectos de esta investigación, en la categoría “Solteras”

<sup>13</sup> Actualizados a precios constantes del año 2003, IPC obtenido del Banco Central de Chile



Si tiene deuda hipotecaria: Se consideró como *proxy* de urgencia económica que puede tener el hogar. Es una *dummy* que toma el valor de 1 si la persona tiene deuda hipotecaria.

Desempleo; se consideró la tasa de desempleo regional para cada año.

Todas las especificaciones consideraron las variables de edad, nivel educacional, estructura marital, fertilidad, restricciones financieras. 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 documento de tesis de Benven (2006) o solicitados a las autoras vía email.

#### Especificaciones Utilizadas

	Ingreso Total	Ingreso Autónomo	Subsidios Monetarios	Desempleo
<b>Espec. 1</b>		X	X	
<b>Espec. 2</b>		X	X	X
<b>Espec. 3</b>		X		
<b>Espec. 4</b>		X		X
<b>Espec. 5</b>	X			
<b>Espec. 6</b>	X			X

## ANEXO II

Cuadro A1: Estadísticas descriptivas de variables utilizadas para la zona urbana

<b>ZONA URBANA</b>	<b>1990</b>		<b>1996</b>		<b>2003</b>	
Nº de Observaciones	29,826		39,806		65,938	
% pobl. de la muestra en zona urbana	73.0%		74.9%		63.4%	
Variables	Mujeres	Hombre	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres
Hombre y Mujeres en la población	53%	47%	52%	48%	52%	48%
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%
Si tiene hijos entre 6 y 17 años	55.2%	52.8%	57.9%	53.4%	58.9%	52.3%
Si tiene hijos de 18 o más	35.5%	34.9%	35.2%	35.4%	37.1%	39.1%
Sin educación	2.4%	1.7%	3.4%	3.2%	1.4%	1.2%
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%
Crédito hipotecario	15.3%	15.5%	17.5%	17.2%	23.6%	23.0%
Casada con cony desempleado	2.9%	-	1.6%	-	3.3%	-
Casada con cony inactivo	4.7%	-	4.7%	-	3.1%	-
Casada con cony trabajando	60.1%	-	69.4%	-	62.1%	-
Sin cónyuge	32.3%	-	24.2%	-	31.4%	-
Ing no laboral Total per cápita *	\$ 91,759	\$ 50,368	120242.6	74108.64	123561.7	78885.14
Ing no laboral Autónomo per cápita *	\$ 90,936	\$ 49,622	119308	73145.57	122466.8	77789.94
Subsidios Monetarios per capita *	\$ 825	\$ 747	935.5645	964.063	1095.925	1096.196
% pers que recibe subsidio en la zona	26.6%	23.8%	29.3%	26.5%	28.0%	25.6%
<b>Participación</b>	<b>45.2%</b>	<b>93.3%</b>	<b>50.0%</b>	<b>94.7%</b>	<b>58.0%</b>	<b>93.9%</b>

Elaboración propia en base a Casen 1990, 1996 y 2003.

Promedios de 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

### Cuadro A2

Resultado estimaciones para el área urbana utilizando especificación base

Variables	2003		1996		1990	
	Coefficiente	Std. Err.	Coefficiente	Std. Err.	Coefficiente	Std. Err.
Edad	0.034	0.000	0.030	0.000	0.037	0.000
Edad2	-0.001	0.000	-0.001	0.000	-0.002	0.000
hijo0_1	-0.424	0.003	-0.380	0.003	-0.422	0.003
hijo1_2	-0.344	0.004	-0.378	0.004	-0.259	0.004
hijo3_5	-0.213	0.002	-0.245	0.002	-0.269	0.002
hijo6_17	-0.164	0.002	-0.189	0.002	-0.128	0.002
hijo_18	-0.111	0.002	-0.114	0.002	-0.141	0.002
Basica_completa	0.154	0.003	0.094	0.003	0.013	0.003
Media_incompleta	0.217	0.003	0.317	0.003	-0.015	0.003
Media_completa	0.475	0.002	0.494	0.003	0.415	0.003
Superior_incompleta	0.403	0.004	0.546	0.004	0.854	0.003
Superior_completa	1.197	0.003	1.346	0.003	1.533	0.005
Credito_hip	0.128	0.002	0.077	0.002	0.065	0.003
Sin cónyuge	0.652	0.002	0.784	0.002	0.831	0.002
Casada_cony_desempleado	0.022	0.004	0.021	0.006	0.177	0.006
Casada_cony_inactivo	-0.167	0.004	-0.292	0.005	-0.155	0.005
Subsidios Monetarios	0.001	0.000	-0.006	0.000	-0.010	0.000
Ingreso no laboral autonomo	-0.060	0.000	-0.051	0.000	-0.054	0.000
Constante	0.298	0.006	0.119	0.007	0.075	0.007

- Elaboración propia en base a Casen 1990, 1996 y 2003
- Todas significativas al 5%
- En la estimación se utilizó un modelo Probit. La categoría base son mujeres con cónyuges trabajando, educación básica incompleta o sin educación, sin hijos, sin crédito hipotecario, sin ingreso no laboral autónomo y sin subsidios monetarios

### Cuadro A3

Resultado estimaciones para el área urbana, incluyendo tasa de desempleo regional

Variables	2003		1996		1990	
	Coefficiente	Std. Err.	Coefficiente	Std. Err.	Coefficiente	Std. Err.
Edad	0.034	0.000	0.030	0.000	0.037	0.000
Edad2	-0.001	0.000	-0.001	0.000	-0.002	0.000
hijo0_1	-0.424	0.003	-0.380	0.003	-0.423	0.003
hijo1_2	-0.345	0.004	-0.379	0.004	-0.259	0.004
hijo3_5	-0.213	0.002	-0.243	0.002	-0.270	0.002
hijo6_17	-0.164	0.002	-0.188	0.002	-0.128	0.002
hijo_18	-0.110	0.002	-0.115	0.002	-0.143	0.002
Basica_completa	0.153	0.003	0.088	0.003	0.008	0.003
Media_incompleta	0.215	0.003	0.312	0.003	-0.020	0.003
Media_completa	0.472	0.003	0.485	0.003	0.410	0.003
Superior_incompleta	0.399	0.004	0.538	0.004	0.847	0.003
Superior_completa	1.195	0.003	1.338	0.003	1.527	0.005
Credito_hip	0.128	0.002	0.071	0.002	0.065	0.003
Sin cónyuge	0.651	0.002	0.785	0.002	0.832	0.002
Casada_cony_desempleado	0.020	0.004	0.021	0.006	0.175	0.006
Casada_cony_inactivo	-0.168	0.004	-0.293	0.005	-0.151	0.005
Desempleo	0.013	0.000	0.045	0.001	0.022	0.001
Subsidios Monetarios	0.001	0.000	-0.005	0.000	-0.010	0.000
Ingreso no laboral autonomo	-0.061	0.000	-0.052	0.000	-0.054	0.000
Constante	0.205	0.007	-0.115	0.008	-0.088	0.008

- Elaboración propia en base a Casen 1990, 1996 y 2003
- Todas significativas al 5%
- En la estimación se utilizó un modelo Probit. La categoría base son mujeres con cónyuges trabajando, educación básica incompleta o sin educación, sin hijos, sin crédito hipotecario, sin ingreso no laboral autónomo y sin subsidios monetarios

Cuadro A4

Efectos Marginales. Modelo ampliado, incluyendo tasa de desempleo regional.

Variables	2003		1996		1990	
	dy/dx	Std. Err.	dy/dx	Std. Err.	dy/dx	Std. Err.
Edad	0,013	0,000	0,012	0,000	0,015	0,000
Edad2	-0,001	0,000	-0,001	0,000	-0,001	0,000
hijo0_1	-0,168	0,001	-0,149	0,001	-0,161	0,001
hijo1_2	-0,136	0,001	-0,149	0,001	-0,100	0,001
hijo3_5	-0,084	0,001	-0,097	0,001	-0,105	0,001
hijo6_17	-0,063	0,001	-0,075	0,001	-0,051	0,001
hijo_18	-0,043	0,001	-0,046	0,001	-0,056	0,001
Basica_completa	0,058	0,001	0,035	0,001	0,003	0,001
Media_incompleta	0,081	0,001	0,123	0,001	-0,008	0,001
Media_completa	0,177	0,001	0,190	0,001	0,162	0,001
Superior_incompleta	0,145	0,001	0,204	0,002	0,322	0,001
Superior_completa	0,379	0,001	0,446	0,001	0,488	0,001
Credito_hip	0,049	0,001	0,028	0,001	0,026	0,001
Sin Cónyuge	0,239	0,001	0,300	0,001	0,322	0,001
Casada_cony_desempleado	0,008	0,002	0,008	0,003	0,070	0,002
Casada_cony_inactivo	-0,066	0,002	-0,116	0,002	-0,059	0,002
Desempleo	0,005	0,000	0,018	0,000	0,009	0,000
Subsidios Monetarios	0,000	0,000	-0,002	0,000	-0,004	0,000
Ingreso no laboral autonomo	-0,023	0,000	-0,021	0,000	-0,022	0,000

Elaboración propia en base a Casen 1990, 1996 y 2003

Cuadro A5

Tasa de participación laboral predicha para mujeres casadas con cónyuge trabajando y solteras con hijos entre 6-17 años, por nivel educativo y quintil de ingreso no laboral. Zona Urbana

Soltera (o sin cónyuge) con hijo entre 6-17 años						
		Quintil 1	Quintil 2	Quintil 3	Quintil 4	Quintil 5
1990	Superior Completa	23.55%	20.48%	20.02%	19.49%	18.02%
1996		26.37%	23.87%	23.32%	22.84%	21.78%
2003		33.54%	30.14%	29.59%	29.39%	29.04%
1990	Media Completa	24.64%	21.49%	21.00%	20.46%	18.95%
1996		26.92%	24.40%	23.83%	23.35%	22.27%
2003		34.44%	31.01%	30.45%	30.25%	29.89%
1990	Sin Educ o básica incompleta	22.69%	19.69%	19.23%	18.71%	17.29%
1996		24.96%	22.54%	22.00%	21.54%	20.51%
2003		31.32%	28.03%	27.49%	27.31%	26.96%
Casada con cónyuge trabajando con hijo entre 6-17 años						
		Quintil 1	Quintil 2	Quintil 3	Quintil 4	Quintil 5
1990	Superior Completa	19.04%	16.35%	15.94%	15.49%	14.23%
1996		21.24%	19.03%	18.55%	18.13%	17.21%
2003		28.15%	25.03%	24.52%	24.35%	24.02%
1990	Media Completa	20.00%	17.22%	16.80%	16.33%	15.02%
1996		21.73%	19.49%	19.00%	18.58%	17.64%
2003		28.99%	25.82%	25.31%	25.12%	24.79%
1990	Sin Educ o básica incompleta	18.28%	15.66%	15.27%	14.82%	13.60%
1996		19.99%	17.87%	17.40%	17.00%	16.11%
2003		26.11%	23.11%	22.63%	22.46%	22.15%

- Elaboración propia en base a Casen 1990, 1996 y 2003
- Se consideró el promedio de edad de las mujeres entre 25 y 45 años