

Participación laboral de las mujeres en las regiones de Chile
Luz María Ferrada Bórquez
Pilar Zarzosa Espina
Pp. 79 a 99

PARTICIPACIÓN LABORAL DE LAS MUJERES EN LAS REGIONES DE CHILE

Luz María Ferrada Bórquez (*)
Pilar Zarzosa Espina (**)

RESUMEN

Este trabajo mide el impacto de variables explicativas en la probabilidad de participación laboral de la mujer en las regiones de Chile. Se estima mediante modelos logit uniecuacionales. Los resultados demuestran diferencias importantes entre regiones para las variables analizadas. El ingreso no laboral y la edad fueron las variables que mostraron mayor variación en el efecto. Por el contrario, la educación es menos dispersa, sin embargo cambia de acuerdo a la edad.

Palabras clave:

Mujer - mercado del trabajo - región.

ABSTRACT

The present work measures the impact of explanatory variables for the probability of female labor force participation in the regions of Chile. For which uniequations logit models. Results demonstrate significant differences among regions for analyzed variables. Not labor Income for women and age were the variables that showed an effect of higher dispersion.

(*) Dra. en Economía Aplicada, Departamento de Ciencias Administrativas y Económicas, Universidad de Los Lagos, Chile.

(**) Dra. en Ciencias Económicas y Empresariales, Departamento de Economía Aplicada, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad de Valladolid, España.

Artículo recibido el 22 octubre de 2009. Aceptado por el Comité Editorial el 23 de julio de 2010.
Correos electrónicos: lferrada@ulagos.cl
pzarzosa@eae.uva.es

On the contrary, education was less dispersed, although it changed according to age.

Keywords:

Female - labor market - region.

1. INTRODUCCIÓN

Como se sabe, las tasas de actividad laboral de las mujeres en Chile son muy bajas y además existen altas disparidades entre regiones. El objetivo del trabajo es analizar la participación laboral de las mujeres en las regiones de Chile.

Para ello se estima la probabilidad de participación laboral que tienen las mujeres en cada región, con variables explicativas que miden características de la mujer (y de su hogar), las que se consideran exógenas. De esta forma, se obtienen trece modelos econométricos uniecuacionales independientes, cada uno de ellos indica relaciones causales particulares, entre las variables independientes y la probabilidad de participación femenina, en cada región.

En Chile se han realizados varias investigaciones que estudian la problemática a nivel nacional, en este artículo el objeto de estudio es explicar la participación laboral de las mujeres en cada región, suponiendo que existen particularidades que diferencian tal relación causal en cada territorio. Otros estudios han estimado para Chile la relación entre ciertas variables explicativas y la probabilidad de participación de las mujeres. En esta investigación consideramos por separado cada región de Chile y vemos que el impacto de cada variable cambia de intensidad por territorio, estimándose en algunos casos impactos opuestos entre una región y otra. El propósito del estudio es estimar dichas relaciones regionales, de manera de argumentar posibles hipótesis que nos permita interpretar este comportamiento. Además, este argumento coloca en evidencia la importancia que tiene estudiar este tema desde las regiones, ya que permite focalizar la formulación y aplicación de políticas públicas regionales.

El estudio utiliza la base de datos de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) del año 2000, a cargo del Ministerio de Planificación y Cooperación Nacional (MIDEPLAN), que tiene representación regional. Conforme al período de estudio, la investigación se realiza para las trece regiones chilenas que existían en el año 2000¹.

La estructura del artículo es la siguiente: en primer lugar se explica el enfoque económico para abordar esta investigación, seguido de la metodología econométrica. Posteriormente, se fundamenta la manera de abordar la base de datos dado el diseño muestral, la selección de observaciones, la especificación de

¹ Chile se divide administrativamente en regiones desde el año 1976, cuando se crearon las trece regiones mencionadas en el estudio. Sin embargo, a partir del año 2007, en que se dividieron la región de Tarapacá y de Los Lagos, el país quedó conformado por quince regiones.

las variables y de los modelos. Luego se presentan las estimaciones, se calculan probabilidades de participación laboral de mujeres con distintas características y para cada región, se presenta el análisis y finalmente las conclusiones.

2. ENFOQUE ECONÓMICO

Las teorías económicas para explicar las decisiones de las mujeres sobre participación laboral se fundamentan en los modelos de oferta laboral. Los más mencionados en la literatura son el modelo ocio – consumo (Borjas, 1996; Mc Connel *et al*, 2003) y el de Becker, 1965). Ambos se basan en la idea de que la mujer, individualmente considerada, es el sujeto de las decisiones relacionadas con la oferta de trabajo. La diferencia entre ellos está en que el modelo de Becker reconoce las actividades domésticas, luego se define la función de utilidad en relación a distintos “consumos” o “actividades”, entre ellas las actividades domésticas, y en cada una de ellas se da un proceso de producción que requiere bienes intermedios y tiempo.

Hay otros modelos que parten de la idea de que el sujeto de decisión en estos casos no es la mujer sino la familia considerada como un todo (Kosters, 1966; Ashenfelter y Heckman, 1974). Cada uno de estos modelos tiene sus ventajas y sus inconvenientes. Sin embargo, sabiendo que ninguno de ellos mejora de una manera sustancial la justificación teórica básica acerca de la participación laboral femenina, dado los objetivos de este estudio, se argumenta en relación al modelo ocio-consumo.

En el modelo ocio – consumo se plantea que cada sujeto, al tratar de maximizar su utilidad se enfrenta a un problema de elección entre ocio (L) y consumo (C), pues para consumir más se debe trabajar más y reducir el tiempo dedicado al ocio. El problema consiste en maximizar una función de utilidad, $U(C, L)$, que tiene dos restricciones, una presupuestaria y otra de tiempo. Sean W la tasa salarial, h las horas de trabajo y V las rentas no salariales, el problema es:

$$\begin{aligned} \text{Max } U &= U(C, L) \\ \text{SA: } (a) \quad C &= Wh + V \\ (b) \quad L + h &= 1 \end{aligned}$$

Dónde $C=Wh+V$ es la restricción presupuestaria y $L+h=1$ la restricción de tiempo, siendo 1 cualquier unidad de tiempo. Reemplazando se obtiene:

$$\text{Max } U(Wh + V, 1 - h)$$

La condición de primer orden del problema de maximización es:

$$\frac{\partial U}{\partial h} = \frac{\partial U}{\partial C} W - \frac{\partial U}{\partial L} = 0$$

Luego en el óptimo se debe cumplir: $\frac{\partial U}{\partial L} / \frac{\partial U}{\partial C} = W$

De la expresión anterior se puede extraer una función de oferta individual tipo:

$h = \phi(W, V)$. La relación entre h y W puede ser positiva o negativa (dependiendo de si se trata de un efecto renta o sustitución), pero siempre la relación entre h y V será negativa.

Luego cada mujer decidirá si participa o no en el mercado laboral, dependiendo de los valores de W y V . En consecuencia, cada mujer tendrá un “salario de reserva”, en el sentido de que no estará dispuesta a trabajar por un salario inferior, es decir, la oferta laboral se hace cero para un salario menor o igual que el de reserva. El salario de reserva (W^*) depende de cada mujer y varía, por ejemplo, con las variaciones de las rentas no laborales. Si V aumenta el W^* por el cual están dispuestas a trabajar también.

En consecuencia, en las funciones de oferta laboral están reflejadas tanto las decisiones de oferta propiamente dicha (aumentar o reducir las horas de trabajo) como las de participar o no participar, y, las decisiones de participación laboral de la mujer se relacionan con su salario de reserva (W^*) y con el de mercado.

Por lo tanto, dado un salario de mercado y conociendo (o estimando) el valor de W^* de todas las mujeres que componen una población determinada (de características homogéneas) comparando ambos salarios se puede conocer cuántas mujeres van a participar y cuántas no. Todas aquellas mujeres que tengan un salario de mercado superior al de reserva participarán y el resto no participará. En este contexto, si el salario de mercado aumenta, más mujeres estarán dispuestas a trabajar, es decir, la tasa de participación se incrementa. Lo contrario sucederá si el salario de mercado disminuye. Análogamente, cuando los salarios de reserva varían, la tasa de participación también se modifica. Por ejemplo, si el porcentaje de mujeres solteras en una región es mayor que en otra, en condiciones *ceteris paribus*, es de esperar que la región con un mayor porcentaje de solteras tenga una tasa de participación mayor, ya que los salarios de reserva de las solteras suelen ser menores que los de las casadas. También, si los subsidios por maternidad son más generosos en una región que en otra, la región con mayores subsidios tendrá una tasa de participación femenina más baja (ya que los subsidios por maternidad incrementan los salarios de reserva).

Sin embargo aquí se presentan dos problemas, por un lado, los salarios de reserva no son observables y por otro, al trabajar con observaciones de mujeres que participan y no participan en el mercado laboral, ocurre que para aquéllas que no participan el salario de mercado no es conocido. Por lo tanto, en ambos casos las variables deben ser estimada: para los salarios de reserva femeninos se plantea una variable latente, estimada a través de otras variables observables relacionadas con: el número de hijos, el estado civil y el salario del marido; por su parte, el salario de mercado se estima mediante dos variables, educación y edad (como proxy de experiencia laboral) y le llamamos salario esperado (W^e).

3. MODELOS ECONOMETRÍCOS

Los modelos econométricos que se utilizan para estimar la participación en el mercado

laboral se enmarcan dentro de los denominados “modelos de elección discreta”, con variable dependiente cualitativa binaria. En este caso, la decisión tiene dos posibles alternativas: participar y no participar en el mercado laboral²; la mujer decidirá participar si el salario de mercado es mayor que el de reserva, porque la utilidad que le proporciona participar supera a la de no participar.

Siguiendo a Arcarons y Calonge (2008), Cabrer *at al.* (2001) y Greene (1999), en los modelos de utilidad, está asociada a un sujeto de decisión y a una alternativa se puede expresar en función de un conjunto de variables características de los sujetos y de otro conjunto de variables características de las alternativas, que pueden ser múltiples. El modelo general se formula como:

$$U_{ij} = \bar{U}_{ij} + \mu_{ij} = X_i \beta_j + Z_{ij} \alpha + \mu_{ij}$$

Siendo:

- U_{ij} es la utilidad que le proporciona al sujeto i la alternativa j .
- \bar{U}_{ij} es el promedio de U_{ij}
- μ_{ij} es la perturbación aleatoria que recoge la desviación a la media de U_{ij} . Se supone que el modelo está perfectamente especificado y, por lo tanto, las perturbaciones son variables independientes, con esperanza constante e igual a cero y varianza constante

e igual a σ_{μ}^2

- X_i es el vector fila de variables características de los sujetos.
- Z_{ij} es el vector fila de variables que recogen atributos de las alternativas.
- β_j y α son los parámetros.

Suponiendo por simplicidad que, como ocurre en el caso de interés de esta investigación, sólo hay dos alternativas posibles, participar y no participar en el mercado laboral, y que sólo existe un conjunto de variables explicativas, el modelo anterior se podría especificar de la forma:

$$U_{i1} = \bar{U}_{i1} + \mu_{i1} = x_i \beta_1 + \mu_{i1}$$

$$U_{i0} = \bar{U}_{i0} + \mu_{i0} = x_i \beta_0 + \mu_{i0}$$

Donde el subíndice 1 indica que la mujer participa en el mercado laboral, el subíndice 0 que no participa, y el vector de variables explicativas no depende de j , porque obviamente las variables que determinan la participación y la no participación son las mismas. La mujer decidirá participar si la utilidad que le proporciona hacerlo es mayor que la que recibe no participando. Por lo tanto, si y_i es la variable dicotómica que representa la opción elegida, se tiene que:

² Existen distintas formas de introducir los modelos de respuesta binaria, dependiendo del fundamento económico de interés. En este caso, se utiliza el enfoque del modelo de utilidad aleatoria, introducido por McFadden (1974).

$$y_i \begin{cases} 1 & \text{si } U_{i1} > U_{i0} \\ 0 & \text{si } U_{i1} < U_{i0} \end{cases}$$

Y, según el modelo especificado anteriormente, la probabilidad de que la mujer i -ésima elija participar en el mercado laboral está dada por³:

$Prob(y_i = 1) = Prob(U_{i1} > U_{i0}) = Prob(\mu_{i0} - \mu_{i1} < \bar{U}_{i1} - \bar{U}_{i0}) = prob[\mu_{i0} - \mu_{i1} < x_i(\beta_1 - \beta_0) = F(x_i\beta)]$, siendo F la función de distribución, y dependiendo de su forma funcional se obtiene un modelo econométrico de variable dependiente cualitativa concreto.

Planteando el modelo en función de los salarios de mercado y de reserva, se tiene:

$$W_i^e = \bar{W}_i^e + \mu_{i*} = x_i\beta_e + \mu_{i*}$$

$$W_i^* = \bar{W}_i^* + \mu_{i*} = x_i\beta_* + \mu_{i*}$$

De igual forma, la probabilidad de que la mujer i -ésima elija participar en el mercado laboral está dada por:

$$Prob(y_i = 1) = Prob(W_i^e > W_i^*) = Prob(\mu_{i*} - \mu_{ie} < W_i^e - W_i^*) = prob[\mu_{i*} - \mu_{ie} < x_i(\beta_e - \beta_*) = F(x_i\beta)]$$

Como se ha dicho, los dos tipos de salarios se aproximan a partir de un conjunto de variables que miden características de las mujeres y que forman el vector x , y la elección de la forma funcional de F determina el tipo de modelo econométrico de elección discreta. La literatura usualmente utiliza la distribución logística o la distribución normal; en este artículo se utilizará la primera.

4. FUENTE DE INFORMACIÓN Y MODELO

Los datos de esta investigación se han obtenido de la encuesta CASEN del año 2000 (MIDEPLAN), con representación en todas las regiones de Chile. A continuación se presentan consideraciones en cuanto a la muestra, las variables y la especificación del modelo econométrico.

4.1. Consideraciones sobre el tipo de muestreo

Para aplicar el análisis estadístico es importante tener en cuenta el diseño muestral. El tipo de muestreo utilizado en la encuesta CASEN 2000 es estratificado, por conglomerado y probabilístico. De acuerdo con ello, la base de datos incorpora un factor de expansión para cada observación, que depende del número de viviendas que tiene el conglomerado geográfico y del número de conglomerados que tiene el estrato, urbano o rural. Este factor se puede interpretar como la cantidad de personas de la población representada en una observación de la muestra.

³ Estrictamente, se trata de la probabilidad de participar, dado un vector X_i de las variables explicativas, $P(y_i = 1/x_i)$, pero por simplicidad, se denota mediante $P(y_i = 1)$ y más adelante mediante p_i .

Para la aplicación del factor de expansión, en el trabajo se consideran los resultados de Deaton (1997, pp. 63-73). Él plantea que su uso dependerá de si se va hacer análisis descriptivo o econométrico. Afirma que en el primer caso está claro que, para obtener conclusiones para la población, es necesario utilizar los factores de ponderación o expansión, sino el estimador que se obtenga va a estar sesgado e será inconsistente de la estimación poblacional. En el caso del análisis econométrico no está claro que exista una opción mejor que la otra. Deaton (1997, pp. 63-73) afirma que si lo que se pretende es estimar los parámetros de una regresión clásica, el estimador es inconsistente cuando la muestra no es una muestra aleatoria simple, pero en general, si se utilizan las ponderaciones, el estimador tampoco es un estimador consistente, y que en muchos casos ponderar es al menos un esfuerzo inútil. Además, si la población fuera homogénea, con coeficientes iguales en todos los sectores de la muestra, tanto los estimadores MCO como los MCO ponderados serían consistentes, pero sería más eficiente el obtenido sin ponderaciones por el teorema de Gauss-Markov (Deaton, 1997, p. 70). Por lo tanto, en este caso se resuelve ponderar para el análisis descriptivo de las variables y no ponderar para las estimaciones econométricas.

4.2. Observaciones muestrales

La muestra para el estudio está formada por 76.622 observaciones, corresponden a mujeres entre 15 y 60 años de edad⁴ que responden todas las preguntas asociadas a las variables de interés, eliminando los registros con datos omitidos en variables significativas para el estudio. El cuadro 1 presenta la distribución regional de la muestra ponderada y sin ponderar.

Cuadro 1: Distribución regional y país, de la muestra ponderada y sin ponderar

REGION	MUESTRA PONDERADA			MUESTRA SIN PONDERAR		
	Frecuencia	Porcentaje	% acumulado	Frecuencia	Porcentaje	% acumulado
Tarapacá	124.456	2,61	2,61	2.347	3,06	3,06
Antofagasta	141.179	2,96	5,57	2.075	2,71	5,77
Atacama	78.049	1,64	7,21	2.278	2,97	8,74
Coquimbo	172.030	3,61	10,81	3.607	4,71	13,45
Valparaíso	491.307	10,30	21,11	7.370	9,62	23,07
B. O'Higgins	243.471	5,11	26,22	5.598	7,31	30,38
Maule	282.467	5,92	32,14	7.605	9,93	40,30
Biobío	615.769	12,91	45,05	13.643	17,81	58,11
Araucanía	258.512	5,42	50,47	7.425	9,69	67,80
Los Lagos	325.333	6,82	57,30	6.719	8,77	76,57
Aysén	26.515	0,56	57,85	900	1,17	77,74
Magallanes	47.734	1,00	58,85	800	1,04	78,79
Metropolitana	1.962.437	41,15	100,00	16.255	21,21	100,00
País	4.769.259	100,00		76.622	100,00	

Fuente: Elaboración propia

Como se aprecia, existen grandes diferencias poblacionales entre las regiones (muestra ponderada), en consecuencia los tamaños muestrales regionales son diversos, aún cuando, como resultado del tipo de muestreo utilizado, las diferencias regionales en

⁴ En Chile se considera población potencialmente activa las que tienen al menos 15 años de edad y la edad de jubilar en las mujeres de Chile

los tamaños muestrales son menores a las observaciones poblacionales por región. Por ejemplo, la Región Metropolitana tiene el 21% de las observaciones muestrales, sin embargo concentra el 41% de la población de mujeres en el tramo de edad seleccionado (muestra ponderada).

4.3. Variables

Para identificar las variables se considera la literatura especializada reciente en Chile (Benven y Peticara, 2007; Contreras, 2004, 2005 y 2006; Larrañaga, 2008; Peticara, 2006), y luego para establecer la expresión y dimensión concreta de cada variable que intervendrán en los modelos econométricos, se estudian las tasas de actividad de las mujeres por región, de acuerdo al comportamiento de variables que determinan el salario esperado y el salario de reserva. Dichas variables son: edad, educación, situación conyugal, niños en el hogar y otros ingresos en el hogar. Para cada una de ellas, se estiman las tasas de participación laboral femenina, por región y a nivel global, en diferentes tramos. Las variables seleccionadas, así como sus dimensiones para construir los modelos econométricos, están especificadas en el cuadro 2. Todas las variables explicativas del modelo son cualitativas, dicotómicas, y se consideran exógenas⁵.

⁵ Algunos autores han estudiado la posible endogeneidad de algunas variables explicativas (Alvarez, 2002 y Martínez, 2001), cuestión que se deja para futuras investigaciones.

Cuadro 2: Descripción de las variables a considerarlas en modelos econométricos.

Variante	Etiqueta	Definición
Participación laboral	PARTICIP	1 = Participa en el mercado laboral; 0 = No participa.
15 a 29 años de edad	EDAD1	1 = edad entre 15 y 29 años; 0 = Con más de 29 años.
30 a 44 años de edad	EDAD2	1 = edad entre 30 y 44 años; 0 = menos 30 o más de 44.
45 a 60 años de edad	EDAD3	1 = edad entre 45 y 60 años; 0 = menos de 45 años.
Nivel educativo	EDUCACIO	1 = Con al menos educación media completa; 0 = Con nivel educativo menor a media completa.
Situación Conyugal	CASADA	1 = Casada o conviviente; 0 = otro estado civil.
Niños menores en el hogar	NINOS9	1 = con niños menores de 9 años en el hogar; 0 = Sin niños menores de 9 años en el hogar.
Otros ingresos en el hogar	OTROSING	1 = Existen otros ingresos en el hogar (distinto al que ella pueda generar por trabajo); 0 = No existen otros ingresos.
Edad controlada por nivel educativo	EDAD1*EDUCACIO EDAD3*EDUCACIO	1 = Si pertenece al tramo de edad y cuenta con educación media completa; 0 = Cualquier otro caso.
Edad controlada por situación conyugal	EDAD1*CASADA EDAD3*CASADA	1 = Si pertenece al tramo de edad y está casada o convive; 0 = En cualquier otro caso.
Educación controlada por situación conyugal	EDUCACIO*CASADA	1 = Si cuenta con educación media completa y está casada o convive; 0 = En cualquier otro caso.
Niños en el hogar por situación conyugal	NINO9*CASADA	1 = Si tiene niños en el hogar y está casada o convive; 0 = En cualquier otro caso.

Fuente: Elaboración propia

4.4. Especificación del Modelo

Teniendo en cuenta las variables seleccionadas, se especifican modelos logit uniecuacionales (Amemiya, 1988; Woldridge, 2006), uno para cada región⁶. Finalmente, para cada región se especifica la siguiente ecuación:

$$p_i = p(y_i = 1 / x_i) = E(y_i / x_i) = \frac{1}{1 + e^{-z_i}}$$

Siendo,

$$z_i = x_i \beta = \beta_1 + \beta_2 EDAD 1_i + \beta_3 EDAD 3_i + \beta_4 EDUCACIO_i + \beta_5 CASADA_i + \beta_6 NINO 9_i + \beta_7 OTROSING_i + \beta_8 EDAD 1 * EDUCACIO_i + \beta_9 EDAD 3 * EDUCACIO_i + \beta_{10} EDAD 1 * CASADA_i + \beta_{11} EDAD 3 * CASADA_i + \beta_{12} EDUCACIO * CASADA_i + \beta_{13} NINO 9 * CASADA_i$$

Se establece una mujer de referencia que cuenta con las siguientes características:

⁶ Otro enfoque es la utilización de variables ficticias regionales, cuyos resultados son equivalentes. Esta metodología la adopta Mizala *et al.* (1999) para estimar oferta laboral en Chile.

edad comprendida entre 30 y 44 años, (EDAD2 =1, EDAD1=0, EDAD3=0); nivel educativo inferior a educación media completa (EDUCACIO=0); de estado civil soltera (CASADA=0); sin niños menores (de 0 a 9 años de edad) en el hogar (NINO9 = 0), y, sin otros ingresos en el hogar (OTROSING = 0).

El modelo se estima aplicando a cada ecuación el método de máxima verosimilitud (MV).

Conviene aclarar que en este caso no existe problema de selección muestral, conocido como "truncamiento selectivo" (Heckman, 1979; Greene, 1999, p. 839), ya que se estiman modelos de participación y no de oferta laboral, en cuyo caso habría que utilizar el número de horas ofertadas, que sólo se observa en los individuos que trabajan.

5. RESULTADOS

El cuadro 3 muestra las estimaciones por MV del modelo planteado anteriormente, para cada una de las regiones. Como se observa, la variable OTROSING es totalmente significativa para explicar la participación de la mujer en el mercado laboral. El análisis de la muestra sugirió que el hecho relevante es si se dispone o no de otros ingresos adicionales en el hogar, mientras que no tiene clara relevancia la cantidad monetaria que dichos ingresos constituyen.

Para llegar a esta conclusión, además se realizaron algunas pruebas. Dado que al definir la variable como cualitativa (existen o no esos ingresos), indiscutiblemente se produce pérdida de información, se estudió la inclusión de la variable en forma cuantitativa. Se analizaron tres opciones: incluir en el modelo sólo la variable cuantitativa; sólo la variable cualitativa; las dos variables juntas, aun sabiendo que es posible generar un problema de multicolinealidad. La conclusión fue que la variable ingresos definida en forma cuantitativa en general no es significativa, tanto en los modelos en los que aparece como única variable que mide ese aspecto (en este caso la variable continua sólo es significativa en dos regiones, Valparaíso y Magallanes) como en los que aparece junto a la variable en forma cualitativa. Además, los resultados muestran que no se comete error de omisión al excluir la variable cuantitativa de un modelo en el que aparece OTROSING. En definitiva, al comparar las tres opciones mediante los procedimientos de evaluación, se obtuvo la conclusión de que la mejor estimación se obtiene incluyendo solamente la variable cualitativa OTROSING. Por lo tanto, la variable relativa a otros ingresos en el hogar que mejor explica la participación laboral de las mujeres en Chile es la dicotómica, que recoge el hecho de "disponer o no de otros ingresos en el hogar" y no la cantidad que éstos constituyen, que no parece relevante.

También se probó la incorporación de la variable nivel educativo controlada por mujeres con y sin niños, (EDUCACIO*NINO9). Sin embargo se observó que presentaba problemas de falta de significación individual en muchas regiones y, tras aplicar las técnicas de evaluación del modelo, que se explicarán más adelante, se concluyó que no era una variable relevante, por lo que finalmente se descartó.

Cuadro 3: Coeficiente, estadístico z y probabilidades asociadas por región.

	TARAPA	ANTOFAG	ATACAM	COQUIMB	VALPAR	O'HIGG	MAULE	BIOBIO	ARAUCANI	LOS LAGOS	LA- AISEN	MAGALL	METROP
C	2,3465	2,3992	2,8266	1,9537	1,8888	2,0758	2,16	2,0607	1,4077	1,9502	2,4224	1,8007	2,4181
z-Statistic	7,2026	5,8845	5,5342	4,638	8,3848	6,552	7,9458	10,7732	6,1269	7,6496	3,4234	3,0504	16,749
Prob.	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,0006	0,0023	0
EDAD1	-1,7058	-1,7645	-1,2488	-1,3757	-1,5332	-1,0107	-0,7563	-1,1414	-0,9033	-1,1095	-1,6663	-1,355	-1,8936
z-Statistic	-7,296	-7,8251	-6,7242	-9,6083	-14,479	-8,7274	-7,3751	-15,3766	-8,8279	-9,9174	-5,3278	-3,483	-24,1734
Prob.	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,0005	0	0
EDAD3	-0,7816	-0,8198	-0,3838	-0,4057	-0,7327	-0,5801	-0,6618	-0,6962	-0,5313	-0,5348	-0,8006	-0,3792	-0,9177
z-Statistic	-2,7885	-3,0474	*-1,6139	-2,3267	-5,6126	-3,9345	-5,1061	-7,4687	-4,1394	-3,8229	*-1,8619	*-0,8253	-9,8857
Prob.	0,005	0,002	0,107	0,02	0	0	0	0	0	0,0001	0,0626	0,4092	0
EDUCACIO	0,2296	0,9349	0,5548	1,011	0,6806	1,06	0,8954	1,0357	1,2221	1,0003	-0,1352	0,5022	0,617
z-Statistic	0,8934	3,2359	2,0181	4,3725	4,6426	5,2143	5,2729	8,4834	7,1732	5,5345	*-0,2791	*1,2156	6,4113
Prob.	0,372	0,001	0,044	0	0	0	0	0	0	0	0,7801	0,2241	0
CASADA	-0,839	-1,8073	-0,9287	-0,7104	-1,1074	-0,6945	-0,7315	-1,2338	-0,9895	-1,0474	-0,6436	-1,0064	-1,2902
z-Statistic	-3,1669	-7,0403	-4,1529	-4,1051	-9,16	-5,2114	-6,1791	-13,6703	-7,8993	-8,1726	*-1,8749	-2,4967	-14,6949
Prob.	0,002	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,0608	0,0125	0
NIN09	0,1104	-0,0071	0,1529	0,2557	0,1483	0,1515	0,1282	0,1746	0,1605	0,2037	0,1441	0,3889	0,1317
z-Statistic	0,7378	*-0,0453	*1,0518	2,2433	*1,9374	*1,7061	*1,6799	3,0367	2,0353	2,4018	*0,5818	*1,3887	2,4771
Prob.	0,461	0,964	0,293	0	0,053	0,088	0,093	0,002	0,042	0,0163	0,5607	0,1649	0,0132
OTROSING	-1,3335	-1,5487	-2,486	-1,8166	-1,1845	-1,8692	-2,1527	-2,0325	-1,6081	-1,7794	-1,6406	-1,083	-1,197
z-Statistic	-5,4128	-4,2765	-5,126	-4,4378	-5,6929	-6,105	-8,3325	-11,1225	-7,4871	-7,4223	-2,4788	-2,1634	-9,3072
Prob.	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,0132	0,0305	0
EDAD1*EDUCACIO	-0,1331	-0,7534	-0,4336	-0,8192	-0,1555	-0,8435	-0,8211	-0,648	-1,0496	-0,7991	-0,1429	-0,9156	-0,2481
z-Statistic	*-0,5359	-2,667	*-1,5840	-3,443	*-1,0475	-4,0864	-4,7641	-5,1026	-6,0947	-4,3474	*0,3174	-2,2317	-2,6311
Prob.	0,592	0,008	0,113	0	0,295	0	0	0	0	0	0,7509	0,0256	0,0085
EDAD3*EDUCACIO	0,0916	-0,139	-0,2293	-0,4256	0,1435	0,0008	0,9524	0,5386	0,4974	0,3002	1,4778	-0,0883	0,2714
z-Statistic	*0,3022	*-0,4440	*-0,6968	*-1,4750	*0,7886	*0,0030	4,2222	3,3489	2,2113	*1,3359	2,0312	*-0,1804	2,3653
Prob.	0,763	0,657	0,486	0	0,43	0,998	0	0,001	0,027	0,1816	0,0422	0,8568	0,018
EDAD1*CASADA	1,2333	1,753	0,7154	1,2625	1,3137	0,7552	0,6779	1,0978	0,8779	1,0573	1,3815	1,0846	1,7168
z-Statistic	4,8153	6,4672	3,0304	6,6201	9,8012	4,9295	5,027	10,6452	6,2438	7,2801	3,6146	2,5133	18,6342
Prob.	0	0	0,002	0	0	0	0	0	0	0	0,0003	0,0120	0
EDAD3*CASADA	0,6071	0,9881	0,2748	0,0032	0,3834	0,0295	0,0049	0,2379	0,1994	0,1421	0,4914	0,0022	0,5015
z-Statistic	*1,9983	3,2297	*0,9879	*0,0149	2,533	*0,1677	*0,0313	2,0324	*1,2507	*0,8581	*1,0261	*0,0044	47,3416
Prob.	0,046	0,001	0,323	0,988	0,011	0,867	0,975	0,042	0,211	0,3908	0,3048	0,9965	0
EDUCACIO*CASADA	0,2611	0,3121	0,4131	0,6784	0,4632	0,5452	0,6501	0,8739	0,6484	0,8456	0,7718	0,9035	0,2964
z-Statistic	*1,1685	*1,2197	*1,6065	3,1196	3,3937	2,9266	4,1526	7,4922	4,1033	5,0843	*1,7771	2,337	3,4014
Prob.	0,243	0,223	0,108	0,002	0,001	0,003	0	0	0	0	0,0755	0,0194	0,0007
NIN09*CASADA	-0,407	-0,2364	-0,2695	-0,8356	-0,5438	-0,6171	-0,6501	-0,5222	-0,4776	-0,6442	-0,7288	-0,924	-0,601
z-Statistic	-2,0737	*-1,1148	*-1,3509	-5,1442	-5,0709	-4,9046	-5,8221	-5,9909	-4,0333	-5,3886	-2,2915	-2,6143	-8,2535
Prob.	0,038	0,265	0,177	0	0	0	0	0	0	0	0,0219	0,0089	0

Fuente: En base a las salidas EViews.

Elaboración propia.

En relación a la evaluación del modelo, se sabe que si el modelo está correctamente especificado, el estimador MV es consistente, asintóticamente eficiente y asintóticamente normal (Wooldridge, 2006, p. 625 y Wooldridge, 2002, cap. 13), garantizándose con ello la validez asintótica de los contrastes habituales, entre ellos los de significación individual y conjunta de las variables explicativas en cada uno de los modelos individuales, lo que permite realizar la inferencia y mostrar el análisis de resultados que se expone a continuación.

6. ANÁLISIS DE RESULTADOS

Una vez estimados los 13 modelos se calcula las probabilidades de participar en el mercado laboral para una mujer con las características de referencia. Después, se evalúa el efecto de un cambio en cada una de las variables independientes. Finalmente se analizan los resultados.

6.1. Estimación de probabilidades de participación laboral femenina por región

Para cada región se ha estimado un modelo logit usando el método MV. Como se sabe, en este tipo de modelos los coeficientes β no reflejan directamente el efecto marginal de cada variable en la probabilidad de participar en el mercado laboral.

Para interpretar los resultados de la estimación, es habitual considerar la derivada de la función media condicional con respecto a cada variable explicativa, derivada que en un modelo de regresión lineal coincidiría con el coeficiente correspondiente. Sin embargo, el cálculo de las derivadas de la función media condicional puede resultar útil si las variables explicativas son continuas, pero esos valores carecen de significado cuando se trata de variables binarias como en este caso (Greene, 1999, p. 755). Por ello, en este caso, se calcularán probabilidades en distintas alternativas de características de las mujeres y región, las que se presentan en el cuadro 4.

Cuadro 4: Probabilidad de participar en el mercado laboral por región y variación respecto a mujer de referencia, en %.

REGIÓN		C	EDAD1	EDAD3	EDU CACIO	CASADA	NINO9	OTRO SING	EDAD1* EDUCACIO	EDAD3* EDUCACIO	EDAD1* CASADA	EDAD3* CASADA	EDUCACIO* CASADA	NINO9* CASADA
TARAPACÁ	Probabilidad	91,27	65,49	82,71	92,93	81,87	92,11	73,36	90,14	91,97	97,29	95,04	93,13	87,43
	Variación		-28,25	-9,38	1,82	-10,3	0,92	-19,62	-1,24	0,77	6,6	4,13	2,04	-4,21
ANTOFAGASTA	Probabilidad	91,68	65,36	82,91	96,56	64,38	91,62	70,07	83,83	90,55	98,45	96,73	93,77	89,69
	Variación		-28,71	-9,57	5,32	-29,78	-0,07	-23,57	-8,56	-1,23	7,38	5,51	2,28	-2,17
ATACAMA	Probabilidad	94,41	82,89	92	96,71	86,96	95,16	58,43	91,63	93,07	97,19	95,69	96,23	92,8
	Variación		-12,2	-2,55	2,44	-7,89	0,79	-38,11	-2,94	-1,42	2,94	1,36	1,93	-1,71
COQUIMBO	Probabilidad	87,58	64,06	82,46	95,1	77,61	90,11	53,42	75,67	82,17	96,14	87,62	93,29	75,36
	Variación		-26,86	-5,85	8,59	-11,38	2,89	-39	-13,6	-6,18	9,77	0,05	6,52	-13,95
VALPARAÍSO	Probabilidad	86,86	58,8	76,06	92,89	68,6	88,46	66,91	84,98	88,41	96,09	90,65	91,31	79,33
	Variación		-32,3	-12,43	6,94	-21,02	1,84	-22,97	-2,16	1,78	10,63	4,36	5,12	-8,67
O'HIGGINS	Probabilidad	88,85	74,37	81,69	95,83	79,92	90,27	55,15	77,42	88,86	94,43	89,14	93,22	81,13
	Variación		-16,3	-8,06	7,86	-10,05	1,6	-37,93	-12,86	0,01	6,28	0,33	4,92	-8,69
MAULE	Probabilidad	89,66	80,28	81,73	95,5	80,67	90,79	50,18	79,23	95,74	94,47	89,7	94,32	81,9
	Variación		-10,46	-8,84	6,51	-10,03	1,26	-44,03	-11,63	6,78	5,36	0,04	5,2	-8,65
BIOBÍO	Probabilidad	88,7	71,49	79,65	95,67	69,57	90,34	50,7	80,42	93,08	95,92	90,88	94,95	82,32
	Variación		-19,4	-10,2	7,86	-21,57	1,85	-42,84	-9,33	4,94	8,14	2,46	7,05	-7,19
ARAUCANÍA	Probabilidad	80,34	62,35	70,61	93,28	60,31	82,75	45,01	58,86	87,05	90,77	83,3	88,66	71,71
	Variación		-22,39	-12,11	16,11	-24,93	3	-43,98	-26,74	8,35	12,98	3,68	10,36	-10,74
LOS LAGOS	Probabilidad	87,55	69,86	80,46	95,03	71,15	89,6	54,26	75,97	90,47	95,29	89,01	94,24	78,68
	Variación		-20,21	-8,1	8,54	-18,73	2,34	-38,02	-13,23	3,34	8,84	1,67	7,64	-10,13
AYSÉN	Probabilidad	91,85	68,05	83,5	90,78	85,56	92,87	68,61	92,86	98,02	97,82	94,85	96,06	84,47
	Variación		-25,91	-9,09	-1,16	-6,85	1,11	-25,3	1,1	6,72	6,5	3,27	4,58	-8,03
MAGALLANES	Probabilidad	85,82	60,96	80,56	90,91	68,88	89,93	67,21	70,79	84,71	94,71	85,85	93,73	70,61
	Variación		-28,97	-6,13	5,93	-19,74	4,79	-21,68	-17,51	-1,29	10,36	0,03	9,22	-17,72
METROPOLITANA	Probabilidad	91,82	62,82	81,76	95,41	75,54	92,76	77,22	89,75	93,64	98,42	94,88	93,79	86,02
	Variación		-29	-10,06	3,59	-16,28	0,94	-14,6	-2,07	1,82	6,6	3,06	1,97	-5,8

Fuente: Elaboración propia a partir del cuadro 3.

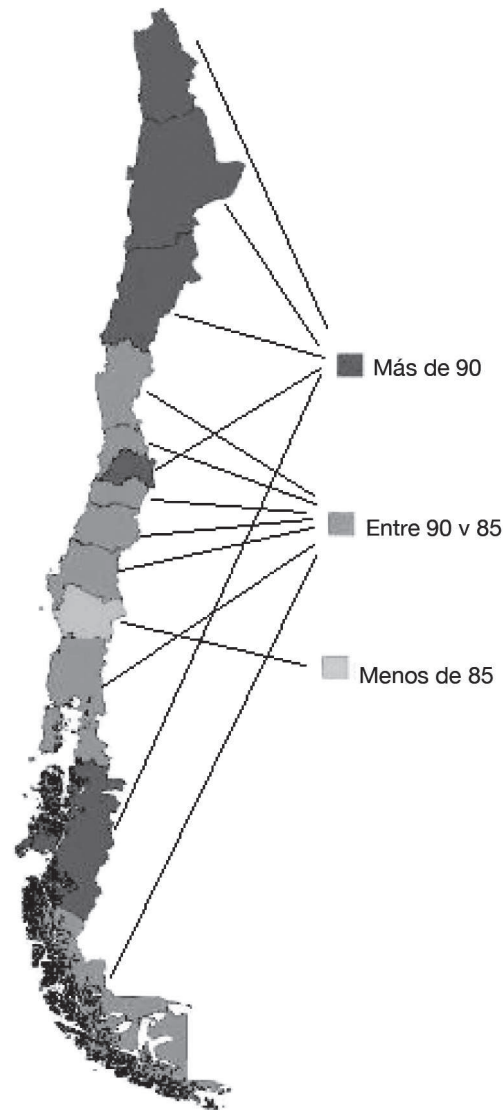
La primera columna del cuadro 4 presenta la estimación de las probabilidades de participación laboral de las mujeres que poseen las características definidas como de referencia en cada región. El resto de las columnas exhiben las probabilidades de actividad laboral de las mujeres frente a un cambio en sus características, en relación a la de referencia, para cada una de las variables que ingresaron al modelo y las trece regiones del país. También muestra la variación porcentual de las probabilidades, al cambiar alguna de las características del vector de referencia, por región.

6.2. Análisis de probabilidades

En base a las estimaciones (cuadro 4) se realiza el análisis de probabilidades que se expone a continuación.

a) Probabilidad por región de participar de una mujer perteneciente al grupo de referencia: la probabilidad de participar en el mercado laboral de una mujer perteneciente al grupo de referencia en las regiones de Chile es en promedio de un 88,95%. La región que presenta una mayor participación es Atacama con un 94,41%, y la actividad menor se observa en la Región de la Araucanía, con una diferencia de 14 puntos porcentuales (cuadro 4). En la figura 1 se presenta las probabilidades de participación de una mujer con las características de referencia, clasificadas en 3 grupos: alta, media y baja; 4 regiones tienen las probabilidades más altas, superiores al 90%, Tarapacá, Antofagasta, Atacama y Aysén, en cambio 7 regiones la probabilidad media se encuentra entre 85 y 90%, sólo una, la Araucanía, tienen una probabilidad inferior al 85%.

Figura 1: Probabilidad de participación laboral de las mujeres con las características de referencia por región, en porcentaje.



Fuente: Estimaciones en base a cuadro 4.

b) Impacto de determinantes: Como se ha indicado, la edad es una determinante importante de la participación laboral femenina. Se observa que la probabilidad de participación de esa mujer con las características del grupo de referencia, pero de edad entre 15 a 29 años baja sustancialmente en todas las regiones, en este caso, la probabilidad media de participación es de un 68,21%, sin embargo, en este tramo la dispersión aumenta, así la diferencia entre las regiones que observan mayor (Atacama)

y menor (Valparaíso) actividad es de 24,09 puntos porcentuales. Menor impacto pero igualmente negativo, produce el aumento de la edad: si se encuentra en el tramo de 45 a 60 años, la participación laboral cae a un 81,24% respecto de la mujer de referencia. La región en la cual la variación de tramo de edad produce un impacto negativo mayor es la Región de Valparaíso, de manera tal que en las mujeres de menor edad su probabilidad de participación en el mercado laboral cae en 32,3 puntos porcentuales y en aquellas de mayores de 44 años la probabilidad se reduce en 12,3.

La variable de mayor impacto positivo sobre la decisión de participación laboral femenina es el nivel de estudios. Con excepción de la Región de Aysén, en todas las regiones se estima que cuando las mujeres tienen niveles educativos de enseñanza secundaria completa o superior la probabilidad de participación media aumenta, ascendiendo la probabilidad media del país a 94,35%. La región donde el nivel educativo provoca un mayor impacto es la Araucanía, con una variación de 16,11 puntos porcentuales.

En relación al impacto de la situación conyugal de las mujeres, los resultados confirman lo planteado en el segundo punto de este artículo: las mujeres casadas poseen un salario de reserva mayor, se estima una probabilidad de participar en el mercado laboral menor que para las solteras en todas las regiones del país. Al revisar las variaciones de las probabilidades de las mujeres con las características de referencia (soltera) con respecto a las de una casada (permaneciendo constante el resto de las variables), se observa una gran variabilidad entre regiones, que va desde un 6,85% en la Región de Aysén hasta un 29,78% en Antofagasta. En una mujer casada (con valores para el resto de las variables iguales a la de referencia), la probabilidad media de participar en el mercado laboral cae a 74,69%.

Por otro lado, las características familiares, como tener niños menores de 10 años de edad, no tienen un efecto importante en la variación, respecto al vector de referencia, de la probabilidad de participar, salvo en la Región de Magallanes, donde aumenta en 4,79 puntos. En promedio regional, la probabilidad aumenta a 90,52% y existe una baja dispersión en este resultado.

Finalmente, cuando la mujer pertenece a una familia donde se perciben otros ingresos ocurre un cambio en el mismo sentido que el producido por estar casada, aunque ahora el cambio es notablemente más alto y con mayor dispersión. La variable otros ingresos influye significativa y negativamente en la probabilidad de participar en el mercado laboral. De este modo, para las mujeres con las características de referencia, pero perteneciente a una familia donde existen otros ingresos, su probabilidad media de participar cae en promedio 28,14% puntos porcentuales. Sin embargo, aún cuando en todas las regiones se experimenta una disminución en la probabilidad, ésta es muy distinta entre ellas. En la Región de la Araucanía la probabilidad de participar de las mujeres que cuentan con otros ingresos en el hogar es de un 45,01%, mientras que en la región Metropolitana es de 77,22%.

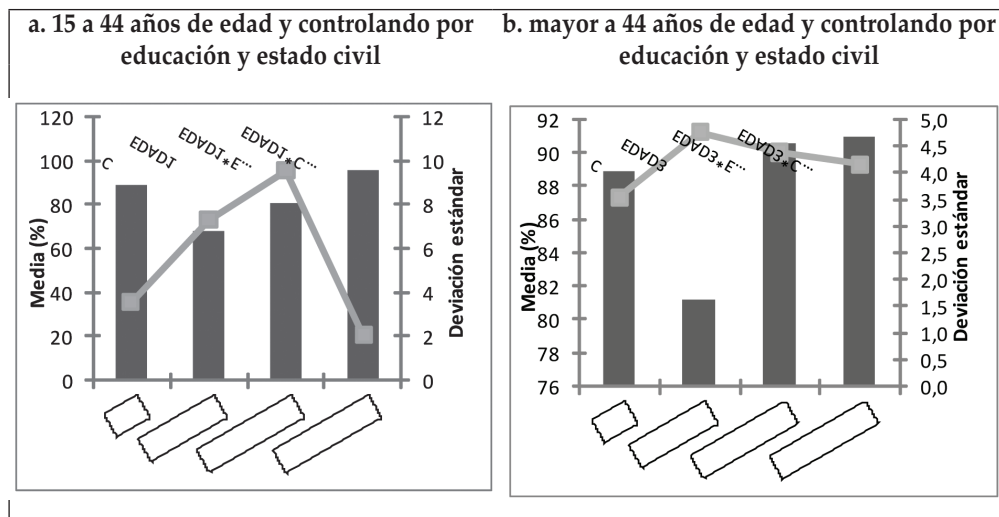
c) Impacto de variables en forma conjunta: Más interesante aún resulta analizar cómo cambia la probabilidad de participación media de las mujeres en las regiones

cuando se controlan dos variables, el análisis se realiza para las siguientes variables: estado civil con distinto nivel educativo, edad con distinto nivel educativo y estado civil y la existencia de niños en el hogar, cuando la mujer es casada.

En relación al estado civil con distinto nivel educativo, se obtiene (cuadro 4) que el cambio en la probabilidad de participar cuando se trata de una mujer casada con un nivel educativo mayor es positivo en todas las regiones del país, en la media del país la probabilidad de participar es de un 93,53%, 4,64 puntos porcentuales más que la de referencia, las regiones que registran mayor variación son: Araucanía, Magallanes, Los Lagos y Biobío.

Respecto de la edad, se aprecia (gráfico 1a) que si son más jóvenes la probabilidad media regional es menor respecto al vector de referencia. No obstante, las mujeres pertenecen al primer tramo de edad pero cuando ellas además tienen un nivel educativo mayor, la participación aumenta en promedio 12,67 puntos porcentuales, respecto de la situación anterior. No obstante, se observa un alto nivel de dispersión entre regiones, las mujeres jóvenes de Tarapacá, Aysén y Valparaíso y Metropolitana tienen una alta tasa de actividad cuando tienen mayor educación, en cambio para las jóvenes de la Araucanía el tener o no mayores niveles educativos no impactan significativamente en la tasa media de participación.

Gráfico 1: Sensibilización de la probabilidad de participar en el mercado laboral de la mujer de referencia en media regional y desviación estándar.



■ Probabilidad de participación media

— Desviación Estándar

Fuente: Estimaciones a partir del cuadro 3

En el caso de mujeres del tramo de menor edad (15 a 29 años) y casadas la probabilidad conjunta aumenta en todas las regiones. De alguna forma esto se podría explicar diciendo que muchas mujeres de este tramo de edad cuando se casan dejan de estudiar y, por tanto muchas podrían decidir trabajar. Sucede entonces que mujeres casadas de 15 a 29 años tienen tasas de participación mayores que las de referencia, en especial en las regiones de Araucanía, Valparaíso y Magallanes. Además se observa baja dispersión entre regiones.

En el tramo de edad superior (mujeres entre 45 y 60 años de edad), se observa (gráfico 1b) una caída relevante en la probabilidad de participar, aún cuando éstas observan una mayor participación (con baja dispersión) que las más jóvenes. Sin embargo, cuando poseen además un mayor nivel educativo, en 9 de las 13 regiones analizadas, la probabilidad media aumenta, siendo superior a la de referencia, el mayor impacto ocurre en las regiones: Araucanía, Del Maule y Aysén. El mismo comportamiento se observa en mujeres de mayor edad y casadas, cuya probabilidad media de participar en el mercado laboral es mayor levemente a la de referencia en todas las regiones, registrando una mayor variación la Región de Antofagasta.

Otra variable analizada es la existencia de niños menores de 10 años de edad, aquí indicamos que tienen un bajo impacto pero positivo respecto al vector de referencia, sin embargo, cuando se trata de una mujer casada se produce el efecto contrario y muy significativo: la probabilidad de participar cae en todas las regiones del país, de forma que el promedio es 81,65%, aunque existen diferencias importantes entre una región y otra, las regiones que experimentan un mayor impacto (superior a 10 puntos porcentuales) son Magallanes, Coquimbo, Araucanía y Los Lagos.

8. CONCLUSIONES

El objetivo de esta investigación ha sido analizar la participación laboral de las mujeres en cada una de las regiones de Chile. Conocer la relación causal, entre la probabilidad de participar y variables explicativas, en cada región de modo de reconocer particularidades.

El estudio ha consistido en modelar por región la participación laboral de las mujeres, mediante modelos logit regionales, de corte transversal, donde la participación se cuantifica mediante variables binarias. Se han utilizado variables explicativas conforme a los enfoques de la literatura especializada y al análisis de los datos. La base de datos fue la Encuesta CASEN del año 2000.

Se han estimado 13 modelos logit, uno por cada región, donde todas las variables explicativas se plantean como exógenas. En cada uno se estima la probabilidad de participar de las mujeres de la región correspondiente. Una vez estimados los modelos econométricos y evaluado su bondad de ajuste y su capacidad predictiva, se ha desarrollado la inferencia y luego estudiado los efectos de las variables independientes sobre la variable endógena, sensibilizando cada variable independiente. Finalmente se analizan las diferencias entre regiones.

Los resultados indican que las variables expletivas tienen el signo esperado, de acuerdo a la literatura especializada, sin embargo, el efecto de cada variable sobre la participación laboral de las mujeres es muy diverso entre regiones.

Para estimar se considera una mujer de 30 a 44 años de edad, soltera, sin educación media completa, sin niños menores de 10 años ni otros ingresos en el hogar, en este caso la participación estimada para el país es de 89%, sin embargo por región este valor cambia y va de 85% en la Araucanía a 92% en la Metropolitana, identificando regiones con alta, media y baja probabilidad de participación. Además, el impacto de las variables exógenas sobre la endógena actúa de distinta forma por región. A continuación se describen aspectos relevantes:

Se prueba que el contar con “otros ingresos en el hogar” reduce la participación laboral de la mujer en todas las regiones, aún cuando el impacto varía de 14,6 puntos porcentuales en la Región Metropolitana a 44 puntos en Tarapacá.

Así, las mujeres casadas tienen una menor probabilidad de participación laboral en todas las regiones. El impacto es mayor en las regiones de Antofagasta, Valparaíso, Biobío, Araucanía, Los Lagos y Magallanes. Sin embargo, en las mujeres casadas con mayores niveles educativos de todas las regiones la actividad laboral aumenta, lo que es más importante (aumenta en más de 7 puntos) en las regiones del Biobío, Araucanía, Los Lagos y Magallanes.

Por otro lado, se prueba tener niños menores de 10 años aumenta la probabilidad de participación laboral de mujeres solteras, no obstante, en las casadas la reduce en todas las regiones, de manera tal que en Coquimbo, Araucanía, Los Lagos y Magallanes, la participación cae en más de un 7%. En el grupo de mujeres de mayor o menor edad, para todas las regiones la probabilidad media es menor a la de referencia (30 a 44 años). En las mayores de 44 años la probabilidad de las regiones de Valparaíso, Biobío, Araucanía y Metropolitana es inferior en a lo menos 10 puntos porcentuales. En las más jóvenes (15 a 29 años) de Valparaíso, Región Metropolitana, Tarapacá, Antofagasta y Magallanes la probabilidad es menor, respecto de la referencia, en más de un 28%. Lo anterior se podría explicar, el primer caso, por posibles factores culturales y sociales que hacen que las generaciones mayores participen menos, aún cuando el impacto se atenúa (con excepción de Antofagasta, Atacama, Coquimbo y Magallanes) en las con mayores niveles educativos. El no ser activa laboralmente el caso de las más jóvenes, posiblemente se asocie a que se encuentren estudiando, se observa para que, con excepción de la Araucanía, en todas ellas, contar con mayores educación formal impacta positivamente en su decisión de participación laboral.

De esta forma el acceder a mayores niveles educativos afecta positivamente en la decisión de participación laboral de las mujeres en todas las regiones, pero en distintos grupos, por ejemplo, en la Región de la Araucanía impacta positivamente en las casadas y en las mayores de 29 años de edad, pero no en las más jóvenes. Tampoco se produce un impacto positivo en las mayores de 44 años de edad de la Región de Coquimbo.

Por lo tanto, aún cuando la variable educación impacta de manera importante en la participación laboral de las mujeres, no resuelve el problema completamente, existen otras variables que posiblemente se asocien a variables propias de los mercados regionales y a condiciones sociales y culturales de las mismas. En este sentido, quedan abiertas posibles líneas de investigación, como indagar sobre el impacto de variables regionales y de la posible endogeneidad de las variables explicativas, son algunas de ellas.

BIBLIOGRAFÍA

- Álvarez, G. (2002), "Decisiones de fecundidad y participación laboral de las mujeres en España". *Investigaciones Económicas* Vol. XXVI (1), 2002, pp. 187-218. Universidad de Vigo.
- Amemiya, T. (1988), "Modelos de respuesta cualitativa: un examen", *Cuadernos Económicos de ICE* N° 39, 1988/2, pp. 173-246. Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid.
- Arcarons y Calonge (2008), *Econometría introducción y aplicaciones, con software econométrico para Excel*. Delta, publicaciones universitarias, primera edición.
- Ashenfeler, O. y R. Layard (1991), *Manual de economía del trabajo*, Ministerio de Economía y Seguridad Social España, pp. 155-276.
- Ashenfelter, O. y J. Heckman (1974), "The estimation of income and substitution effects in a model of family labour supply". *Econometrica*, Vol. 42, pp. 73-85.
- Becker, G. (1965), "A theory of the allocation of time" *Economic journal*, 75, pp 493-517.
- Benvin E. y M. Peticara (2007). "Análisis de los cambios en la participación laboral femenina en Chile" *Revista de Análisis Económico*, Vol. 22, No.1, 2007, pp. 71-92.
- Borjas G. (1996), *Labor economics*. MacGraw-Hill.
- Cabrer, B.; Sancho, A. y G. Serrano (2001), *Microeconometría y decisión*. Pirámide, Madrid.
- 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, 2004. Trabajo presentado en congreso.
- Contreras, D., Bravo, D. y E. Puentes, (2005), "Female labour force participation in greater Santiago, Chile: 1957-1997. A synthetic cohort analysis". *Journal of International Development*. Vol. 17, Issue 2, pp. 169-186, febrero 2005.

- Contreras, D. Puentes, E. y T. Rau, (2006), "Apertura comercial y mujer trabajadora: el caso de Chile". *Mujeres y trabajo en América Latina desafíos para las políticas laborales*, sección 4. C. Piras, BID, Departamento de desarrollo sustentable.
- Deaton A. (1997), *The Analysis of Household Surveys: A Microeconometric Approach to Development Policy*. World Bank.
- Greene W. (1999), *Análisis Econométrico*. Editorial Prentice Hall. Tercera Edición.
- Heckman (1979). "Sample Selection bias as a specification error" *Econometrica*, Vol.47, No 1 (enero, 1979).
- Kosters, M. (1966), *Income and Substitution Effects in a Family Labor. Supply Model*, Rand Corporation.
- Larrañaga, O. "Participación Laboral de la Mujer en Chile: 1958-2003". Departamento de Economía Universidad de Chile. Disponible en: <http://economia.uahurtado.cl/pdf/seminarios/larranaga.pdf> [Consulta: 15 abril 2008]
- Martínez, M. (2001), "Oferta de trabajo femenina en España: un modelo empírico aplicado a mujeres casadas". Universidad Carlos III Madrid. Disponible en: www.revistasice.com/.../CICE_66_129-152__8402E5E30BE688293CF25DC9739ED752.pdf [Consulta: 15 marzo 2008]
- Mc Fadden, D. L. (1974), "The measurement of urban travel demand" *Journal of Public Economics*, 3 pp.:303-328.
- Mc Connel, C.; S. Brue y D. Macpherson (2003), *Economía Laboral*. Editorial Mc Graw Hill. Sexta Edición.
- Mizala, A.; Romaguera, P. y Henríquez P. (1999), "Female labor supply in Chile", *Documento de trabajo N° 58*, CEA, Universidad de Chile.
- Perticara, M. (2006), "Women employment transitions and fertility" *ILADES – Universidad Alberto Hurtado*, abril 26.
- Wooldridge, J. (2006), *Introducción a la Econometría, un enfoque moderno*. Segunda edición". Thomson, Madrid.