

**Universidad de Valladolid
Departamento de Economía Aplicada
(Estadística y Econometría)**



TESIS DOCTORAL

**COMPARACIONES REGIONALES EN CUANTO A
PARTICIPACIÓN LABORAL DE LAS MUJERES EN
CHILE: UNA PROPUESTA ECONOMÉTRICA**

Autora: Luz M^a Ferrada Bórquez

**Directora: Dra. Pilar Zarzosa Espina
Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales.
Universidad de Valladolid**

Junio, 2008

Agradecimientos:

Gracias a todos los que me apoyaron en este largo camino y a los que permitieron que logre esta tarea. En especial quiero manifestar mi gratitud:

A la Dra. Pilar Zarzosa Espina, por su dedicación y enseñanza. Siempre atenta y dispuesta para responder mis inquietudes. Por estar mi lado cada vez que lo necesité, por su profesionalismo y calidad humana. Con ella he aprendido muchísimo. Siento que sin su apoyo no lo hubiese logrado.

Al Dr. José Miguel Sánchez Molinero, por su gran disposición y ayuda.

A la Dra. Noelia Somarriba, por su amistad, cada vez que estuve en Valladolid su compañía fue un gran apoyo.

A todos los que formaron parte del equipo de doctorado – Red Tordesillas.

A todo el equipo de trabajo que tan atentamente me recibieron en la Facultad, en especial a todo el departamento de Estadística y Econometría, que me acogieron en el departamento como una más.

A la Universidad Austral de Chile, porque permitió que participara en este proyecto.

A los compañeros de trabajo que creyeron en mí.

Quiero dedicar este trabajo, a mis padres que siempre han estado a mi lado. Que han acompañado y apoyado, con todo.

Compartir mi alegría con Diego y Natalia y decirles que este esfuerzo, que lo han compartido casi toda sus vidas, vale la pena. Con Sandra, Cecilia, Mauricio, Juan Carlos, Raúl, Maira y Tomas, con mi familia.

Índice de materias

	Págs.
Introducción	1
 Capítulo I: Marco teórico para el análisis de la participación laboral de la mujer	
1. Introducción.....	13
2. Modelo básico de la oferta de trabajo.....	13
3. El salario de reserva y las decisiones de participación.....	16
4. Un enfoque alternativo del salario de reserva.....	18
5. Determinantes del salario de reserva de las mujeres.....	20
6. Determinantes de las tasas de participación de las mujeres.....	21
7. La participación de las mujeres en el mercado de trabajo a través del modelo de asignación del tiempo de Becker.....	22
8. Modelos econométricos de participación laboral de la mujer.....	26
8.1. Modelos de utilidad aleatoria para explicar la participación laboral	26
8.2. Modelos de elección discreta.....	30
8.3. Modelo logit.....	32
 Capítulo II: La participación laboral de la mujer desde una perspectiva empírica	
1. Introducción.....	37
2. Referencias Internacionales	38
3. El caso de España.....	41
3.1. Tendencias de largo plazo.....	42
3.1.1. Evolución de la tasa de participación femenina en España.....	43
3.1.2. Evolución de la tasa de participación femenina en la Unión Europea.....	45
3.1.3. Actividad laboral de la mujer en las Comunidades Autónomas de España	48
3.2. Determinantes de la participación laboral de las mujeres en España.....	49
4. El caso de Chile.....	66
4.1. Tendencias de largo plazo.....	67
4.1.1. Evolución de la tasa de participación femenina en Chile.....	67
4.1.2. Disparidades regionales.....	68
4.1.3. Chile en el contexto de América Latina.....	71
4.2. Determinante de la participación laboral de las mujeres en Chile.....	75
5. Conclusiones.....	98

Capítulo III: Análisis descriptivo para definir las variables explicativas

del modelo

1. Introducción.....	107
2. Análisis de la muestra.....	107
2.1. Selección de la muestra definitiva.....	108
3. Análisis de variables	111
4. Variables cruzadas.....	131
5. Conclusiones.....	138

Capítulo IV: Diferencias regionales de participación laboral femenina en Chile: Un análisis a través de modelos logísticos uniecuacionales

1. Introducción.....	141
2. Uso del factor de expansión.....	142
3. Estimación logística con información limitada.....	144
3.1. Modelo final.....	144
4. Evaluación del modelo.....	148
4.1. Bondad de ajuste y capacidad predictiva del modelo.....	150
Análisis de significación individual de las variables	
explicativas.....	158
4.2. explicativas.....	158
4.3. Análisis de significación conjunta de las variables explicativas.....	158
5. Análisis de resultados.....	160
5.1. Estimación de probabilidades de participación laboral por región.....	160
5.2. Análisis de probabilidades.....	164
5. Conclusiones.....	167

Capítulo V: Construcción y aplicación de un modelo econométrico para realizar comparaciones interregionales de participación laboral

1. Introducción.....	173
2. Diseño metodológico.....	176
2.1. Metodología SUR, Seemingly Unrelated Regressions.....	178
2.1.1. Especificación del modelo.....	178
2.1.2. Matriz del varianzas y covarianzas.....	180
2.1.3. Estimación de un modelo SUR.....	183
2.1.4. Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles en el contexto de un Modelode Ecuaciones Aparentemente no Relacionadas: Estimador de Zellner.....	185
2.2. Propuesta metodológica para solucionar los problemas del modelo planteado: Sistema de Ecuaciones Logísticas Aparentemente no Relacionadas.....	187
2.2.1. Antecedentes y planteamiento de la propuestas.....	187
2.2.2. Especificación lineal.....	190
2.2.3. Agrupamiento de los datos.....	191
2.2.4. Ecuaciones con distinto número de observaciones.....	192
2.2.5 Heteroscedasticidad en cada ecuación logit.....	193

2.2.6. Estimación SULR.....	195
2.2.7. Propiedades del estimador.....	197
2.2.8. Contraste de correlación entre perturbaciones de distintas ecuaciones	199
3. Resultados obtenidos mediante la aplicación de la metodología propuesta.....	200
3.1. Estimación M.C.O del sistema con datos agrupados.....	201
3.2. Evaluación de la estimación por MCO del sistema con datos agrupados.	203
3.2.1. Heteroscedasticidad	203
3.2.2. Autocorrelación.....	204
3.2.3. Bondad de ajuste.....	204
3.3. Estimación por MCGF del sistema con datos agrupados.....	205
3.4. Evaluación de la estimación por MCGF del sistema con datos agrupados.....	208
3.4.1 Autocorrelación.....	208
3.5 Correlación entre las perturbaciones de distintas ecuaciones.....	211
3.6. Estimación SULR.....	212
4. Análisis y discusión de resultados.....	214
4.1 Análisis de significación.....	214
4.2. Análisis de coeficientes.....	216
4.3. Análisis de probabilidades.....	217
4.4. Análisis comparativo entre Regresión Logística y Metodología SULR...	221
4.5. Contrastes de igualdad de coeficientes entre regiones.....	228
5. Conclusiones.....	233
Capítulo VI: Confirmación de supuestos a través de un modelo logístico uniecuacional con variables regionales	
1. Introducción	241
2. Metodología.....	243
3. Modelo propuesto.....	244
4. Resultados.....	246
5. Evaluación de los modelos.....	247
6. Análisis de resultados y conclusiones.....	249
Resumen de Conclusiones	243
Bibliografía.....	261
Anexos.....	273

Índice de cuadros

	Págs.
Capítulo II	
Cuadro 1:	Tasas de participación laboral de la mujer en países de la U.E... 46
Cuadro 2:	Tasas de actividad laboral de la mujer en CCAA de España..... 49
Cuadro 3:	Tasa de actividad por nivel educativo y tramo de edad, 2003..... 59
Cuadro 4:	Tasa de actividad de mujeres con educación secundaria obligatoria según CCAA de España y tramos de edad, 2003..... 59
Cuadro 5:	Tasas de actividad según estado civil. 2001..... 60
Cuadro 6:	Tasa de actividad de Mujeres entre 15 y 49 años, por número de hijos nacidos vivos..... 64
Cuadro 7:	Tasas de actividad laboral en Chile, en porcentajes. 1930 , 2002 68
Cuadro 8:	Tasa de actividad laboral y fuerza de trabajo (FT), por regiones y año,1990, 1996 y 2000, en porcentaje, y miles de mujeres..... 70
Cuadro 9:	Tasas de participación laboral de la mujer en zonas urbanas de los países de América Latina, 1990 - 2005..... 72
Cuadro 10:	Tasas de actividad laboral femenina, por rango de años de edad región y año, en porcentajes..... 78
Cuadro 11:	Tasa de actividad laboral femenina en Chile por nivel, educativo región y año, en porcentaje..... 80
Cuadro 12:	Tasa de actividad laboral femenina en Chile por años de escolaridad, región y año, en porcentaje..... 82
Cuadro 13:	Tasas de actividad laboral femenina, según condición de estado civil, región y año, en porcentajes..... 83
Cuadro 14:	Tasas de actividad laboral femenina, según condición jefatura de hogar, por región y año, en porcentajes..... 85
Cuadro 15:	Índice, otros ingresos (OY) y subsidios (S) en hogares, de no participan respecto de las que participan, por año..... 86
Cuadro 16:	Tasas de actividad laboral femenina, por tamaño del hogar, región y año en porcentajes..... 88
Cuadro 17:	Tasas de actividad laboral femenina, por niño hijos, región , año 89
Cuadro 18:	Tasa de actividad laboral femenina por, línea de pobreza, región y año..... 94
Cuadro 19:	Tasa de actividad laboral femenina por, quintil de ingreso autónomo regional del hogar, región y año, en porcentaje y relación entre quintil V y quintil 95
Cuadro 20:	Tasas de actividad laboral femenina, por zona, región y año 97
Capítulo III	
Cuadro 1:	Distribución regional y país, de la muestra ponderada y sin ponderar 110

Cuadro 2:	Media, moda, mediana y desviación típica de la edad por región	112
Cuadro 3:	Media, moda, mediana y desviación típica de la edad de las mujeres por región y país, según participación.....	113
Cuadro 4:	Población por tramo de edad, región y país.	116
Cuadro 5:	Media, mediana, moda y desviación típica de escolaridad por región y país.	117
Cuadro 6:	Participación laboral por tramo educativo, región y país.....	121
Cuadro 7:	Estado civil en frecuencia, valor, porcentaje y porcentaje acumulado.....	121
Cuadro 8:	Participación laboral por situación conyugal en tramo, región y país.....	125
Cuadro 9:	Número de niños entre 0 y 9 años de edad en el hogar, frecuencia, porcentaje y porcentaje acumulado.....	126
Cuadro 10:	Participación laboral por región y país, de mujeres con y sin niños de 0 a 9 años edad y por tramo de edad	128
Cuadro 11:	Medidas descriptivas según participación laboral.....	129
Cuadro 12:	Tasas de participación laboral según otros ingresos per cápita en el hogar por región y país.....	131
Cuadro 13:	Tasas de actividad laboral por tramo de educativo y edad, por región y país.....	132
Cuadro 14:	Participación laboral por tramo de situación conyugal y nivel educativo por región y país	133
Cuadro 15:	Participación laboral por tramo en situación conyugal y edad, por región y país.....	134
Cuadro 16:	Participación laboral por tramo en situación conyugal y niños en el hogar, por región y país	135
Cuadro 17:	Participación laboral por tramo en nivel educativo y niños en el hogar, por región y país.....	136
Cuadro 18:	Participación laboral por tramo en situación conyugal y otros ingresos en el hogar, por región y país	137
Cuadro 19:	Descripción de las variables a considerar en modelos econométricos.....	138
 Capítulo IV		
Cuadro 1	Coefficient, z-Statistic y Probabilidades asociadas por región. ..	147
Cuadro 2	Contraste R^2 Mc Fadden, Akaike, Schwarz y Número Observaciones.....	151
Cuadro 3	Evaluación de probabilidades estimadas.....	154
Cuadro 4	Evaluación de predicciones esperadas.	155
Cuadro 5	Resultados Contraste Hosmer – Lemeshow (H-L).	157
Cuadro 6	Contraste la Razón de Verosimilitud o LR statistic.....	160
Cuadro 7	Probabilidad de participar en el mercado laboral por región y variación respecto de las variables de referencia.....	163

Cuadro 8	Media y Desviación Estándar entre regiones de la probabilidad de participar en el mercado laboral y variación respecto de las variables de referencia.....	164
----------	------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------	-----

Capítulo V

Cuadro 1	Estimación MCO: Coeficientes, estadístico t y prob. por variable y Región.....	202
Cuadro 2	Prueba de White.....	203
Cuadro 3	Estimación MCGF: Coeficientes, estadístico t y prob. por variable y Región	207
Cuadro 4	Prueba de White.....	208
Cuadro 5	Pruebas Durbin y Watson y Breuseh-Godfrey.....	210
Cuadro 6	SULR con iteración: Coefficient, t-Statistic y Prob por variable y Región.....	213
Cuadro 7	Prueba de Wald por variable.....	216
Cuadro 8	Probabilidad de participación laboral femenina, por región de Chile y sensibilización, según modelo SULR con iteración	220
Cuadro 9	Prueba de Wald, igualdad de coeficiente por regiones adyacente	230
Cuadro 10	Prueba de Wald, igualdad de coeficientes entre Regiones de Tarapacá y Magallanes.....	230
Cuadro 11	Prueba de Wald, igualdad de coeficientes entre regiones variables OTROSING Y EDUCACIO.....	232

Capítulo VI

Cuadro 1	Datos regionales: IDH, PIB per cápita, índice población urbana e ingresos medios.....	246
Cuadro 2	Modelo 1, logit de participación laboral femenina	247
Cuadro 3	Modelo 2, logit de participación laboral femenina, con variables Cruzadas.....	247
Cuadro 4	Criterios del estadístico Razón de Verosimilitud.....	248
Cuadro 5	Medidas de Bondad de Ajuste.....	249
Cuadro 6	Probabilidades estimadas para la mujer de referencia.....	251

Índice de gráficos

	Págs.
Capítulo I	
Gráfico 1	Salario de reserva..... 16
Gráfico 2	Dirección del salario de reserva frente a un aumento de las rentas no laborales 17
Gráfico 3	Salario de reserva y aumento de rentas no laborales..... 18
Gráfico 4	Salario de reserva con restricción de horas de trabajo..... 19
Gráfico 5	Función de distribución acumulativa no lineal 31
Capítulo II	
Gráfico 1:	Población Económicamente Activa, por sexo. 1976 – 2004, cuarto trimestre de cada año..... 43
Gráfico 2:	Tasas de participación laboral femenina, países de la UE, 1990 y 2003..... 47
Gráfico 3.1:	Tasa de actividad por edad, en quinquenios, y sexo, 1985..... 51
Gráfico 3.2:	Tasa de actividad por edad, en quinquenios, y sexo, 2003 51
Gráfico 4:	Tasas de actividad laboral de mujeres por tramo de edad y CCAA de España. 1980, 1990 y 2000..... 52
Gráfico 5:	Tasa de actividad por nivel educativo entre 1987 y 2004..... 56
Gráfico 6:	Tasas de actividad por nivel educativo y tasa de actividad global..... 57
Gráfico 7:	Distribución porcentual de mujeres de 16 años y más por estado civil..... 61
Gráfico 8:	Número medio de hijos por mujer en España y la UE. 1974_2004..... 63
Gráfico 9:	Edad media de mujeres en España al nacimiento del primer hijo. 1975-2005 63
Gráfico 10:	Posición relativa, tasas de actividad laboral femenina por región, 1990-2000..... 72
Gráfico 11:	Posición relativa, tasas de actividad laboral femenina por país, 1990-2000..... 73
Gráfico 12:	Tasas de actividad femenina en Chile, por nivel educativo..... 80
Gráfico 13:	Tasa de actividad laboral femenina por decil de otros ingresos y año..... 87
Gráfico 14:	Porcentaje de ruralidad por región en Chile, en porcentajes..... 97
Capítulo III	
Gráfico 1	Frecuencia de la población por edad en el país..... 112
Gráfico 2.1-2.14	Porcentaje de participación por edad en el país y por región.... 114
Gráfico 3	Participación laboral por años de escolaridad en el país..... 117
Gráfico 4.1-4-14	Participación laboral por años de escolaridad en el país..... 118

Gráfico 5.1-5-14	Porcentaje de participación laboral por estado civil en el país y regiones.....	122
Gráfico 6.1-6.3	Participación laboral de la mujer en Chile, por número de niños en el hogar, entre 0 y 3, 0 y 6 y 0 y 9, años de edad	127
Gráfico 7.1-7.3	Participación laboral de las mujeres en Chile con y sin, niños en el hogar.....	127
Gráfico 8	Tasas de participación laboral por decil de otros ingresos per cápita del hogar y por condición de ingresos.....	130

Capítulo IV

Gráfico 1	Sensibilización de la Probabilidad de Participar en el Mercado Laboral de la Mujer de Referencia en Media Regional y Desv. Estándar.	166
-----------	-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------	-----

Capítulo V

Gráfico 1	Probabilidad de participar del grupo de referencia.....	222
Gráfico 2	Probabilidad de participación cuando cambia la edad al tramo 15 a 29 años	224
Gráfico 3	Probabilidad de participación cuando cambia la edad al tramo 44 a 60 años	225
Gráfico 4	Probabilidad de participación cuando el tramo educativo	226
Gráfico 5	Probabilidad de participación cuando cambia el estado Civil	226
Gráfico 6	Probabilidad de participación cuando hay niños en el hogar	227
Gráfico 7:	Probabilidad de participación cuando hay otros ingresos en el hogar.	228

Índice de apéndices

	Págs.
1. Estimación por Máxima Verosimilitud	275
2. Modelo logit con observaciones repetidas.....	279
3. Estimación MV de los Modelos Logit uniecuacionales finales.....	282
4. Modelos Logit con las variables YPERCAPI y OTROSING.....	289
5. Evaluación de predicciones de los modelos Logit finales.....	294
6. Contraste de Hosmer-Lemeshow para los modelos Logit uniecuacionales finales.....	301
7. Estimación MCO del Sistema.....	308
8. Estimación MCGF del Sistema.....	312
9. Test de White.....	316
10. Test de Breusch-Godfrey	329
11. Correlogramas.....	336
12. Matriz de correlaciones entre los residuos de la estimación por MCGF	340
13. Estimación SULR.....	341
14. Estimación SULR Iterado.....	345

Introducción

En los últimos veinte años, en el marco de una relativa estabilidad macroeconómica, la economía chilena ha experimentado un alto y sostenido crecimiento, que se ha manifestado también en un notable aumento del empleo, particularmente del empleo femenino. Recientemente, la encuesta de empleo (INE, 2007) ha revelado que, en el trimestre septiembre-noviembre de 2007, el 36,5% de la fuerza laboral era femenina, esto es, 2,5 millones de mujeres participan en el mercado laboral, con lo que se estima una tasa de actividad de un 39,4%, frente al 35,6% que se estimaba a partir del censo de 2002 y al 28% de principios de siglo (Censo 1907).

Sin embargo, el análisis de datos para países de América Latina y la Unión Europea manifiesta que las tasas de participación laboral femenina de Chile son inferiores a las de la mayoría de los países occidentales.

El aumento en la participación laboral de la mujer ha sido objeto de múltiples investigaciones, en distintos países del mundo. A partir de la literatura especializada, que se describe detalladamente en la tesis, se deduce que algunos factores relacionados con el incremento en las tasas de actividad femenina son: el avance en los niveles educativos, la disminución de la cantidad de hijos por mujer y los avances tecnológicos en bienes asociados a tareas domésticas. El avance en la investigación sobre los determinantes de la actividad laboral femenina permite contar con fundamentos teóricos, entre los que destacan la adaptación a ese campo del modelo ocio - consumo y los modelos propuestos por Becker.

La composición de la fuerza de trabajo femenina es dinámica. Hasta hace 30 años, en Chile el perfil típico de la trabajadora era una mujer joven, soltera, sin hijos y de poca educación. En la actualidad es una mujer mayor, casada, con hijos, con mayor nivel educativo, que dedica un mayor número de horas al trabajo remunerado, y posee una trayectoria laboral más larga y continuada.

Problema a investigar

La creciente incorporación de las mujeres al mercado de trabajo constituye, sin duda alguna, un gran avance y aumenta de manera importante la capacidad productiva y el desarrollo del país. Además, el hecho de que las mujeres salgan de su condición de inactividad es usualmente considerado un indicador de avance de su condición de género, en la medida que les permite iniciar un proceso de empoderamiento social y económico importante, especialmente en las economías en desarrollo, por los graves niveles de pobreza que enfrentan muchos hogares.

Sin embargo, en el territorio el desarrollo no es homogéneo, las regiones se desarrollan con dinámicas diferentes, propias, en particular en el comportamiento del mercado laboral. Efectivamente, existen diferencias importantes en la distribución territorial de las tasas de actividad laboral femenina. En Chile, se observan disparidades importantes entre Regiones¹, por ejemplo, en la Región Metropolitana, la tasa de participación femenina en el mercado de trabajo es un 6% mayor que en el resto del país (CASEN, 2006).

El análisis de las disparidades territoriales en la participación laboral femenina es un tema de especial interés, sobre todo en el proceso de globalización, que requiere que los territorios tengan una mayor competitividad, y ésta podría profundizar aún más los actuales desequilibrios entre las regiones.

Esta tesis pretende identificar, en primera instancia, los principales factores que pueden influir en la decisión de las mujeres, de las distintas regiones de Chile, de participar o no en el mercado laboral y en segunda, estimar la contribución marginal de las variables explicativas, en cada región, detectando las posibles disparidades territoriales.

Algunas de las preguntas planteadas al iniciar esta investigación son las siguientes: ¿qué variables explican la baja participación laboral de las mujeres en las regiones de Chile?, ¿cuál es la evidencia empírica internacional y, en particular, para Chile y España?, ¿qué factores explican las decisiones de participación laboral de las mujeres en cada una de las regiones de Chile?, ¿por qué ocurren diferencias regionales en

¹ La estructura geográfica administrativa divide a Chile en quince regiones, cada una de ellas en provincias y a su vez éstas en comunas

las tasas de actividad laboral de las mujeres en Chile?, ¿cuál es el modelo econométrico más adecuado para modelar?

Objetivos e hipótesis

De acuerdo a las preguntas y a la argumentación planteada inicialmente, para esta investigación se definen los siguientes objetivos:

Objetivo General: Explicar las diferencias en la participación laboral de la mujer en las distintas regiones de Chile.

Objetivos Específicos:

1. Elaborar un marco teórico y conceptual sobre la participación de la mujer.
2. Analizar la evidencia empírica sobre participación laboral de la mujer.
3. Explicar, mediante la metodología econométrica tradicionalmente utilizada, la participación laboral femenina en cada una de las regiones de Chile.
4. Desarrollar una aplicación novedosa de los métodos econométricos al caso de interés, de manera que el modelo permita explicar correctamente la participación laboral femenina en las regiones de Chile, así como las disparidades existentes, en cuanto a ese fenómeno, entre dichas regiones.
5. Analizar las diferencias regionales en la participación laboral femenina en Chile.

De acuerdo a los objetivos anteriores, se formulan dos hipótesis generales en la investigación:

- Existen diferencias significativas entre las regiones chilenas en cuanto al efecto de las variables que explican la participación laboral femenina.
- Los modelos econométricos tradicionales, con los que se evalúa la probabilidad de participación laboral femenina para cada región por separado, no son los más adecuados, para las comparaciones territoriales.

La tesis se divide en 6 capítulos que se estructuran de la siguiente forma:

El primer capítulo aborda el marco teórico. En primer lugar, se presenta un análisis de la teoría económica relevante para explicar la participación laboral femenina y en segundo lugar, se resume la metodología econométrica utilizada habitualmente para medir el fenómeno objeto de estudio.

El segundo capítulo, además de contener una revisión bibliográfica general, presenta un estudio de la evidencia empírica para España y Chile sobre participación laboral de la mujer. En el caso de España se describe la situación de la participación laboral de la mujer en España, a nivel nacional y por comunidades autónomas. La revisión de la literatura especializada indica que la participación laboral femenina ha sido estudiada en Europa desde principios del siglo XX. En la tesis, se indaga acerca del aporte de tales investigaciones, en particular en el caso español, que, como se verá, resulta muy interesante por los desafíos que actualmente enfrenta el país. Se estudian los resultados para España por variables y en varios períodos. Se revisan datos para el resto de la Unión Europea para analizar la posición de España en el contexto europeo. Tanto en la revisión bibliográfica como en el análisis descriptivo, se estudian los determinantes de la actividad laboral femenina, en España. En el caso de Chile, se estudia la participación laboral de la mujer y su relación con algunas variables, de acuerdo a investigaciones realizadas para Chile y América Latina. Se trabaja con datos de de países latinoamericanos, para ubicar la posición de Chile en la Región. Además, se analiza la evolución de las tasas de actividad femenina, para el país y por región, utilizando la base de datos de la encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional, CASEN², de los años: 1990, 1996 y 2000. El estudio descriptivo permite investigar la relación entre las tasas de actividad y cada una de las variables, que según la literatura, explican la participación.

El tercer capítulo contiene también un análisis descriptivo de la muestra. En este capítulo y en los posteriores se utiliza la base de datos de la encuesta CASEN 2000. El análisis descriptivo de este capítulo tiene el propósito de elegir las observaciones que formarán parte del estudio y definir las posibles variables explicativas de los modelos econométricos que se estimarán a partir del próximo capítulo.

² La CASEN es una encuesta a hogares que se realiza cada dos años en Chile, que tiene un muestreo en dos etapas, con representatividad regional y en sus últimas versiones también comunal.

En el cuarto capítulo se modela, estimando una ecuación por región, es decir, utilizando un método de estimación “con información limitada”. Una vez construidos los modelos, en este caso 13 modelos logit³, se realiza la evaluación de ellos, para finalmente efectuar la inferencia estadística. A partir de los resultados, se analizan las probabilidades de participación laboral de las mujeres en Chile, el impacto de las variables explicativas, para cada región y las diferencias entre ellas.

Sin embargo, en la tesis se sostiene que este método de estimar la participación laboral, aunque sea adecuado en otros casos, no lo es cuando se aplica a las regiones de un país, ya que, de hecho, se ignora que los factores económicos, sociales y culturales, que determinan la participación laboral en cada región están relacionados entre las distintas regiones. Cuando se estima una ecuación independiente para cada región, aunque se reconozca la existencia de aquellos factores, en la práctica no se incluyen de forma explícita, puesto que no varían para las mujeres de una misma región y resultan incluidos en las perturbaciones de cada ecuación. Por lo tanto, las perturbaciones de distintas ecuaciones muy posiblemente estarán correlacionadas, hecho que se ignora al estimar cada ecuación por separado y que es absolutamente decisivo en cuanto al método de estimación que debe emplearse, para obtener estadísticamente los mejores resultados.

Consecuentemente, en el Capítulo V se plantea una nueva forma de modelar el fenómeno objeto de estudio, a partir de un sistema de ecuaciones simultáneas, en el que cada ecuación corresponde a una región. Se trata de una propuesta de estimación “con información completa”. Como se explica detalladamente en la sección, se trata de un Sistema de Ecuaciones Aparentemente no Relacionadas (Seemingly Unrelated Regressions), y, a la vez, un conjunto de ecuaciones logísticas. De esta forma, se concibe un único modelo econométrico multiecuacional para el conjunto de regiones. Dado que, en cada región, la relación entre la participación laboral de la mujer y las variables explicativas no resultaría convenientemente modelada a través de una función lineal, sino que se comporta como un “modelo de variable dependiente cualitativa”, el objetivo planteado en este capítulo supone un reto importante, ya que, en principio, no es viable estimar conjuntamente un sistema de trece ecuaciones logísticas por Máxima Verosimilitud, que es el método habitualmente empleado en los modelos de variable

³ Cuando la tesis se encontraba en un avanzado estado de desarrollo, Chile modificó el número de regiones, de forma que en la actualidad, el país se divide administrativamente en 15 regiones.

dependiente cualitativa. El procedimiento propuesto en la tesis, al que se ha denominado “Estimación de un Sistema de Ecuaciones logísticas Aparentemente no Relacionadas” (Seemingly Unrelated Logit Regressions: SULR), combina los procedimientos logit y Sur, de tal manera que se obtengan estimadores con buenas propiedades, a partir de los cuales la inferencia estadística esté adecuadamente justificada. A lo largo del capítulo, además de exponer y aplicar el desarrollo del método propuesto, se afrontan diversas particularidades, como la existencia de distinto número de observaciones para las diversas regiones. En la aplicación práctica, una vez estimado y evaluado el modelo final, se estiman las probabilidades de participación laboral femenina en cada región y se realizan las comparaciones regionales. Además, se comparan los resultados con los obtenidos en el capítulo anterior. Finalmente, se compara el impacto de cada variable explicativa sobre la participación, entre las diversas regiones de Chile, constituyendo este objetivo la aportación más relevante del procedimiento econométrico desarrollado.

Para concluir, en el capítulo VI se realiza una estimación a través de una única ecuación para todo el país, incluyendo entre las variables explicativas, aquellas que recogen los aspectos regionales, que no se incluyeron explícitamente en las ecuaciones estimadas en el capítulo IV. Al estimar una única ecuación para todas las mujeres de Chile, los factores regionales ya no son constantes, por lo que se pueden incluir de forma explícita. El propósito de este capítulo no es plantear un modelo cerrado, sino dejar abierto un camino para confirmar, a través de otro enfoque, los supuestos del capítulo V. Es decir, en consonancia con el planteamiento desarrollado en aquel capítulo, se espera que, al utilizar este otro enfoque, se concluya que los factores regionales son significativos en la explicación de la variable endógena.

Se han seleccionado nuevas variables explicativas que, sin duda, influyen en el salario esperado o en el de reserva, y que se relacionan con las características propias de cada región, y su situación respecto al resto. Se asume que las diferencias en participación laboral de mujeres con iguales características, que viven en distintas regiones, se deben al comportamiento de esas otras variables, que afectan a la movilidad laboral. Ahora bien, se ha dejado para futuras investigaciones el análisis de la muy posible endogeneidad de esas variables, ya que, como se ha dicho, en este capítulo sólo se pretende dejar abierto un camino que confirme la utilidad de la aportación del capítulo V. Asumiendo la hipótesis de exogeneidad de las variables explicativas, se confirma que los factores regionales son significativos.

En resumen, en los primeros capítulos, se ha presentado el marco teórico para el análisis de la participación laboral de la mujer y la revisión de la literatura relevante junto al análisis descriptivo de los datos para Chile y España. En los capítulos III, IV, V, y VI se realizan las etapas necesarias para alcanzar los objetivos propuestos, aplicando tres tipos de modelos econométricos. El modelo construido y aplicado en el capítulo V constituye, posiblemente, la aportación más importante de esta tesis.

Aunque existen numerosos estudios de participación laboral femenina en Chile, queda mucho por hacer en el campo regional. Con esta investigación, se pretende aportar una pequeña contribución a ese estudio.

Para terminar esta introducción, es conveniente realizar dos aclaraciones sobre los datos utilizados.

En primer lugar, ya se ha dicho que el análisis práctico de la parte principal de la tesis se realiza con la base de datos de la encuesta CASEN del año 2000. Esta encuesta tiene por objetivo evaluar la focalización de políticas públicas, está a cargo de una entidad estatal, el Ministerio de Planificación Nacional, MIDEPLAN, posee representación regional, y se ha realizado en Chile en algunos años concretos, desde 1985. Aunque en el momento de terminar esta investigación se dispone de una información más reciente, al comenzar la parte práctica, que se ha ido realizando de forma constructiva (construyendo cada etapa a partir de la anterior), los datos disponibles más actuales eran los correspondientes al año 2000, publicados en los años siguientes. En una futura investigación, se llevará a cabo la actualización de los datos.

En segundo lugar, este trabajo se realizó considerando 13 regiones, las existentes hasta finales del año 2007, cuando Chile se dividió administrativamente en 15 regiones, por la división de las regiones de Tarapacá y de Los Lagos. Obviamente, la información oficial aún no está completamente ajustada a las 15 regiones. Pero en el futuro, será necesario actualizar esta investigación, aplicándola a las 15 regiones actuales.

Capítulo I.

Marco teórico para el análisis de la participación laboral de la mujer

1. Introducción

Los objetivos propuestos en esta investigación requieren de una base teórica que permita abordar las hipótesis planteadas inicialmente y que se probarán en los capítulos siguientes.

En este capítulo se desarrollan dos aspectos, por un lado los modelos económicos y sus argumentos fundamentales para explicar el comportamiento de la participación laboral femenina, y por otro, los modelos econométricos que se utilizan para estimarla.

En relación a los modelos económicos, se exponen dos de ellos; ambos se basan en la idea de que la mujer, individualmente considerada, es el sujeto de las decisiones relacionadas con la oferta de trabajo. De este modo, se desarrollará el modelo básico ocio – consumo y los determinantes de la participación laboral a partir de éste. Además, se exponen los aspectos fundamentales del modelo de Gary Becker (1965), que incorpora al análisis de la oferta laboral el tiempo dedicado a actividades domésticas.

En cuanto a los modelos econométricos, se estudian los principales elementos de los “modelos de elección discreta”, para llegar a los “modelos logísticos”, que serán utilizados posteriormente en esta tesis, para estimar la participación laboral de las mujeres en las distintas regiones de Chile.

2. Modelo básico de la oferta de trabajo

La situación que aquí se analiza corresponde a la de una persona que debe decidir cómo distribuir su tiempo para maximizar su utilidad. Se considera que el tiempo es una cantidad fija que se divide entre mercado de trabajo y ocio.

“Las actividades de ocio son todas aquellas por las cuales las personas no obtienen remuneración” (McConnell et al, 2003: 16 p.). Por otra parte, el tiempo dedicado al trabajo da lugar a remuneraciones con las cuales se pueden adquirir bienes de consumo que generan utilidad.

Además de las remuneraciones obtenidas por el trabajo (salarios), los individuos pueden tener percibir ingresos no laborales, es decir, ingresos independientes de la cantidad de horas trabajadas, como, por ejemplo, ingresos por concepto de arriendo, transferencias, dividendos, premios de lotería, etc. El presupuesto de cada individuo está definido por tanto ambos tipos de ingresos.

Existe un problema de elección entre ocio y consumo en la medida en que para consumir más el sujeto tiene que trabajar más y por tanto tiene que renunciar a una cierta cantidad de ocio. El problema se puede plantear como sigue:

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

donde C representa el consumo de bienes, L el consumo de ocio, W es el salario por unidad de tiempo y h el tiempo dedicado al trabajo. $U(C, L)$ es, evidentemente, la función de utilidad, que se supone que tiene la forma habitual (es decir, una familia de curvas de indiferencia convexas), $C=Wh+V$ es la restricción presupuestaria (se supone para mayor simplicidad que el precio de los bienes de consumo es igual a uno) y $L+h=1$ es la restricción relacionada con el tiempo (el individuo dispone de una unidad de tiempo que se divide en dos fracciones, una dedicada al trabajo, h , y otra dedicada al ocio, L).

Para resolver este problema basta con sustituir las dos restricciones en la función objetivo, con lo que el problema queda formulado así:

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

donde la única variable de control es h . La condición de primer orden en este problema de maximización es:

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

de donde se deduce que en el óptimo se tiene que cumplir la relación siguiente:

$$\frac{UMg_L}{UMg_C} = W$$

lo cual quiere decir que la relación marginal de sustitución entre consumo y ocio es igual al salario de mercado.

De la expresión anterior se puede extraer una función del tipo $h=\varphi(W, V)$ que sería la función de oferta de trabajo. La derivada de h con respecto a W puede ser positiva o negativa y el que tenga un signo u otro dependerá de la intensidad de los efectos renta y sustitución. El primero será negativo y el segundo positivo (siempre que supongamos que el ocio es un bien normal). Si predomina el efecto renta se tendrá una función de oferta con pendiente negativa y si predomina el efecto sustitución una función de oferta con pendiente positiva⁴.

Agregando las funciones de oferta de trabajo de todos los individuos (naturalmente siempre que supongamos que se trata de trabajadores homogéneos) se obtiene la función de oferta de trabajo agregada, $H=\Phi(W, V_1, V_2, \dots, V_n)$, donde H es la oferta total de tiempo de trabajo, W es el salario (común para todos los trabajadores, ya que estamos suponiendo trabajadores homogéneos), y V_1, V_2, \dots, V_n representan las rentas no laborales de los distintos individuos.

La relación entre H y W recoge, por un lado, los efectos renta y sustitución de los distintos trabajadores, pero, por otro lado, también refleja las decisiones de participación. Dicho de otra manera, cuando W varía, esto da lugar a un efecto renta y a un efecto sustitución en las funciones individuales de oferta de trabajo y todos estos efectos se ven reflejados en la función agregada; pero la variación de W también hace que alguna gente entre o salga del mercado de trabajo (cuando W aumenta hay gente que entra y cuando W disminuye hay gente que sale). Estas variaciones en la participación también quedan reflejadas en la derivada de H con respecto a W . Por tanto, aunque las funciones individuales de oferta de trabajo tuviesen pendiente negativa (efecto renta superior al efecto sustitución), la función agregada podría tener pendiente positiva ya que un salario más alto normalmente hace que haya más gente dispuesta a participar.

Por otra parte, la relación entre H y V_1, V_2, \dots, V_n es claramente negativa ya que aquí lo que tenemos es un efecto renta “puro”: cualquier cosa que haga que aumenten las

⁴ Para una explicación detallada de estos dos efectos véase, McConnell et al (2003:15-49 p.); Borjas G. (1996:5-53 p.).

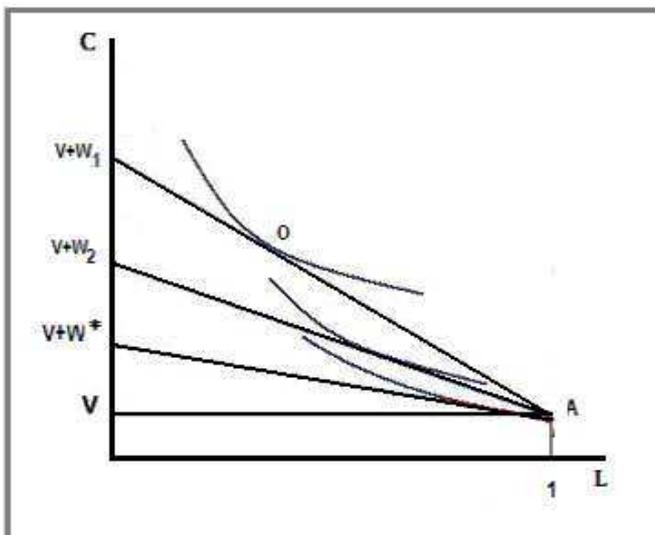
rentas no laborales hará que la gente quiera consumir más ocio, con lo cual se reducirá la oferta de trabajo agregada

3. El salario de reserva y las decisiones de participación

En la función de oferta de trabajo están reflejadas, como ya se ha visto, tanto las decisiones de oferta (trabajar más o menos horas) como las decisiones de participación (trabajar o no trabajar). A continuación se analizan con algo más de detalle las decisiones de participación.

Para ello lo primero que hay que hacer es aclarar el concepto de salario de reserva. Dicho salario se puede definir como el salario para el cual la oferta (individual) de trabajo queda reducida a cero. El gráfico 1 representa esta situación. En la abcisa se mide el ocio, L , y en el eje de ordenadas el consumo, C . Dado un determinado valor para las rentas no laborales, V , el punto A indica la situación del sujeto si éste decidiera dedicar todo su tiempo al ocio. Si el salario inicial es W_1 , la restricción presupuestaria inicial está dada por la línea que une el punto A con el punto $V+W_1$ en el eje de ordenadas. La tangencia con la curva de utilidad máxima se da en el punto O y esto determina la oferta de trabajo para ese salario. Si el salario desciende por debajo de W_1 , la solución de tangencia se va desplazando hacia curvas de indiferencia cada vez más bajas. A partir de un cierto punto, la oferta de trabajo se hace cada vez menor, hasta que eventualmente queda reducida a cero. Esto sucede cuando la solución de tangencia se sitúa en el punto A , lo cual ocurre cuando el salario es igual a W^* . Éste es el salario de reserva.

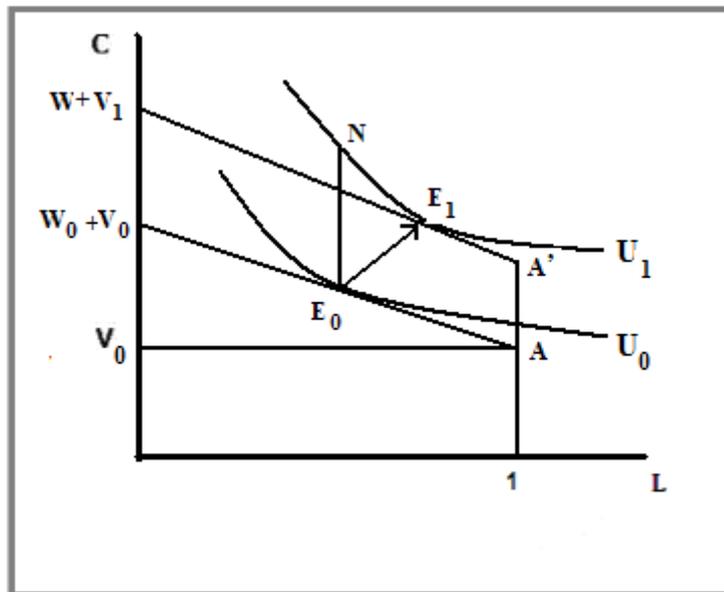
Gráfico 1: Salario de reserva



En definitiva, de acuerdo con este modelo se puede decir que el salario de reserva de un individuo depende de (a) sus preferencias en relación con el ocio y el consumo; y (b) sus rentas no laborales. A continuación se ve que, siempre que el ocio sea un bien normal, las variaciones de las rentas no laborales hacen que el salario de reserva varíe en la misma dirección.

El gráfico siguiente permite comprobar esto:

Gráfico 2: Dirección del salario de reserva frente a un aumento de las rentas no laborales

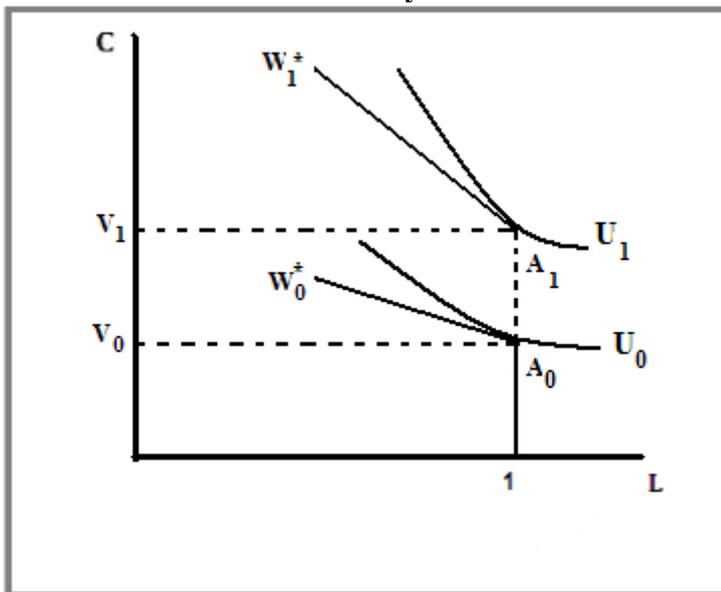


Se supone que las rentas no laborales ascienden a V_1 y que el salario inicial es W_0 . La combinación óptima de consumo y ocio en estas condiciones viene dada por el punto E_0 y el nivel de utilidad es U_0 . Se supone que las rentas no laborales aumentan hasta el nivel V_1 . La restricción presupuestaria se desplaza paralelamente hacia arriba y la nueva combinación elegida pasa a ser E_1 con un nivel de utilidad $U_1 > U_0$. Dado que se ha supuesto que el ocio es un bien normal, el punto E_1 estará situado a la derecha de E_0 (ya L tiene que aumentar⁵). Se sabe también que al pasar de E_0 a E_1 la pendiente de la curva de indiferencia se mantiene constante. Por tanto, si ahora se desplaza a lo largo de U_1 y hacia la izquierda de E_1 , la pendiente de la curva de indiferencia tiene que aumentar (en

⁵ La posición de E_1 en el gráfico indica que C también es un bien normal. Si C fuese un bien inferior, E_1 estaría situado al sureste E_0 , aunque lógicamente tendría que pertenecer a una curva de indiferencia de nivel superior a U_0 . Esto no alteraría el resto del análisis.

valor absoluto), ya que se trata de una curva convexa. Por consiguiente, la pendiente de U_1 en el punto N tendrá que ser mayor (en valor absoluto) que la pendiente de esa misma curva en E_1 . Ahora bien, E_0 y E_1 (es decir las curvas de indiferencia que pasan por estos puntos) tienen la misma pendiente. Por tanto la pendiente de N tiene que ser mayor (en valor absoluto) que la pendiente de E_0 . Se puede concluir por tanto que si se desplaza hacia arriba, siguiendo una línea vertical, a partir de un punto tal como E_0 , las pendientes de las sucesivas curvas de indiferencia que se van encontrando son cada vez mayores (en valor absoluto). Este argumento es válido para cualquier punto de coordenadas positivas, siempre que el ocio sea un bien normal. Por tanto, si se parte de una situación inicial tal como la que indica el punto A_0 en el gráfico 3 y pasamos a un punto tal como A_1 , la pendiente de la curva de indiferencia que pasa por A_1 habrá aumentado (en valor absoluto). Esto quiere decir que un aumento de las rentas no laborales de V_0 a V_1 hace que el salario de reserva aumente (pasa de W_0^* a W_1^*).

Gráfico 3: Salario de reserva y aumento de rentas no laborales



4. Un enfoque alternativo del salario de reserva

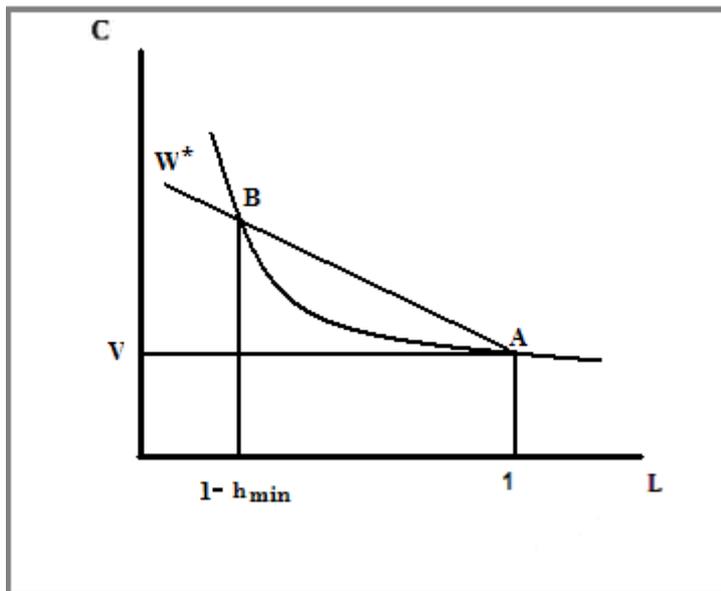
El salario de reserva también se puede definir como aquel salario que deja al sujeto indiferente entre trabajar y no trabajar. Para justificar esta definición se tiene que

introducir una pequeña modificación en el problema de elección entre ocio y consumo. El problema ahora se formula de la manera siguiente:

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

Se ha introducido una restricción en el problema que dice que el sujeto no puede elegir un número de horas de trabajo inferior a un cierto mínimo, h_{\min} . De aquí se sigue que el salario de reserva es aquel que deja al sujeto indiferente entre trabajar un tiempo igual a h_{\min} o no trabajar. Esta situación se ilustra en el gráfico 4. Con un salario igual a W^* el sujeto está indiferente entre trabajar el tiempo mínimo requerido (punto B) o no trabajar (punto A).

Gráfico 4: Salario de reserva con restricción de horas de trabajo



Aquí también se tiene que cumplir que un aumento (disminución) de las rentas no laborales lleva consigo un aumento (disminución) del salario de reserva, siempre que el ocio sea un bien normal. La razón de esto se puede expresar como sigue: si V aumenta, la demanda de ocio tiene que aumentar, ya que el ocio es un bien normal. Por tanto, si el sujeto se encuentra inicialmente indiferente entre trabajar y no trabajar y aumentan las rentas no laborales, el sujeto dejará de estar indiferente: ahora preferirá tener más ocio y dejará de trabajar. Por tanto, para inducirle a trabajar (para que encuentre la opción de

trabajar por lo menos tan atractiva como la de no trabajar) habrá que darle un salario mayor; es decir, tendrá que aumentar el salario de reserva. Por otra parte, si el sujeto se encuentra inicialmente indiferente entre trabajar y no trabajar y se produce una disminución de V , su demanda de ocio se reduce, lo cual quiere decir que ahora prefiere trabajar a no trabajar. Por tanto, para que disminuya su preferencia por el trabajo, de modo que las dos opciones de nuevo le resulten igualmente atractivas, el salario tendrá que disminuir.

5. Determinantes del salario de reserva de las mujeres

El interés en esta tesis se centra en las decisiones de participación de las mujeres. Por tanto, para saber si una mujer participa o no participa en el mercado de trabajo se tiene que conocer su salario de reserva a fin de compararlo con el salario de mercado. El problema está en que los salarios de reserva no son observables. Por eso la literatura especializada⁶ suele aproximar los salarios de reserva femeninos a través de tres variables principales: (1) el salario del marido; (2) el número de hijos; y (3) el estado civil. A continuación se analiza brevemente cómo se pueden relacionar estas tres variables con el salario de reserva de la mujer.

El salario del marido: Para una mujer casada el incremento del salario del esposo se puede considerar como un aumento de las rentas no laborales de la mujer. Lo contrario ocurriría si se redujera el salario del esposo. Por lo tanto, cuanto mayor sea el salario del esposo, mayor es V y mayor el salario de reserva de la mujer; es decir la mujer va a exigir un mayor salario de mercado para participar en el mercado laboral.

El análisis sería similar si en el hubiera varias personas activas. En América Latina, por ejemplo, son muy frecuentes las familias extendidas, en las cuales suele haber varios sujetos que trabajan. Todo esto puede influir también en el salario de reserva de la mujer.

Hijos: Si se supone que las tareas domésticas son totalmente incompatibles con el trabajo, esto es, no hay posibilidad de simultanear las tareas domésticas con el trabajo

⁶ En el siguiente capítulo se realiza una revisión extensa sobre el tema.

fuera de casa, las mujeres que quieren trabajar fuera de casa tienen que asumir un costo extra, por ejemplo, al contratar a una asesora de hogar o pagar un jardín infantil. En este contexto el costo se puede expresar como “ k ”, siendo éste una fracción de los ingresos salariales de la mujer. El salario de reserva neto (dado por la pendiente de la curva de indiferencia en el punto de coordenadas $(V, 1)$) sería $W_{Neto}^* = W^* - k$. Por tanto, un aumento de k exigiría un aumento de W^* a fin de mantener el mismo salario de reserva neto, es decir, las mismas condiciones para la participación. En definitiva, el salario de reserva (o salario de reserva “bruto”, W^*) será tanto mayor, cuanto mayor sea k . Por lo mismo es lógico pensar que si k aumenta a medida que aumenta el número de hijos, las mujeres con más hijos tienen un salario de reserva más alto.

También se puede afirmar que k es tanto menor cuanto mayor es la edad de los hijos. Por eso sería de esperar que a medida que los hijos crecieran el salario de reserva de la mujer disminuyera.

Estado civil: Siguiendo la lógica del punto anterior, se establece que el costo k de las mujeres casadas es mayor que el de las solteras. Aquí se supone que la mujer casada posee obligaciones adicionales, asociadas a tareas hogareñas, en comparación con la de soltera. Por tanto, los salarios de reserva de las casadas son mayores.

6. Determinantes de las tasas de participación de las mujeres

Ya se conocen los determinantes de la participación femenina a escala individual. A continuación se analizarán los determinantes de la participación femenina en términos agregados (es decir, los determinantes del porcentaje de mujeres que están dispuestas a trabajar en un momento dado). Evidentemente, si se conoce el salario de mercado y los salarios de reserva de todas las mujeres que componen una población determinada (de características homogéneas) se puede conocer cuántas mujeres van a participar y cuántas no.

Si se considera que el salario de reserva es una variable no observable, que varía de unas personas a otras, es muy probable que cada mujer tenga un salario de reserva

distinto. Si todas las mujeres se ordenan en forma ascendente de acuerdo con sus correspondientes salarios de reserva y se comparan estos salarios con el salario de mercado se puede afirmar que todas aquellas mujeres que tengan un salario de reserva superior al de mercado participarán y el resto no participará.

En este contexto, si el salario de mercado aumenta, va a haber más mujeres con salario de reserva inferior al de mercado, lo cual quiere decir que más mujeres están dispuestas a trabajar, es decir, la tasa de participación se incrementa. Si el salario de mercado disminuye, menos mujeres están dispuestas a trabajar y la tasa de participación disminuye.

Por otra parte, si 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).

7. La participación de las mujeres en el mercado de trabajo a través del modelo de asignación del tiempo de Becker

El modelo de elección ocio-consumo tiene algunas dificultades importantes desde el punto de vista teórico. La más significativa quizás sea que no permite distinguir con claridad entre el tiempo dedicado al trabajo doméstico y el tiempo dedicado a actividades de mercado. En el análisis anterior se ha supuesto que las actividades domésticas (criar a los hijos, cuidar de la casa) son “obligaciones” cuyo cumplimiento resulta incompatible con cualquier tipo de empleo remunerado y que, además, no generan utilidad. Para poder participar en el mercado de trabajo, la persona tiene que “liberarse” de esas obligaciones y eso implica asumir un costo de cierta cuantía. Todo esto resulta ciertamente algo forzado. El modelo de Becker (1965) intenta resolver estas dificultades adoptando un enfoque más realista, aunque el tratamiento resulta algo más complejo.

Dicho modelo parte de una función de utilidad del tipo $U(Z_1, \dots, Z_m)$, donde Z_1, \dots, Z_m indican una serie de “consumos” o “actividades”, cada una de las cuales se puede considerar como un proceso de producción de una clase especial de servicios. Se supone que estos procesos absorben recursos (bienes intermedios) y también requieren tiempo. Una actividad puede ser, por ejemplo, el alimentarse ya sea en casa o en un restaurante. El ir al cine o al fútbol serían actividades relacionadas con el ocio. En general, diremos que cada Z_j ($j=1, \dots, m$) depende de dos factores: bienes intermedios, X_j y tiempo, T_j . Para simplificar la exposición supondremos que estas “funciones de producción doméstica” son funciones de coeficientes fijos, es decir, que $X_j = b_j Z_j$ y $T_j = t_j Z_j$.

El tiempo destinado al trabajo, h , será la diferencia entre la cantidad total de tiempo de que dispone el individuo, que podemos suponer es igual a 1, y el tiempo total dedicado a las distintas actividades de consumo, $\sum_j T_j$. Es decir, $h = 1 - \sum_j T_j$. Por otra parte, los gastos totales del individuo serán sus gastos en bienes intermedios, es decir, $\sum_j p_j x_j = \sum_j p_j b_j Z_j$, donde p_j representa el precio del bien x_j . Todo esto permite escribir la restricción presupuestaria del sujeto como $\sum_j p_j b_j Z_j = Wh + V$, donde Wh son los ingresos derivados del trabajo y V las rentas no laborales. Alternativamente, la restricción presupuestaria se puede escribir así:

$$\sum_j p_j b_j Z_j = W \left(1 - \sum_j T_j \right) + V$$

o bien

$$\sum_j (p_j b_j + W t_j) Z_j = W + V$$

La expresión de la derecha, $W+V$, representa la “renta máxima potencial”, es decir, lo máximo que podría ganar el sujeto si dedicara todo su tiempo a trabajar en el mercado y nada a las actividades de consumo. La expresión de la izquierda,

$\sum_j (p_j b_j + W t_j) Z_j$, representa el costo total de las distintas actividades, incluyendo tanto el costo directo (costo monetario de bienes intermedios) más el costo indirecto (ingresos a los que uno renuncia cuando destina su tiempo a las actividades de consumo en lugar de trabajar en alguna actividad remunerada). Así pues, para la actividad j , el “precio completo” por unidad de actividad, $p_j b_j + W t_j$, tendría un componente directo, $p_j b_j$, y un componente indirecto, $W t_j$. Este último sería el costo oportunidad del tiempo.

La maximización de la función de utilidad $U(Z_1, \dots, Z_m)$ sujeta a la restricción presupuestaria $\sum_j (p_j b_j + W t_j) Z_j = W + V$ permite obtener los valores óptimos de Z_1, \dots, Z_m . Sustituyendo estos valores en la expresión $h = 1 - \sum_j T_j$, se obtiene la oferta de trabajo del individuo, h . Se obtiene por tanto una función de oferta del tipo:

$$h = \varphi(W, V, p_1, \dots, p_m, b_1, \dots, b_m, t_1, \dots, t_m)$$

Una vez conocida esta función, se pueden calcular los efectos de las variaciones del salario, las rentas no laborales y los demás parámetros sobre la oferta individual de trabajo.

Las variaciones de las rentas no laborales generan un efecto renta negativo, en el sentido de que un aumento (disminución) de dichas rentas hace al individuo más rico (más pobre) y eso le lleva a incrementar (disminuir) los niveles de todas las actividades (suponiendo que todas las Z_j tienen la consideración de bienes normales), lo cual implica un aumento (disminución) del tiempo de consumo y por consiguiente una reducción (aumento) de la oferta de trabajo. Por otra parte, las variaciones del salario también tienen un efecto renta (el aumento de W hace al individuo más rico y la disminución de W lo hace más pobre) de signo negativo, pero junto a este efecto renta habría una serie de efectos de sustitución entre las distintas actividades de consumo. Para entender el sentido de estos efectos sustitución hay que pensar que una variación de W afecta al “precio completo” de cada actividad. Así pues, cuando W varía, la estructura de precios de las distintas actividades resulta alterada. Por tanto, es de esperar que se produzcan efectos sustitución de unas actividades por otras. El efecto total de una variación del salario será pues la suma de todos estos efectos sustitución más el efecto renta. Las variaciones en los

precios de los bienes intermedios también dan lugar a efectos sustitución entre unas actividades y otras, además del consabido efecto renta (que es intenso en la medida que sea mayor la proporción de los ingresos totales del sujeto que absorbe cada uno de esos bienes).

Este modelo también permite calcular el salario de reserva, W^* , que es aquel salario para el cual la oferta de trabajo se hace igual a cero. Haciendo $h = 0$ en la función anterior se tiene:

$$\varphi(W^*, V, p_1, \dots, p_m, b_1, \dots, b_m, t_1, \dots, t_m) = 0$$

expresión que permite despejar W^* en función de las rentas no laborales, los precios de los bienes intermedios y todos los demás parámetros. Es decir, se obtiene una función del tipo:

$$W^* = g(V, p_1, \dots, p_m, b_1, \dots, b_m, t_1, \dots, t_m)$$

Ahora también se puede demostrar que existe una relación positiva entre las rentas no laborales y el salario de reserva (siempre que todas las actividades se comporten como bienes normales). Por tanto, si se aplicase este modelo a las decisiones de participación de las mujeres se puede seguir manteniendo que un aumento de las rentas de los maridos tiende a elevar los salarios de reserva de las mujeres casadas y reduce la tasa de participación de las mismas. En definitiva, en este aspecto el modelo lleva al mismo resultado que el modelo de elección ocio-consumo.

Este modelo también permite justificar la influencia del estado civil, el salario del marido y el número de hijos sobre el salario de reserva. Se puede decir que las actividades relacionadas con el trabajo doméstico (hacer la comida, limpiar la casa, cuidar de los niños) generan más utilidad para las casadas que para las solteras, pero también requieren más tiempo (las funciones de producción correspondientes son entonces distintas). Por tanto, para inducir a trabajar a las casadas el salario debe ser más alto. Lo mismo se puede decir con respecto a las mujeres que tienen a su cargo un número relativamente grande de hijos. En cuanto a la influencia del salario del marido, está bastante claro que el salario

del marido se puede considerar como un componente de las rentas no laborales; por, tanto cuanto mayor sea el salario del marido mayor será el salario de reserva⁷.

8. Modelos econométricos de participación laboral de la mujer

Los modelos econométricos que se utilizan para estimar la participación en el mercado laboral se enmarcan dentro de los denominados “modelos de elección discreta”, también conocidos por otros nombres, entre ellos modelos “de variable dependiente cualitativa o de respuesta cualitativa”. Para un estudio en profundidad de dichos modelos econométricos, se pueden ver Maddala (1983), Amemiya (1985: p. 267-359), Wooldridge (2002: p. 451-516), Cabrer, Sancho y Serrano (2001) y Davidson y Mckinnon (1993: p. 511-546).

Dentro de los modelos de respuesta cualitativa, para explicar la participación laboral se utilizan los de respuesta “binaria”, o de elección binaria o “dicotómica”, ya que la decisión que se plantea en este caso tiene dos posibles respuestas: participar y no participar. Existen varias formas alternativas de introducir los modelos de respuesta binaria, dependiendo del fundamento económico de interés. En el resumen que se presenta a continuación, se utiliza el enfoque más apropiado para la aplicación económica que se realiza en esta investigación: el enfoque del modelo de utilidad aleatoria, introducido por McFadden (1974).

8.1. Modelos de utilidad aleatoria para explicar la participación laboral femenina

Como se ha explicado en las páginas anteriores, la decisión de participar o no participar en el mercado laboral finalmente se toma en función del signo de la diferencia

⁷ Los dos modelos considerados en este capítulo se basan en la idea de que la mujer, individualmente considerada, es el sujeto de las decisiones relacionadas con la oferta de trabajo. 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. De todos modos, no parece que ninguno de ellos mejore de una manera sustancial la justificación teórica de las hipótesis básicas acerca de la participación laboral femenina que esta tesis intenta verificar.

entre el salario de mercado y el salario de reserva. Si el salario de mercado es mayor que el de reserva, el sujeto, en este caso la mujer, decide participar, porque la utilidad que le proporciona participar supera a la que le proporciona no participar.

Siguiendo a Arcarons y Calonge (2008) y a Greene (1999), en los modelos de utilidad, la utilidad 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 múltiples⁸. De manera que el modelo general se podría formular de la siguiente forma:

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

donde:

- ✓ 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_j 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

⁸ Algunos autores, como Greene (1999: p. 784 y sig.) y Arcarons y Calonge (2008 p. 218 y sig.) distinguen entre los términos multinomial y condicional, de manera que el modelo *logit multinomial* incluye características de los individuos, mientras que el *logit condicional* incluye características de las alternativas. El modelo *mixto* incluye ambos tipos de variables explicativas. En los tres casos, el número de alternativas puede ser mayor que dos.

laboral, y que sólo existe un conjunto de variables explicativas, el modelo anterior se podría especificar de la siguiente 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 por la mujer, se tiene que:

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

Y, según el modelo especificado anteriormente, la probabilidad de que la mujer i -ésima elija participar en el mercado laboral está dada por⁹:

$$\begin{aligned} \text{Prob}(y_i = 1) &= \text{Prob}(U_{i1} > U_{i0}) = \text{Prob}(\mu_{i0} - \mu_{i1} < \bar{U}_{i1} - \bar{U}_{i0}) = \\ &= \text{prob}[\mu_{i0} - \mu_{i1} < x_i(\beta_0 - \beta_1)] = F(x_i \beta) \end{aligned}$$

Donde F es una función de distribución y dependiendo de su forma funcional se obtiene un modelo econométrico de variable dependiente cualitativa concreto. Para abordar el tipo de problema económico planteado en esta tesis, es frecuente utilizar el modelo “logit”, pero teóricamente se podría utilizar cualquier otra especificación. No obstante, en esta investigación hay razones adicionales para elegir la distribución logística. Esas razones, que se verán más adelante, están ligadas al objetivo planteado referente a las comparaciones interregionales de participación laboral femenina en Chile.

De forma análoga al planteamiento que se acaba de hacer, se podría centrar el análisis en la relación entre el salario de mercado y el salario de reserva. Como se ha dicho, la mujer participa en el mercado laboral si la utilidad que le proporciona participar

⁹ 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

supera a la que obtiene no participando; es decir, participa si el salario de mercado es mayor que el de reserva. Ahora bien, estos dos tipos de salario no son observables directamente, sino que se consideran variables latentes, que es necesario aproximar a partir de características personales de la mujer. En el caso del salario de mercado, es observable sólo en las mujeres que se encuentran trabajando, de modo que en este caso se utiliza la variable *proxy* salario esperado (W^e) que, a su vez, se aproxima a través de características de la mujer, como su nivel educativo y experiencia laboral. Cuando no es posible obtener datos de experiencia laboral, éstos se sustituyen por variables referentes a la edad. El salario de reserva (W^*) se establece a partir de otras características asociadas a la mujer que determinan su opción frente a la participación. Son características como el estado civil, la existencia o no de niños a su cargo, así como de otros ingresos en el hogar, etc. La situación en cuanto a estas últimas características es valorada por las mujeres, a efectos de decidir si les compensa o no trabajar fuera del hogar.

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

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

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

Como se puede ver, el planteamiento es totalmente análogo al realizado a partir de la utilidad. En el caso del salario, la diferencia entre el de mercado y el de reserva ($W^e - W^*$) determina la decisión de las mujeres de participar en el mercado del trabajo:

$$\begin{aligned} \text{Prob}\left(W_i^e - W_i^*\right) > 0 &\rightarrow \text{participa} \\ \text{Prob}\left(W_i^e - W_i^*\right) < 0 &\rightarrow \text{no participa} \end{aligned}$$

Obviamente, la expresión es análoga a la obtenida en el caso anterior. Ahora se obtiene:

$$\begin{aligned} \text{Prob}(y_i = 1) &= \text{Prob}(W_i^e > W_i^*) = \text{Prob}(\mu_{i*} - \mu_{ie} < \overline{W}_i^e - \overline{W}_i^*) = \\ &= \text{prob}[\mu_{i*} - \mu_{ie} < x_i(\beta_* - \beta_e)] = F(x_i \beta) \end{aligned}$$

donde, igual que antes, la elección de la forma funcional de F determina el tipo de modelo econométrico de elección discreta.

8.2. Modelos de elección discreta

Como se ha indicado, la probabilidad de participar en el mercado laboral se puede expresar como: $Prob(y=1) = F(x_i, \beta)$ y, por lo tanto, la probabilidad de no participar es:

$$Prob(y=0) = [1 - F(x_i, \beta)]$$

La estimación de esas probabilidades dependerá de la forma de la función de distribución que se asuma. Los modelos más utilizados en la literatura son el Modelo Lineal de Probabilidad (MLP), que utiliza una forma lineal, el Probit, que utiliza la función de distribución de una variable normal y el Logit, que utiliza una distribución logística.

Llamando p_i a la probabilidad de participar en el mercado laboral, el uso de MLP supone que p_i varía linealmente con x_i . Si consideramos k variables explicativas, se tiene:

$$y_i = p_i + \mu_i = x_i\beta + \mu_i = \beta_0 + \beta_1x_{1i} + \beta_2x_{2i} \dots + \beta_kx_{ki} + \mu_i$$

$$p_i = E(y_i|x_i) = x_i\beta = \beta_0 + \beta_1x_{1i} + \beta_2x_{2i} \dots + \beta_kx_{ki}$$

El MLP presenta varias particularidades, como incumplimiento de los supuestos de normalidad de las perturbaciones y homoscedasticidad, valores muy bajos del Coeficiente de Determinación, etc. Pero estos problemas no son exclusivos del MLP, de manera que las principales razones por las que se suele descartar este modelo, a favor de otras especificaciones son que en el MLP existe la posibilidad de obtener predicciones y estimaciones de la variable dependiente fuera del intervalo (0,1) y que el hecho de que p_i sea una función lineal de las variables explicativas implica incrementos marginales constantes, lo que no resulta razonable, dado el tipo de variables de estos modelos¹⁰. Esas razones son las que hacen que se recurra a especificaciones no lineales.

Para estos modelos, se requieren especificaciones en la forma funcional (Cabrer, Sancho y Serrano, 2001: 99 p.) tales que:

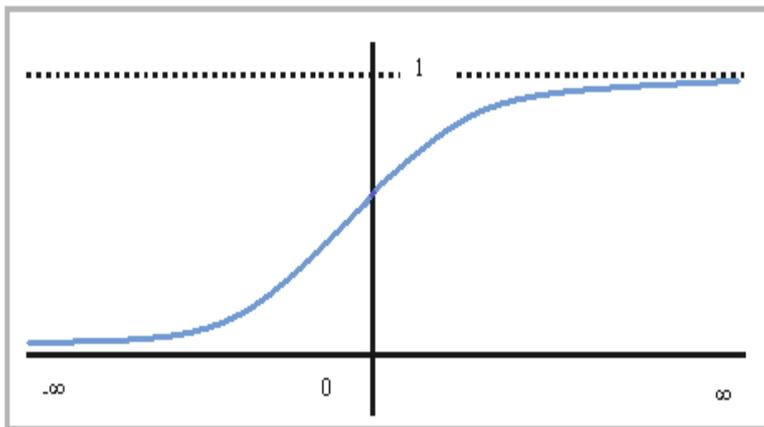
¹⁰ Greene W., 2001; Novales A, 1997; Gujarati D., 1991; entre otros

- ✓ los valores posibles de la función estén dentro del intervalo (0,1)
- ✓ A medida que $x_i\beta$ se haga infinitamente pequeño, la función tienda a 0; y a medida que $x_i\beta$ se haga infinitamente grande, la función tienda a 1:

$$\lim_{x\beta \rightarrow \infty} \text{Pr ob}(Y = 1) = 1 \quad \text{y} \quad \lim_{x\beta \rightarrow -\infty} \text{Pr ob}(Y = 0) = 0$$

- ✓ El crecimiento de la función se produzca a tasas cada vez menores, como se observa en el grafico 1.

Gráfico 5: Función de distribución acumulativa no lineal



En la literatura económica se utilizan sobre todo, como se ha dicho, la distribución normal (modelo probit) y la distribución logística (modelo logit), que tienen una forma bastante parecida y que cumplen los siguientes requisitos (Cabrer, Sancho y Serrano, 2001: 99 p.):

1. Son aplicaciones monótonas de la recta lineal $(+\infty, -\infty)$ en el intervalo $[0,1]$;
2. Son funciones continuas que toman valores comprendidos entre 0 y 1;
3. Tienden a 0 cuando $x_i\beta$ tiende a menos infinito y tienden a 1 cuando $x_i\beta$ tiende a infinito
4. Incrementan monótonamente respecto de $x_i\beta$.

La elección entre el modelo logit y el probit es muchas veces arbitraria¹¹. En este caso, hay razones operativas que justifican la utilización de la distribución logística.

8.3. Modelo Logit

La presente tesis desarrolla una metodología econométrica para alcanzar el objetivo específico de explicar correctamente la participación laboral femenina en las regiones de Chile, así como las disparidades existentes entre dichas regiones. Como se expondrá en el capítulo V, esa metodología proporcionará buenos resultados desde el punto de vista econométrico (propiedades de los estimadores e inferencia). Se trata, como veremos, de una metodología a la que llamaremos Sistema de Ecuaciones Logit Aparentemente no Relacionadas (LSUR). Por coherencia, se usará también la estimación logit en otros capítulos de la tesis. Así pues, se dedica este apartado a explicar brevemente la especificación logística. En otras partes de la tesis y en los apéndices 1 y 2 se recogen las extensiones necesarias seguir el desarrollo de esta investigación.

En el modelo logit, se utiliza la función de distribución logística, de forma que el modelo se puede especificar como:

$$y_i = \Lambda(x_i\beta) + \mu_i, \text{ siendo:}$$

- ✓ y_i la variable dicotómica que mide la participación laboral. Toma el valor 1 cuando la mujer participa y el valor 0 cuando no participa.
- ✓ Λ la función de distribución logística:

$$\Lambda(x_i\beta) = \frac{e^{x_i\beta}}{1 + e^{x_i\beta}} = \frac{1}{1 + e^{-x_i\beta}} = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ik})}}$$

- ✓ x_i el vector fila de variables explicativas de la participación laboral
- ✓ β el vector de parámetros que acompañan a las variables explicativas
- ✓ μ_i una variable aleatoria con distribución normal, media nula y desviación típica constante, es decir, $N(0, \sigma^2)$.

¹¹ Cabrer, Sancho y Serrano (2001: p. 99)

Dado que y_i es una variable con distribución de probabilidad de Bernoulli (o distribución dicotómica) se tiene que:

$$E(y_i|x_i) = 1 \text{ prob}(y_i = 1) + 0 \text{ prob}(y_i = 0) = \text{prob}(y_i = 1) = p_i$$

Es decir, fijado el vector de variables explicativas, la media de y_i coincide con la probabilidad de que la i -ésima mujer participe en el mercado laboral.

Dado que el modelo es:

$$y_i = \frac{e^{x_i\beta}}{1 + e^{x_i\beta}} + \mu_i = \frac{1}{1 + e^{-x_i\beta}} + \mu_i = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ik})}} + \mu_i$$

Y que las perturbaciones tienen media nula, se tiene que:

$$p_i = \text{prob}(y_i = 1) = E(y_i|x_i) = \frac{e^{x_i\beta}}{1 + e^{x_i\beta}} = \frac{1}{1 + e^{-x_i\beta}} = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ik})}} = \Lambda(x_i\beta)$$

Obviamente, la probabilidad de que la mujer no participe en el mercado laboral es:

$$\text{prob}(y_i = 0) = 1 - p_i = 1 - \frac{e^{x_i\beta}}{1 + e^{x_i\beta}} = \frac{1}{1 + e^{x_i\beta}}$$

El cociente entre p_i y $(1 - p_i)$ mide la ventaja de participar frente a no participar:

$$\frac{p_i}{1 - p_i} = e^{x_i\beta}$$

Y se conoce como ratio odds (en realidad, es el cociente entre una probabilidad y su complementaria). Una vez realizada la estimación, se podrá obtener una estimación del ratio odds, a partir de los estimadores obtenidos. Llamando OR a esa estimación del ratio odds:

$$OR_i = \frac{\hat{p}_i}{1 - \hat{p}_i} = e^{\hat{Z}_i}, \text{ siendo } \hat{Z}_i = x_i \hat{\beta}$$

Donde $\hat{\beta}$ es el estimador de β y \hat{p}_i el estimador de la probabilidad de participar:

$$\hat{p}_i = \frac{e^{x_i \hat{\beta}}}{1 + e^{x_i \hat{\beta}}}$$

Evidentemente, \hat{p}_i no es una función lineal de las variables explicativas ni de los parámetros del modelo.

En general, los modelos logit se estiman por el método de Máxima Verosimilitud (MV), que proporciona estimadores con buenas propiedades asintóticas, a partir de los cuales la inferencia está asintóticamente justificada. En el apéndice 1 se sintetizan los principales aspectos del método de MV y su aplicación en el modelo logit que aquí interesa.

Sin embargo, cuando se dispone de datos agrupados u observaciones repetidas, es posible aplicar otro método que proporciona estimadores con las mismas propiedades que los MV, logit con datos agrupados (Amemiya, 1985:275-280 pp.).

En este trabajo, se utilizarán los dos métodos. En los capítulos IV y V, se aplicará directamente MV, método implementado en los programas informáticos de econometría de uso habitual. Concretamente, se utilizará el *Econometric Views* (Eviews), versión 3.1. En el capítulo V, como se ha dicho, se realizará una aportación original que se ha denominado estimación LSUR, en la que, entre otras cosas, se aplicará el segundo método de los mencionados. Allí será justificada la conveniencia de usar, en una de las fases de construcción del modelo, la metodología logit con datos agrupados. Por ello, en el apéndice 2 se expone dicha metodología. Aquí es suficiente decir que consiste en realizar, mediante agrupamiento de datos, una transformación del modelo, para obtener un nuevo modelo lineal heteroscedástico, que posteriormente podrá ser estimado mediante Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles.

Capítulo II.

La participación laboral de la mujer desde una perspectiva empírica

1. Introducción

El objetivo de este capítulo es conocer el avance de la investigación en el campo de la participación laboral de las mujeres y, en particular, indagar sobre cuáles son las variables que afectan a dicho fenómeno.

Por otro lado, además de revisar la literatura en cuanto a la evidencia empírica de estudios realizados para España y Chile, se aportará un análisis propio, mediante el análisis descriptivo de los datos disponibles, en cuanto a las tasas de participación laboral en ambos países.

Se define la tasa de participación laboral como el cociente entre la población activa y la población potencialmente activa. La población activa o fuerza de trabajo se obtiene sumando el número de ocupados y desocupados (personas que buscan trabajo). La población potencialmente activa es aquella que se encuentra en edad de trabajar según la legislación correspondiente. En Chile, la población en edad de trabajar está constituida por todas las personas que tienen al menos quince años. En definitiva, en el caso chileno, la tasa de participación laboral se calcula de la siguiente forma:

$$\text{Tasa de Participación Laboral} = \frac{\text{Ocupados} + \text{Desocupados}}{\text{Población con 15 o más años}}$$

Para el caso español, la población en edad de trabajar está constituida por todas las personas que tienen al menos dieciséis años.

En este capítulo nos proponemos profundizar en las variables que la literatura plantea como relevantes en la explicación de la evolución de la población femenina activa para España y Chile, a través del análisis descriptivo. Además de lo anterior, se revisan antecedentes que permiten hacer comparaciones territoriales. La metodología consiste en identificar las variables relevantes desde la revisión bibliográfica, para luego analizar su comportamiento en ambos países y sus territorios.

Las comparaciones territoriales se realizan en dos niveles. En el caso de la participación laboral femenina de España, por un lado, relaciona con el comportamiento con el resto de los países de la Unión Europea (UE), y por otro, se analizan las diferencias entre las Comunidades Autónomas (CC.AA.) españolas. Análogamente, en el caso Chileno, primero se compara con otros datos de países de América Latina y luego se hace un análisis regional.

En este capítulo se adopta un enfoque descriptivo. Para el análisis de los datos españoles, la fuente utilizada es la Encuesta de Población Activa (EPA) del Instituto Nacional de Estadística de España. Para Chile, se ha utilizado la encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) 1990, 1996 y 2000, del Ministerio de Planificación Nacional, MIDEPLAN. Para realizar comparaciones con el resto de los países de la UE y América Latina, los datos provienen de Labour Force Statistic OCDE, Eurostat Yearbook y antecedentes de estadísticas laborales de la OIT.

Después de esta introducción, el capítulo se divide en cuatro partes, en la primera se realiza una revisión bibliográfica general sobre la participación laboral de las mujeres, en la segunda se analiza el caso de España y la tercera el caso de Chile, finalmente en las conclusiones se resumen y comparan algunos resultados.

2. Referencias internacionales

Existe evidencia acerca de la gran expansión que han tenido las tasas de actividad laboral de las mujeres desde mediados del siglo pasado, principalmente en países occidentales y en particular del hemisferio norte. Esto ha llevado a que varios investigadores se hayan planteado estudiar los determinantes de la participación laboral de las mujeres. Se ha encontrado una amplia bibliografía sobre el tema, principalmente para países desarrollados y, particularmente, de Estados Unidos.

En la literatura especializada destaca una publicación de Mincer (1962), un estudio pionero en el tema, que aborda la participación laboral de las mujeres casadas en Estados Unidos, explicando que su oferta responde principalmente a incentivos pecuniarios del mercado y a otros factores como el salario del marido. Otro referente es Schultz (1975), que estima modelos de oferta laboral para lo cual calcula la probabilidad

de participar en el mercado laboral de las mujeres casadas de Estados Unidos, por tramo de edad y raza, mediante estimaciones de probabilidad lineal y *logit*. Sus resultados indican que las variables significativas son el salario del marido, con signo negativo, el desempleo del marido, que impacta también negativamente (pero hasta los 34 años de edad, luego el signo cambia), el lugar de residencia y la propia discapacidad. Más tarde, Killingsworth y Heckman (1986) analizan la evolución de las tasas de actividad laboral femenina, según la edad y el estado civil, en varios países desarrollados y describen cambios importantes desde los años sesenta, en especial para mujeres casadas y principalmente en el tramo de 24 a 64 años de edad. Luego construyen modelos, en base a estimaciones de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), sobre mujeres individuales procedentes de una muestra del censo de población de Estados Unidos, por tramos de edad. Aquí obtienen relaciones significativas con la escolaridad, el estado civil, el desempleo del marido, la raza y otras rentas.

Un estudio también muy citado es el de Layard, et al. (1980), que analizan la participación laboral en Gran Bretaña a partir del impacto sobre la actividad laboral femenina de variables construidas en torno a la cantidad de niños en varios tramos de edad, el lugar de residencia, el ingreso y desempleo del esposo y la edad de la mujer casada, también mediante estimaciones MCO y *logit*.

En todos estos estudios se menciona que la decisión de la mujer depende de la utilidad que le proporciona cada una de las dos opciones (incorporarse al mercado laboral y no incorporarse) y en ello las decisiones del marido son consideradas como una variable exógena. Sin embargo, Lundberg (1988) formula funciones de oferta laboral para hombres y mujeres casadas, mediante un sistema de ecuaciones simultáneo dinámico. Luego analiza las interacciones en las decisiones de ambos en cuanto a ofertas en horas de trabajo y concluye que dichas sus decisiones se asocian a las utilidades dependiendo de si tienen niños pequeños o más grandes.

Más recientemente, para Estados Unidos, Burdumy (2005) estudia también la relación entre tasas de actividad y el número de niños de distintas edades, constatando para todos los tramos impacto negativo. El modelo además incorpora la variable edad del niño, presencia, edad e ingreso del esposo y el lugar de residencia.

Dados los antecedentes de disminución en fertilidad de las mujeres, varios autores han investigado la relación negativa entre la fertilidad de las mujeres y la actividad laboral. Por ejemplo, para Alemania, Voicu y Buddelmeyer (2003); para España, Alba y Álvarez (2001); para los Países Bajos, Bloemen y Kalwij (2001); para Finlandia, Vicakt (2004); para Italia, Francia y Reino Unido, Del Boca et al (2004) y para Corea, Chun y Oh (2002). En un estudio para los Países Bajos (Bloemen y Kalwij, 2001) se encuentra evidencia que demuestra que el aumento en la educación de las mujeres retrasa los nacimientos de los hijos, debido al impacto positivo de la educación en la participación laboral, que finalmente hace que se reduzca la fertilidad femenina.

Francesconi (2002) compara los determinantes de la participación laboral de mujeres, que trabajan *full time* y *part time*, en Estados Unidos, a partir de una serie entre 1968 y 1991, usando modelos dinámicos estocásticos logit para evaluar las decisiones de participación laboral *full time* o *part time* según la edad de la mujer y si tiene o no hijos. Udea (2004) estudia el retorno laboral de las mujeres en Japón a partir de las relaciones entre matrimonio, maternidad y tipo de participación laboral, *full time* o *part time*. Para ello, utiliza microdatos entre 1994 y 1999 y, aplicando modelos dinámicos, obtiene menores retornos los que estarían asociados al matrimonio, trabajo *part time* y la maternidad.

En otro estudio, Edward y Field (2002) profundizan en el impacto de ciertas variables sobre las decisiones de actividad laboral que se generan desde el hogar. Para esto utilizan modelos *logit* y controlan por variables asociadas a la edad, educación, raza, niños e ingreso. Finalmente obtienen, entre otras conclusiones, que la educación no tiene impacto significativo en la participación laboral cuando la actividad se desarrolla desde el hogar, que el impacto de la cantidad de niños es menor y el tener marido genera un efecto positivo, también se constatan relaciones negativas con las variables negro no hispano e hispano y otros, siendo referencia la raza blanca. En otro estudio, también para Estados Unidos, Ahituv y Tienda (2004) aplican modelos dinámicos en que consideran las decisiones de empleo, maternidad y escolaridad; estiman funciones de oferta laboral para mujeres entre 16 y 25 años, pero, a diferencia del estudio anterior, separan entre hispanos y otros, concluyendo que en los hispanos el signo dependerá del nivel educativo.

En relación a los factores culturales, Fernandez y Fogli (2004) constata que las mujeres de hombres criados en una familia en la cual su madre trabajó tienen mayores probabilidades de participar en el mercado laboral.

Recientemente, otro estudio (Fukuda, 2006) realiza un análisis con datos agregados entre 1968 y 2004, comparando el efecto cohorte de edad, matrimonio y maternidad entre Estados Unidos y Japón y concluyendo que en el primer país el efecto corte es mayor, en cambio el efecto negativo del matrimonio y maternidad es más alto en Japón. Este resultado es compatible con las conclusiones a las que llega luego Blau y Kahn (2007), quien en su estudio estima cambios de comportamiento importantes en la oferta de trabajo de las mujeres casadas, desde el año 1980 al 2000, obteniendo una fuerte caída en la sensibilidad de la oferta laboral en relación tanto a los salarios propios como a los del marido.

De acuerdo con el marco teórico presentado en el capítulo I y la revisión de la literatura recién expuesta, las variables que más determinan el salario de reserva de las mujeres son el número de hijos, el estado civil y otros ingresos en el hogar. En cuanto a las características que definen el salario esperado, se incluye la educación y la edad, esta última como proxy de la experiencia laboral, debido a que usualmente no se cuenta con información directa sobre experiencia. También se estudian variables asociadas al lugar de residencia y otros factores relativos a patrones culturales.

3. El caso de España

Antecedentes preliminares

El aumento de la actividad laboral de las mujeres en España se puede explicar a través de diversos factores. De acuerdo con la literatura especializada, dichos factores se podrían clasificar en los derivados de aspectos sociológicos y los asociados al mercado laboral. Este trabajo se concentra en las explicaciones desde el mercado laboral.

Este estudio analiza los cambios que ha registrado la participación laboral de la mujer en el mercado de trabajo español. A lo largo del apartado se analiza la evolución

global de las tasas de actividad laboral femenina y cómo evoluciona su relación con algunas características personales de la mujer que, de acuerdo a la teoría, determinan la participación laboral femenina.

Resulta interesante ver cómo cambian los enfoques conforme evoluciona el mercado de trabajo español y de los países que componen la Unión Europea. A fines de los años ochenta, los estudios intentan explicar el aumento de la actividad laboral femenina y sus efectos en el mercado laboral español, mientras que en esta década la preocupación ha sido determinar los factores que inciden en que España tenga una todavía baja tasa de participación laboral femenina en relación al resto de la Unión Europea (Toharia, 2003).

En esta sección, se estudia en primer lugar, la tendencia de la evolución de la participación laboral femenina en España a dos niveles: en relación con el comportamiento registrado en el resto de Europa y en cuanto a las diferencias que se observan entre las CC.AA. españolas. En segundo lugar, se analiza la evolución de las variables explicativas para conocer cómo influyen sobre la decisión de participación.

3.1. Tendencias de largo plazo

Con el propósito de tener una visión global sobre el tema, en primer término se revisa la evolución de las tasas de actividad femenina en España desde 1976 a 2004, con lo que se evidencia el notable crecimiento de las cifras, que se dimensionan cuando se analizan en el contexto europeo. En el segundo punto, se comparan las cifras con el resto de los países que conforman la UE. Como se verá, pese al incremento ya mencionado, España registra tasas de actividad femenina muy bajas, lo que constituye un desafío, teniendo en cuenta los compromisos para el año 2010, adquiridos en la Cumbre de Lisboa de 2000 y el Programa Nacional de Reformas¹². Finalmente se realizan comparaciones entre las CCAA Españolas.

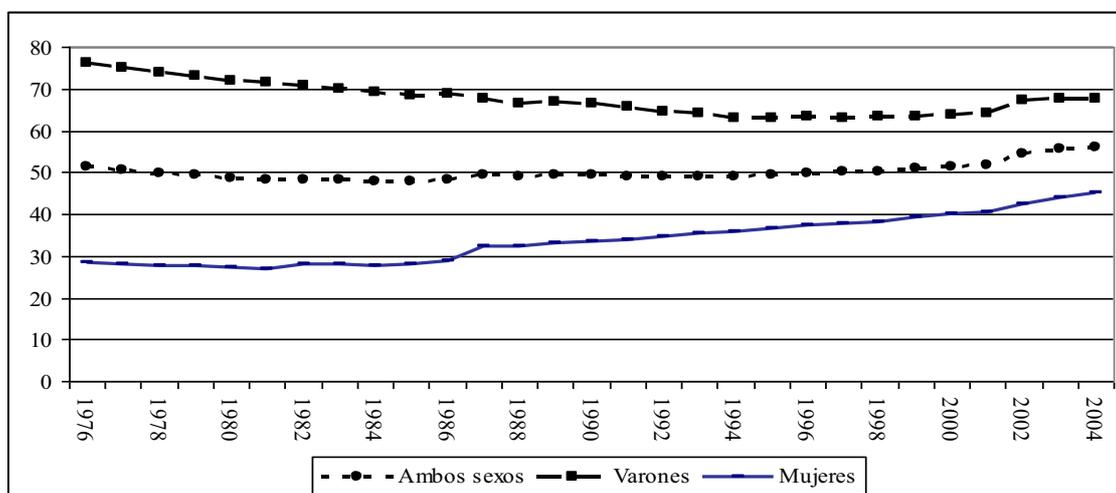
¹² El Gobierno español presentó a la Comisión Europea en Octubre de 2005 su Programa Nacional de Reformas, teniendo como objetivos principales para 2010, plena convergencia en renta per cápita con la Unión Europea y una tasa de empleo del 66 por 100, lo que requiere incrementar la participación laboral y la productividad laboral. (Llorente y Somarriba, 2006)

3.1.1. Evolución de la tasa de participación femenina en España

El aumento de la actividad laboral en España ha sido mayor al crecimiento de la población total. Entre los años 1978 y 2003, la participación laboral ha crecido un 44% frente a un 31% de la población total. Toharia (2003) realiza un estudio descriptivo en que analiza la magnitud del incremento registrado en las tasas de actividad laboral en dos periodos, 1978 y 2003. El autor menciona como primer elemento para explicar este incremento, el aumento en la incorporación de la mujer al trabajo. En cifras absolutas, en el año 2003 las mujeres activas eran el doble de las registradas en el año 1978 (7.828,3 respecto de 3.768,6, en miles de mujeres).

En el Gráfico 1, podemos observar la evolución de las tasas de participación desde 1976 a 2004. Para efectos de comentar la tendencia de largo plazo se ha seleccionado sólo el resultado obtenido el cuarto trimestre de cada año.

Gráfico 1: Población Económicamente Activa, por sexo. 1976 – 2004, cuarto trimestre de cada año.



Fuente: Elaboración propia a partir de EPA.

Se aprecia (grafico1) que la tasa de actividad femenina a nivel agregado decreció ligeramente (de un 28 a 26%) en la primera parte del período, para luego, a partir de 1982, mostrar una tendencia moderada creciente, con lo cual a fines de 1986 se recuperaba la caída registrada en los períodos iniciales. La expansión se acentúa notablemente a partir de 1987, de modo tal que tres años más tarde la actividad ha

aumentado en 5 puntos porcentuales. El crecimiento señalado coincide con un cambio (en 1987) en la definición de población activa utilizada en la EPA, que tiende a aumentar el número de personas activas. Es decir, el cambio de definición hizo aumentar la población activa así como la población ocupada, mientras que dejaba invariante la población total mayor de 16 años (Novales, 1989).

Varios investigadores han tomado como objeto de estudio la participación femenina en España, especialmente en la década de los ochenta. Espina (1985) y Fernández (1985) realizaron estudios descriptivos de algunas características de la población activa femenina. García Camacho y Novales (1988) realizaron un análisis de la evolución de algunas características de la participación femenina. Gracia (1988) estima el efecto que las características personales tienen sobre la probabilidad de que una mujer participe en el mercado de trabajo, a partir de modelos *logit*.

Novales y Mateos (1990) han estudiado el posible efecto que las fluctuaciones en la actividad económica tienen sobre la participación femenina. Desde el punto de vista de la ocupación, otros estudios han estimado ecuaciones de oferta de trabajo femenina, para explicar el número de horas trabajadas, utilizando características individuales, salarios y renta. (García, González-Páramo y Zabalza, 1988).

Según Novales (1989), el incremento en las tasas de actividad coincide con una fase de expansión en la actividad productiva, lo que estimuló, por sí solo, la participación de la mujer en el mercado de trabajo. No obstante, después de 1987 se observa un crecimiento anual consecutivo hasta el año 2004, que fue alrededor del 40%.

En otro estudio, Maravall y García (1988) evaluaron el incremento en ocupados producido únicamente por el cambio de definiciones. Para ello utilizaron una muestra piloto, incorporando las definiciones nuevas y antiguas, concluyendo que la mayor parte del incremento en participación femenina se debe a razones diferentes del cambio de definición introducido en la EPA.

El gráfico 1 muestra que en el período 1976 - 2001 existe un período prolongado en que el aumento de la actividad femenina se produce junto a una caída en la de los varones, de manera que la participación laboral agregada tiende a ser estable. Sin embargo, a partir del año 2002 la actividad es creciente para ambos sexos.

3.1.2. Evolución de la tasa de participación femenina en la Unión Europea (U.E.)

Los resultados indican que en el largo plazo la actividad laboral femenina ha aumentado fuertemente en Europa, pese a que se perciben grandes diferencias entre países y a que entre los años 2001 y 2004 las tasas globales no han experimentado grandes cambios.

Los datos del cuadro 1 presentan las tasas de participación laboral por países y para el conjunto del conglomerado, de acuerdo a la disponibilidad de datos. En este punto se realiza un análisis global de la información, dado que la comparación estricta puede llevar a errores, porque a que los datos provienen de distintas fuentes y la definición de población económica activa cambia entre países.

Los datos globales muestran que la participación laboral de las mujeres es mayor cuando se considera el grupo más amplio de los países que componen la UE, aún cuando en los tres grupos se observa una tendencia creciente. Además, en el cuadro 1 se puede observar ciertos patrones en los años indicados (entre 1985 y 2003): hay países con altas y estables tasas de actividad laboral femenina como Dinamarca, Finlandia y Suecia; otros con indicadores moderados y estables, como Alemania, Reino Unido y Francia; finalmente países como Italia, Malta, Grecia y España exhiben tasas de actividad muy bajas, aún cuando en los tres últimos se observa una tendencia creciente.

Cuadro 1: Tasas de participación laboral de la mujer en países de la U.E.

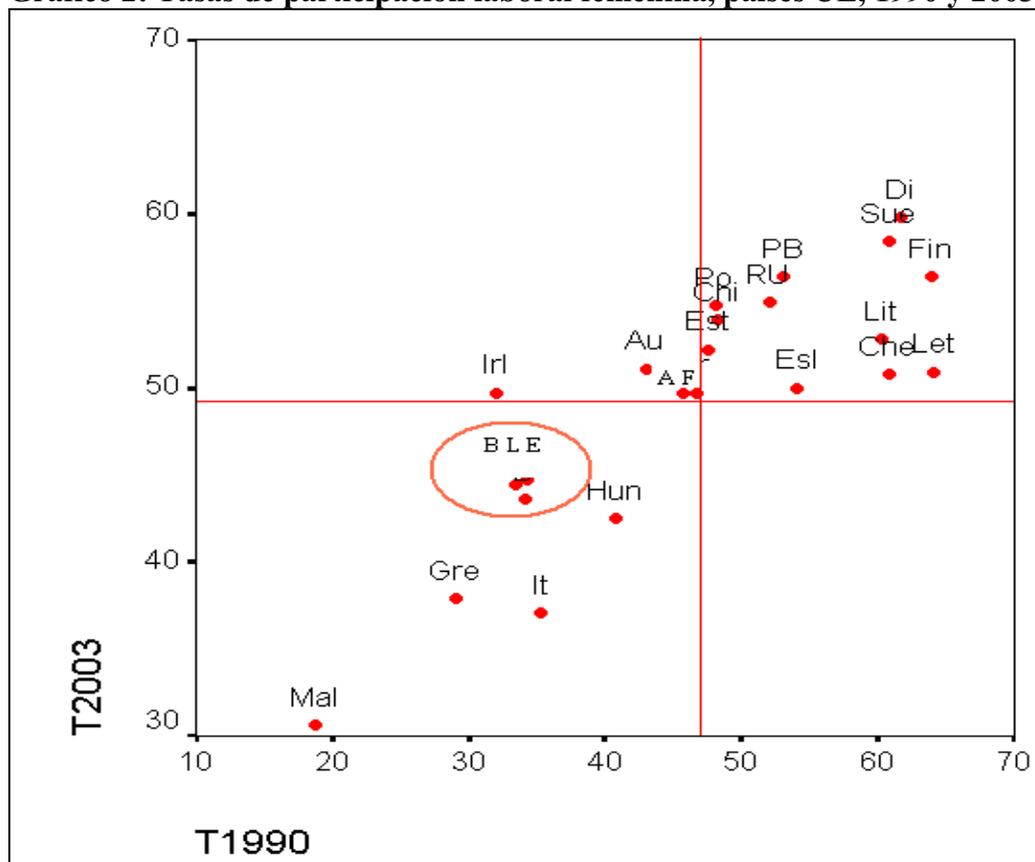
	1985	1990	1995	2000	2001	2002	2003
EU (25 países)					..	47,8	48,2
EU (15 países)					47,2	47,7	48,1
Euro-zona (12 países)		41			45,3	45,8	46,4
España	27,8	33,4	37,7	41,76	40,96	42,72	44,47
Bélgica	33,1	34,1	40,4	43,4	42,3	43,2	43,6
República Checa		60,8 (1991)			51,3	50,9	50,8
Dinamarca	63,4	61,7	71,9	73,8	60,5	60,1	59,8
Alemania	41,7	45,7	48,2	48,2	49,3	49,4	49,7
Estonia		47,5	54,1		52	51,6	52,2
Grecia	27,3	29,1 (1992)	36,1		37,4	37,7	37,9
Francia	43,5	46,7	47,9	47,8	48,8	49	49,7
Irlanda	30,5	32,0	39,5		48,6	49,4	49,7
Italia	33,9	35,3	34,1	35,8	36,4	36,8	37,1
Chipre	32,3	48,2	47,6		51,8	52,4	53,9
Letonia		64,1			50,3	50,5	50,9
Lituania		60,2 (1989)			53,6	52,5	52,8
Luxemburgo		34,3			42,4	43,5	44,7
Hungría	40,8	40,8	45,3(1993)		41,3	41,6	42,5
Malta	17,3	18,7	24,7		..	31	30,6
Países Bajos	34,8	53,09	59,1	53,9	55,2	56,3	56,4
Austria	40,1	43,0	48,1	54,9	49,6	50,6	51,1
Polonia			51,1		49,6	48,7	48
Portugal	46,2	48,1	49,3	53,4	53,6	54,2	54,7
Eslovenia		54,1	52,1		51,6	51,1	50
Eslovaquia			51,4		53	52,6	52,9
Finlandia	60,1	63,94	61,1		56,8	57,1	56,4
Suecia	40,4	60,82		57,6	58,4	58,5	58,4
Reino Unido	47,8	52,0	52,76	54,9	54,5	54,9	54,9

Fuente: Estadísticas laborales OIT para datos 1985, 1990 y 1995 y Eurostat, para 2000 en adelante.

Los ratios son calculados con la población de 15 años y más a excepción de: España (≥ 16 años), Suecia 1990 (≥ 15), Bélgica 1985, Hungría 1985, Malta 1985 y 1990, Grecia, Italia 1985 y 1990 (≥ 14 años), Dinamarca 1985 y 1990 15 a 74 años y 1995 15 a 66, Países Bajos años 1990 y 1995 15 a 64 años, Finlandia 1985 15 a 74 años. Los datos de España corresponden a datos de EPA, IV trimestre de cada año.

Para analizar la posición relativa de cada país en cuanto a participación laboral femenina, se realiza el gráfico 2, que muestra el cambio de la participación laboral en dos años, 1990 y 2003. Se considera el conglomerado de 25 países de UE, excluyendo Polonia y Eslovaquia, de los cuales no se tiene datos en el período inicial. Se distribuyen gráficamente los países en cuatro cuadrantes, formados con un eje intermedio que representa la actividad media de los 23 países en cada año, 47% en 1990 y 49% en 2003. De esta forma, se obtienen cuatro grupos de países. A continuación se analiza la situación de cada uno.

Gráfico 2: Tasas de participación laboral femenina, países UE, 1990 y 2003.



Fuente: Elaboración propia a partir del cuadro 1.

E: España; B: Bélgica; Che: República Checa; Din: Dinamarca; A: Alemania; Est: Estonia; Gre: Grecia; F: Francia; Irl: Irlanda; It: Italia; Chi: Chipre; Let :Letonia; Lit: Lituania; L:Luxemburgo; Hun: Hungría; Mal: Malta; PB: Países Bajos; Au: Austria; Po: Portugal; Esl: Eslovenia; Fin: Finlandia; Sue: Suecia; RU: Reino Unido.

En el primer cuadrante se ubican Irlanda, Australia, Alemania y Francia. Estos son los países que han mostrado un mayor avance, dado que en 1990 registraban tasas inferiores a la media europea, en cambio, en el año 2003 éstas fueron superiores.

En otro grupo se encuentran los países que en ambos periodos han mostrado una posición relativa mayor a la media, de modo que se podría decir que han consolidado su posición en el contexto de países europeos. Aquí se encuentran Dinamarca, Suecia, Finlandia, Países Bajos, Reino Unido, Portugal, Chipre, Lituania, Letonia, República Checa, Eslovenia, Estonia y Francia.

En el conjunto de países que muestran una peor posición relativa en ambos periodos están España, Bélgica, Luxemburgo, Hungría, Italia y Malta. De este modo, se observa que, aunque tanto España como Bélgica y Luxemburgo han incrementado su

actividad, este incremento no es suficiente en el conjunto de los países de la UE. Utilizando una metodología restringida a la zona de los 12 países de la UE y teniendo en cuenta los años 1987 y 2003, Iglesia et al (2003) llegan a conclusiones similares para España. Otra aportación en este sentido es la de Moltó (1998 a y b).

3.1.3. Actividad laboral de la mujer en las Comunidades Autónomas (CCAA) de España

La evolución de la actividad laboral femenina no ha sido la misma en toda España. Sin embargo, en todas las CCAA se observa una tendencia creciente. El cuadro 2 muestra las tasas de actividad laboral de las mujeres españolas, por CCAA, entre 1976 y 2004. Se observa que Islas Baleares, Cataluña y Madrid son las comunidades que en el año 2004 registran mayores tasas de actividad. En el extremo opuesto se encuentran Ceuta y Melilla, Extremadura, Castilla - La Mancha y Castilla y León.

A la vez, las comunidades que registran tasas de actividad superiores a la media nacional de forma persistente (durante todos los años analizados) fueron: Islas Baleares, Cataluña, Valencia y el país Vasco. Al contrario, Andalucía, Aragón, Castilla La Mancha, Ceuta y Melilla, León y Extremadura, en todos los años analizados experimentan resultados inferiores a la media nacional, aunque en este punto pueda existir una variante estacional, dado que se seleccionaron sólo los datos del cuarto trimestre de cada año.

Otras CCAA observan cierta estabilidad en sus tasas de actividad. Al respecto, los resultados de Galicia han sido muy persistentes en el período, lo que también ocurre en Asturias, al menos hasta el año 2002, pero con porcentajes muy inferiores. Por otro lado, Andalucía, Islas Baleares, Cataluña y Madrid obtienen los mayores incrementos en participación laboral. Si se observan los resultados de 1976 y 2004, estas comunidades registran una ganancia de al menos 20 puntos porcentuales.

Cuadro 2: Tasas de actividad laboral (*) de las mujeres en las CCAA de España.

	1976	1980	1985	1990	1995	2000	2001	2002	2003	2004
Andalucía	20,58	20,24	22,23	30,69	34,38	37,44	37,33	39,08	40,71	41,41
Aragón	26,42	24,45	26,43	32,34	35,42	38,22	37,04	39,06	41,95	43,02
Asturias (Principado de)	31,52	31,07	31,01	34,14	32,54	33,7	30,95	33,94	37,07	36,03
Balears (Illes)	33,45	30,29	30,63	38,8	44,47	47,51	44,44	49,13	51,44	52,26
Canarias	25,57	28,8	32,52	36,22	38,48	43,89	44	46,25	48,41	48,54
Cantabria	30,32	30,95	29,39	32,09	34,52	38,38	37,37	38,33	41,01	41,35
Castilla y León	28,63	27,29	26,27	30,9	33,92	36,83	35,35	36,85	38,33	39,84
Castilla - La Mancha	23,18	21,97	21,68	26,8	29,55	34,54	33,58	36,01	37,92	39,53
Cataluña	29,47	31,31	32,41	38,48	42,93	46,75	46,27	47,58	49,78	50,72
Comunidad Valenciana	29,45	29,62	29,65	36,78	40,28	43,66	43,65	44,79	46,05	48,66
Extremadura	23,38	21,1	20,45	29,26	32,21	38,86	31,29	36,24	36,83	39,23
Galicia	45,56	39,29	42,22	40,78	40,69	41,9	39,68	41,3	43,84	44,87
Madrid (Comunidad de)	27,63	26,98	30,04	34,69	39,66	46,16	46,29	47,26	48,23	50,94
Murcia (Región de)	31,44	26,33	28,34	35,72	36,59	40,84	39,47	42,29	43,93	44,56
Navarra (Comunidad Foral)	29,15	27,35	29,26	33,71	36,8	43,1	42,18	44,43	46,19	46,44
País Vasco	28,57	29,03	28,99	36,19	39,78	43,08	43,18	44,9	45,55	46,14
Rioja (La)	33,85	29,39	25,24	30,35	33,05	38	35,67	38,09	39,45	43,95
Ceuta y Melilla	0	0	0	28,92	32,53	39,9	31,75	29,21	38,4	36
Global	28,53	27,77	28,96	34,56	37,86	41,76	40,96	42,72	44,47	45,79
Media de CC.AA	27,68	26,41	27,04	33,71	36,54	40,71	38,86	40,82	43,06	44,08
Desviación estándar	8,74	7,93	8,33	3,83	4,11	4,06	5,15	5,40	4,64	4,96

Fuente: Fuente: INE Instituto Nacional de Estadística (España), Copyright INE 2007.

(*) Corresponden a los resultados del cuarto trimestre de cada período.

3.2. Determinantes de la participación laboral de las mujeres en España

A partir de los antecedentes presentados en el punto anterior, se concluye que en España las tasas de participación laboral de las mujeres han aumentado significativamente. Sin embargo, en relación con el resto de los países de la UE, el país observa una posición muy baja. En rigor, se observa que las decisiones de participación de las mujeres españolas son persistentemente inferiores a las de la UE. En este punto se intenta analizar la relación entre la actividad laboral de las mujeres españolas y aquellas variables que según la literatura especializada afectan al salario esperado de mercado y de reserva, y por lo tanto a su actividad laboral.

Se estudian dos variables en cada caso. En cuanto a las que afectan al salario esperado, se incluyen la edad y el nivel educativo; en cuanto a las que impactan sobre el salario de reserva, el estado civil y los hijos. Finalmente se hace mención al efecto que los

cambios en la estructura económica tendrían sobre las tasa de actividad femenina en España.

Edad

La mayoría de los estudios que modelan la probabilidad de participación laboral de las mujeres en España, consideran la variable edad, aún cuando se observa que se han aplicado distintas metodologías.

A partir de los gráficos 3.1 y 3.2, es claro que la relación entre edad y participación laboral es distinta entre hombres y mujeres (Toharia, 2003 y Casas, 1986). De los gráficos señalados, se desprende que las mujeres activas en media son más jóvenes que los varones, aún cuando haya habido algunos cambios en el tiempo. La forma cóncava de la curva es más irregular en el caso de las mujeres, siendo el punto más alto entre los 20 y 30 años de edad. En los varones las altas tasas de actividad tienen un período más largo, entre lo 25 y 60 años de edad.

Pero además, las mujeres, a diferencia de los varones, entran y salen del mercado del trabajo varias veces a lo largo de su vida laboral, debido a la vida familiar. Ello puede explicar las diferencias de participación por edades.

Como se observa en los gráficos, entre 1985 y 2003, se producen importantes cambios en las tasas actividad de laboral femenina con relación a la edad. La participación laboral crece en todos los tramos de edad que se ubican entre 30 y 59 años. En las mujeres más jóvenes y de mayor edad la participación descende, sin embargo sigue observándose en el gráfico un máximo en el tramo de edad de 25 a 29, seguido de un descenso que se vuelve más pronunciado a partir de los 50 años de edad.

Gráfico 3.1. Tasa de actividad por edad, en quinquenios, y sexo, 1985

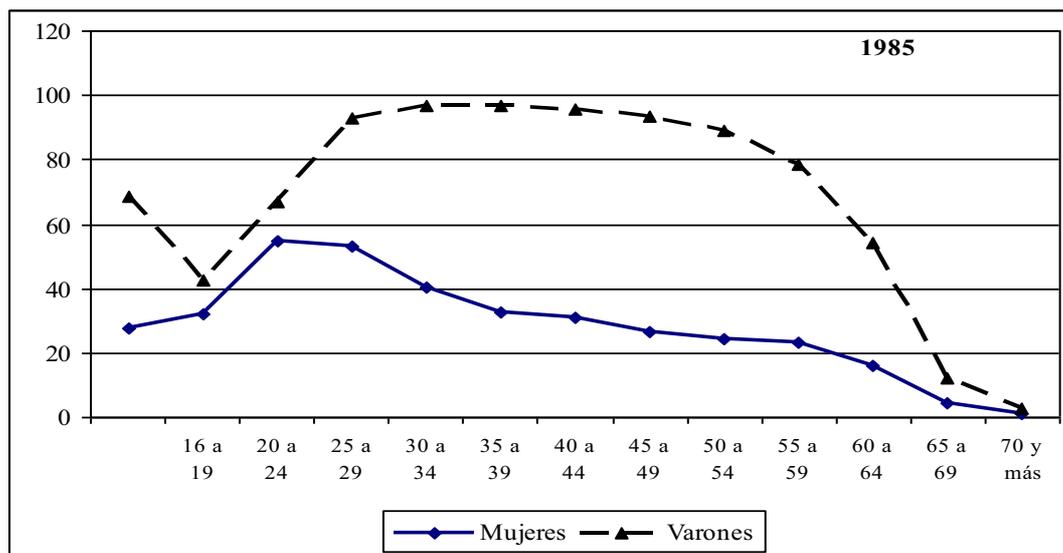
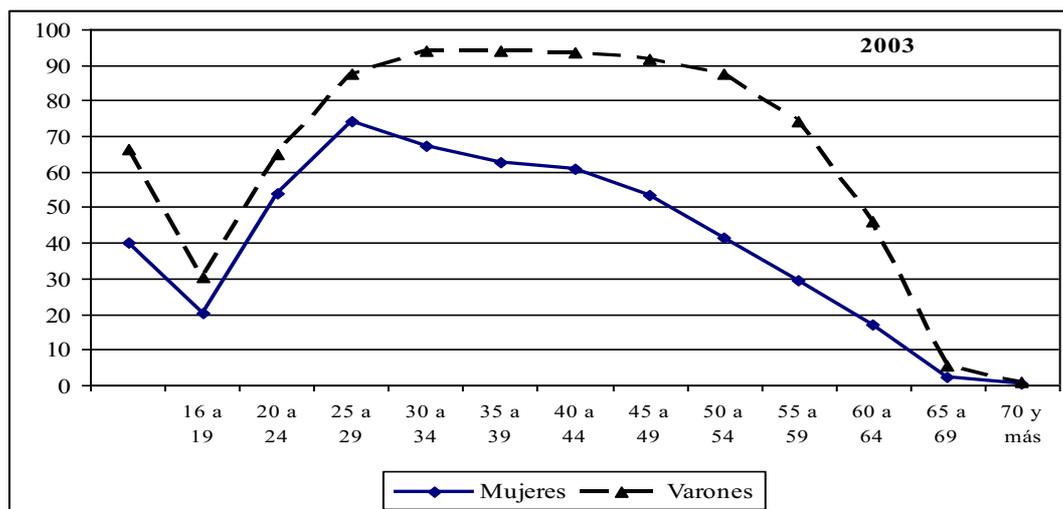
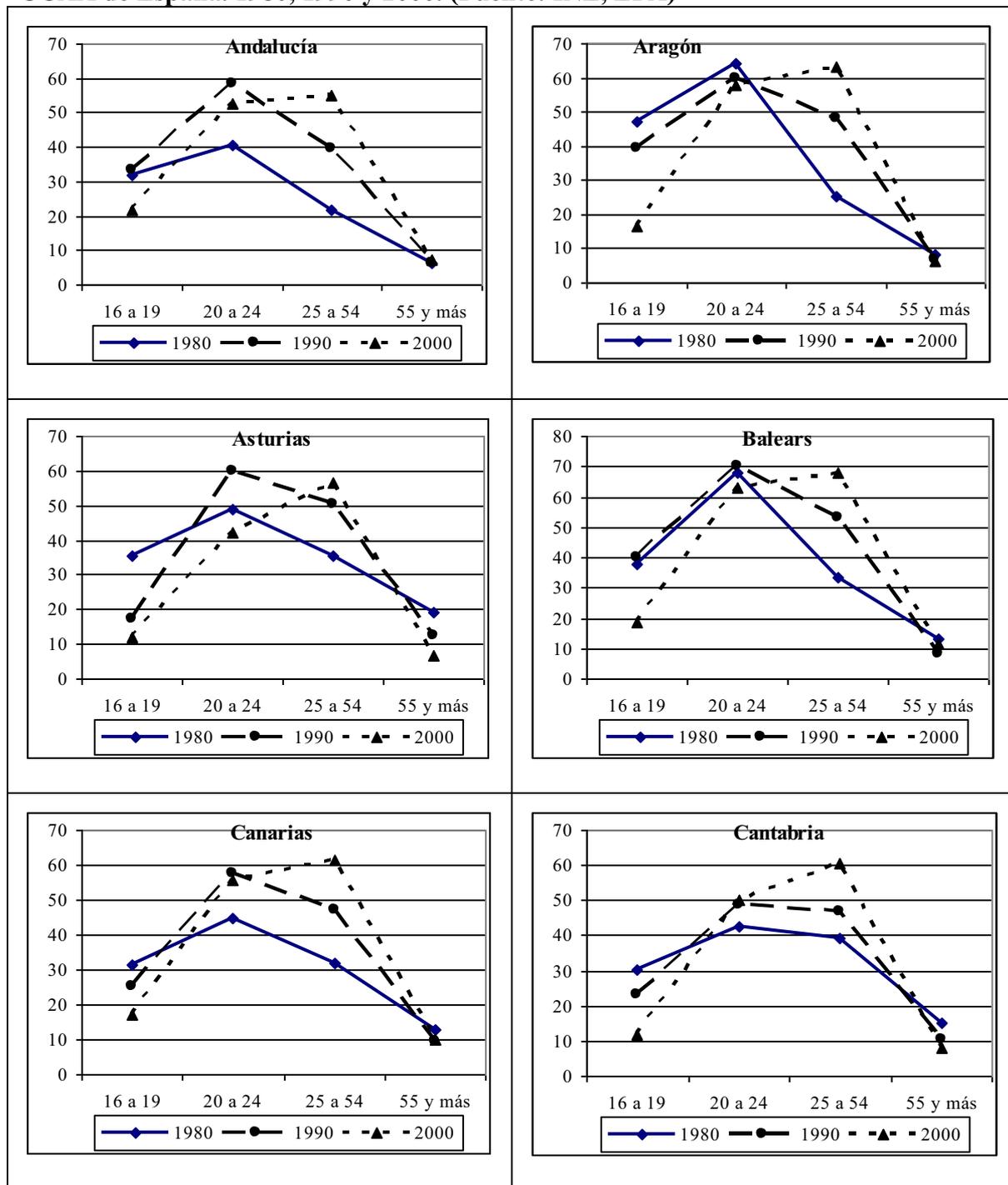


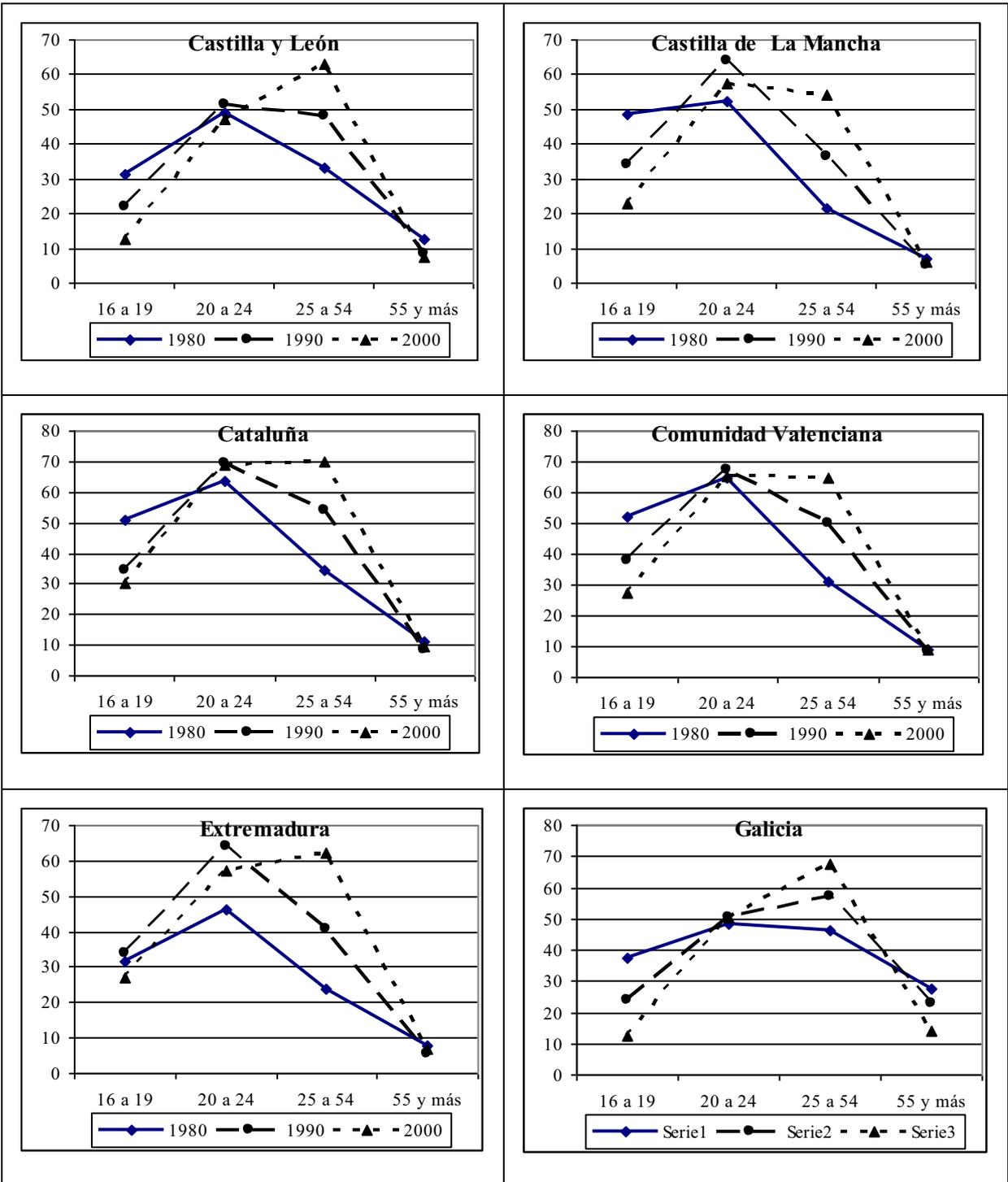
Gráfico 3.2. Tasa de actividad por edad, en quinquenios, y sexo, 2003

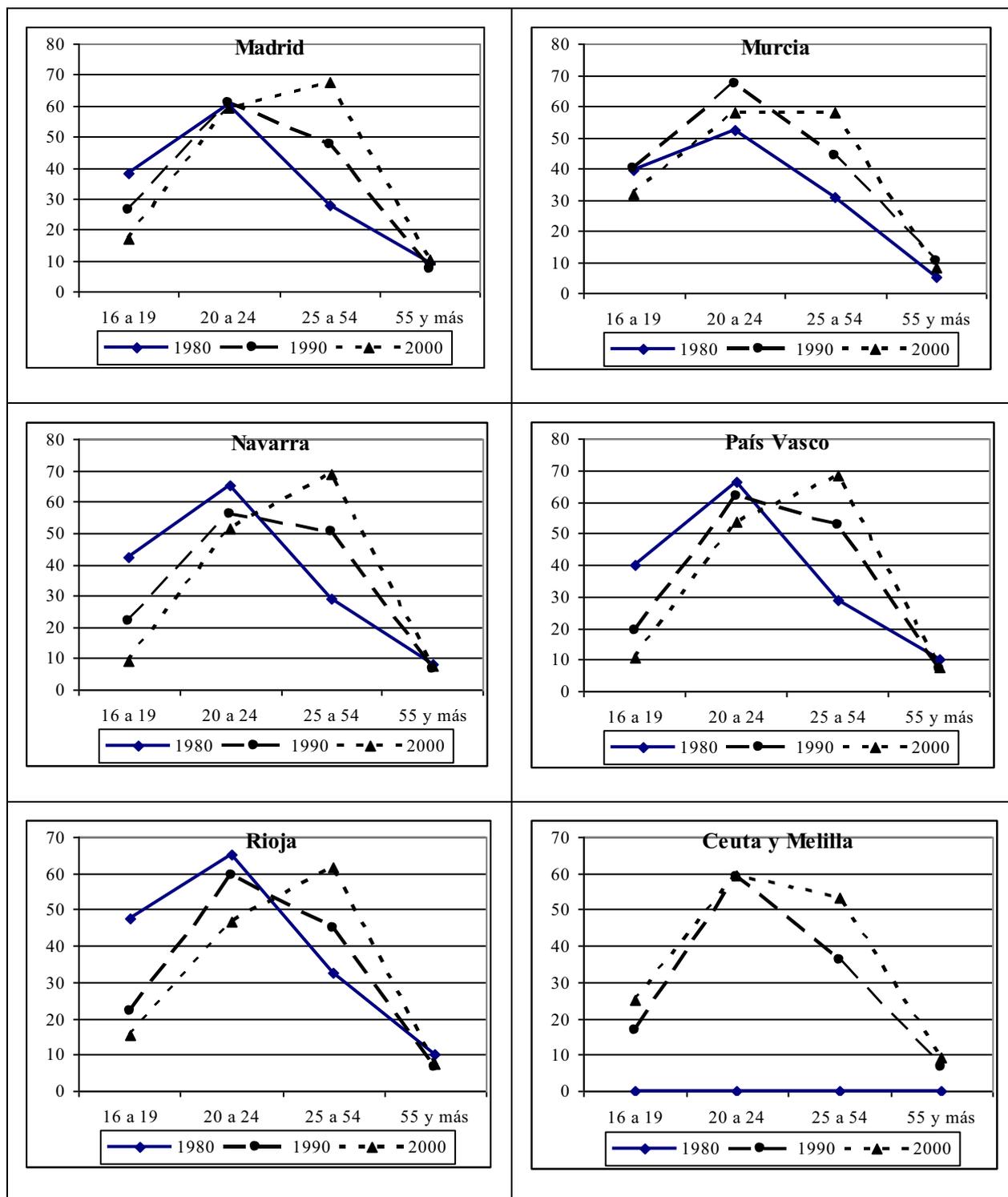


Fuente: INE, EPA. Cuarto Trimestre cada año.

Gráfico 4.1 a 4.12.: Tasas de actividad laboral de la mujer por tramo de edad y CCAA de España. 1980, 1990 y 2000. (Fuente: INE, EPA)







Los gráficos 4.1 a 4.12 muestran las tasas de actividad laboral femenina de las CCAA españolas por tramos de edad, en tres períodos, 1980, 1990 y 2000. Para todas las CCAA se observa que en el primer período las mayores tasas de actividad se registran en el tramo de 20 a 24 años de edad, cuestión que se mantiene en 1990, año en el que se

modifica la tendencia de la curva. Este fenómeno se aprecia claramente hasta el año 2000, cuando en la mayoría de las comunidades, las mayores tasas de actividad se registran entre los 25 y 54 años de edad.

Los trabajos empíricos realizados por otros investigadores confirman el análisis anterior. En la mayoría de los estudios que han estimado ecuaciones para modelar la participación laboral femenina en España, se incorpora la variable edad. Al respecto, los trabajos se pueden clasificar en tres grupos:

- Los que incorporan la edad como variable continua. De La Rica y Ugidos (1995), Martínez (2001) y Fernández (2003) obtienen un coeficiente negativo, aunque en el último caso no significativo. En cambio, en el trabajo de Hernández (1995), el coeficiente es positivo pero no significativo.
- Los que incorporan la edad como variable categórica. Esto ocurre en los estudios de Moreno et al. (1996), González et al. (1999) y Álvarez (2002). Los resultados indican un coeficiente negativo para los tramos más jóvenes y de mayor edad.
- Los que incorporan la edad al cuadrado para detectar la forma cóncava de la curva como, Hernández (1995), Martínez (2001) y Fernández (2003).

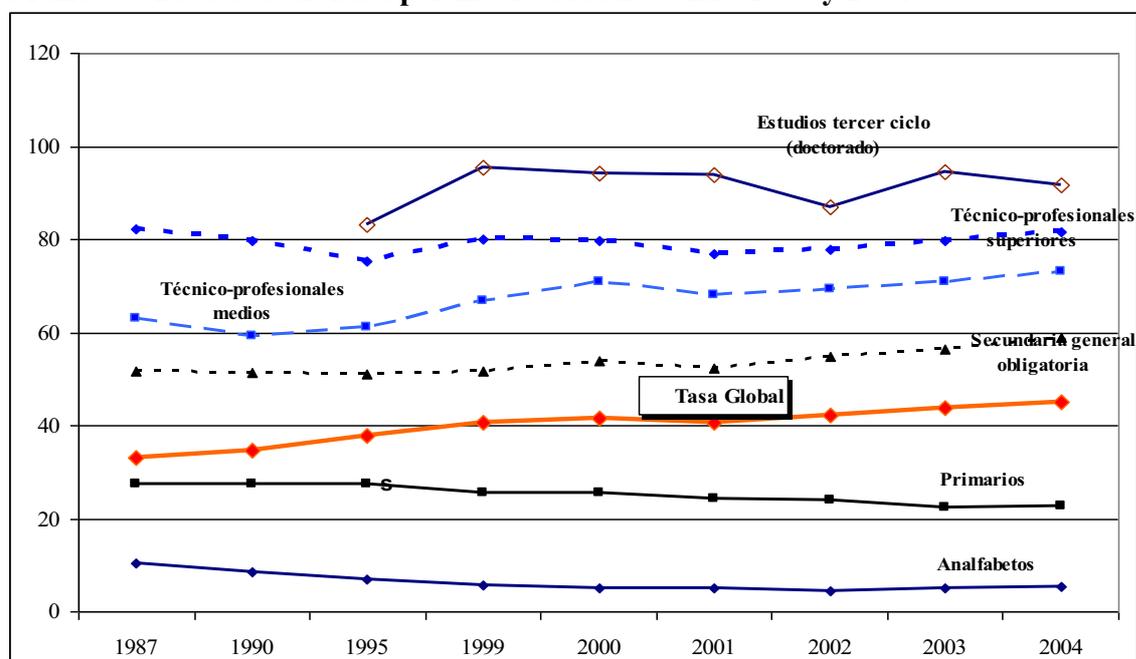
Educación

La relación entre tasa de actividad laboral y nivel educativo depende de que la respuesta del mercado laboral frente a una mejor condición de educación se refleje en un mayor salario, de tal manera que la tasa de participación femenina sea una función creciente del nivel de estudios cursados.

El gráfico 5 muestra la evolución, para España, de las tasas de actividad laboral de las mujeres con distintos niveles de estudio, entre 1987 y 2004. Se observa que aquellas con menores estudios (analfabetas y con estudios primarios) redujeron su tasa de participación en el inicio del período, siguiendo una tendencia decreciente y moderada hasta el año 2002 para luego aumentar levemente, siguiendo la trayectoria de las tasas de participación globales. En cambio, las tasas de participación de las mujeres con estudios medios y técnicos siguen una tendencia creciente desde 1990. Una tendencia muy distinta

corresponde a las mujeres que tienen estudios superiores, pues en este caso se observan altas tasas de actividad en todo el período.

Gráfico 5: Tasa de actividad por nivel educativo entre 1987 y 2004.

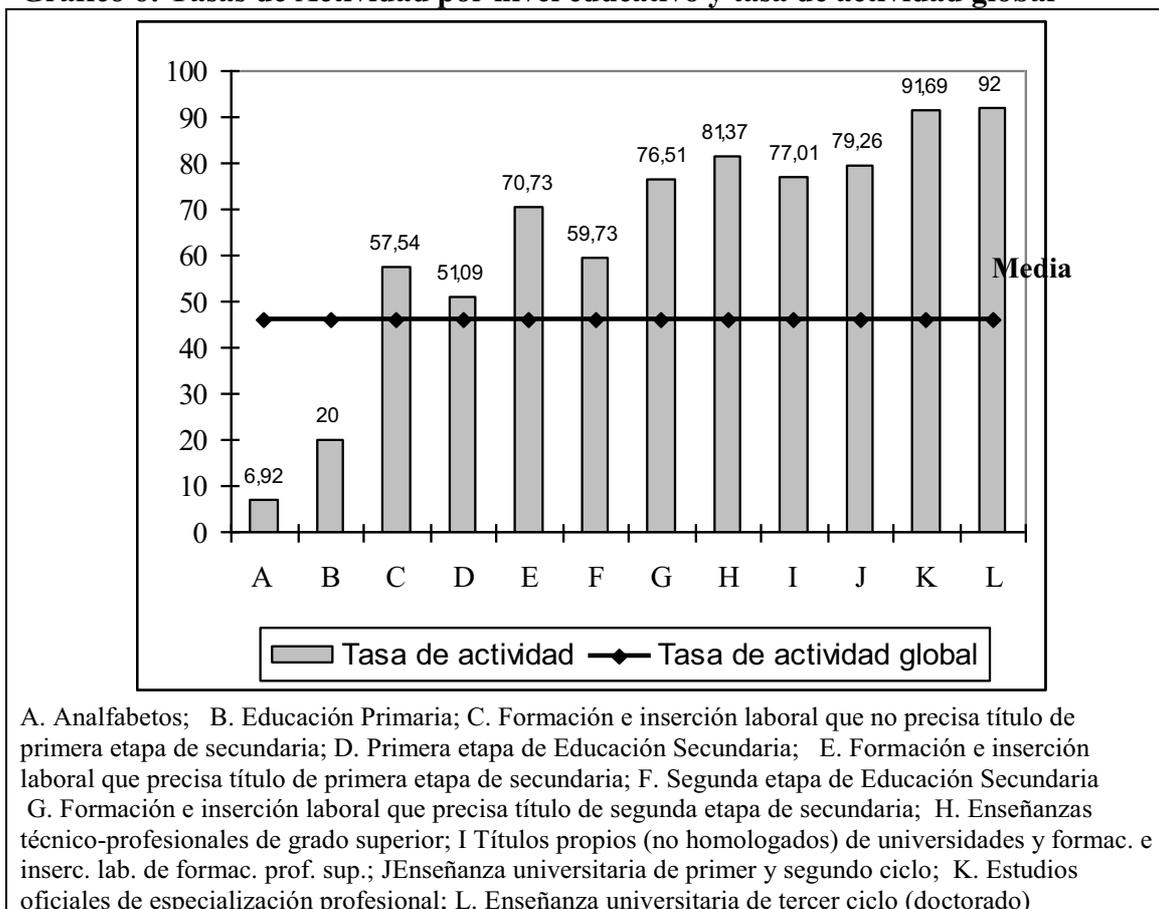


Fuente: INE, España. EPA, trimestre IV de cada año.

Según Novales (1989), que hace un análisis estadístico de estas tasas de participación para 47 trimestres, desde el cuarto trimestre de 1976 al segundo trimestre de 1988, las tasas de actividad de las mujeres en España tienen características estacionales que evolucionan con suavidad a lo largo del tiempo. La única excepción la constituye el grupo de mujeres con estudios superiores.

El gráfico 6 muestra las tasas de actividad para una mayor gama de niveles educativos, en el año 2001. Se aprecia que, en todos los tramos mayores a la formación primaria, las tasas de actividad superan la media, lo que permite afirmar que a medida que las mujeres en España cuentan con niveles educativos secundarios o mayores, las tasas se incrementan sustancialmente. De modo que los avances en la educación podrían explicar el gran incremento de las tasas de participación laboral de las mujeres en España.

Gráfico 6: Tasas de Actividad por nivel educativo y tasa de actividad global



A. Analfabetos; B. Educación Primaria; C. Formación e inserción laboral que no precisa título de primera etapa de secundaria; D. Primera etapa de Educación Secundaria; E. Formación e inserción laboral que precisa título de primera etapa de secundaria; F. Segunda etapa de Educación Secundaria; G. Formación e inserción laboral que precisa título de segunda etapa de secundaria; H. Enseñanzas técnico-profesionales de grado superior; I. Títulos propios (no homologados) de universidades y formac. e inserc. lab. de formac. prof. sup.; J. Enseñanza universitaria de primer y segundo ciclo; K. Estudios oficiales de especialización profesional; L. Enseñanza universitaria de tercer ciclo (doctorado)

Fuente: INE, España. EPA, trimestre IV, 2004.

La población española, y especialmente las mujeres, han aumentado drásticamente su cualificación profesional (García Camacho y Novales, 1988). Además las mujeres han incrementado su cualificación en mayor medida que los hombres y, consecuentemente, han recibido un mayor porcentaje de los empleos creados principalmente en el sector servicios.

Bover y Arellano (1995), en un estudio que realizan con una serie trimestral entre 1976 y 1991, para mujeres entre 25 y 44 años de edad, concluyen que los avances en los niveles educativos, en particular la creciente educación universitaria, constituyen uno de los determinantes más importantes para explicar el incremento en las tasas de participación laboral en España.

Sin embargo, Vlasblom y Schippers (2004) afirman que si bien es cierto que en todos los países analizados en su estudio (Alemania Occidental, España, Francia, Italia, Países Bajos y el Reino Unido), la mano de obra femenina disponible ha aumentado,

producto del incremento de los niveles educativos, el efecto del nivel educativo sobre la actividad laboral femenina ha disminuido en todos los grupos sociales.

Como variable explicativa de la participación laboral de las mujeres, la educación se utiliza en todos los estudios revisados (Hernández, 1995; De La Rica y Urgidos, 1995; Moreno et al., 1996; González et al., 1999; Martínez, 2001; Fernández, 2003 y Álvarez, 2002). En ellos se modela la participación laboral en España a partir de ecuaciones logit o probit. Es común que en todos se defina la variable en categorías asociadas a los niveles educativos y que, en educación terciaria esta sea significativa y posea un coeficiente positivo.

Educación y Edad

Si bien el nivel educativo es determinante en la decisión de las mujeres de participar en el mercado laboral, la evidencia indica que esa relación no es independiente de la edad. Por ejemplo, según lo expuesto anteriormente, las tasas de participación de las mujeres más jóvenes y de las de mayor edad son bajas, la participación se reduce en todas las CCAA cuando la edad está entre 16 y 19 años o superior a los 55, pero dichas tasas aumentan de forma importante cuando las mujeres cuentan con estudios terciarios.

Es probable que para un mejor análisis convenga realizar el estudio con mujeres en un tramo de edad más homogéneo, como lo hacen Bover y Arellano (1995), que seleccionan el tramo de 25 a 44 años.

El siguiente cuadro presenta las tasas de actividad femenina, según el nivel educativo, en dos tramos de edad, 24 a 64 años y 25 a 35 años, y durante cuatro años, 1987, 1997, 2000 y 2003. Se confirma que, a mayor nivel educativo, mayor tasa de actividad, y que ésta ha aumentado en el tiempo. Esto significa, como se ha dicho anteriormente, que el avance de la educación de las mujeres en España es responsable del incremento de su participación laboral en el país. Además, se observa que, siendo mayores las tasas de actividad femenina en el tramo de 25 a 35 años edad, a mayor nivel educativo las diferencias de participación laboral se acentúan, de modo que se puede decir, por ejemplo, que conseguir más educación genera en mujeres jóvenes un impacto mayor que el que se obtendría en la población total de mujeres.

Cuadro 3: Tasas de actividad laboral por nivel educativo y tramo de edad. 2003.

	Primaria/inferior		Secundaria obligatoria		Secundarias post. Obligat.		Educación Superior	
	25 – 64	25 – 35	25 – 64	25 – 35	25 – 64	25 – 35	25 - 64	25 – 35
1987	26,8	3,1	48,3	56,4	60,9	69,2	79,7	82,9
1997	32,7	50,3	54,5	61,0	70,1	74,8	85,1	85,3
2000	33,6	50,7	56,1	63,6	69,5	75,1	83,4	85,6
2003	33,7	52,1	56,2	64,6	69,2	76,6	84,3	86,2

Fuente: INE, España. EPA.

El cuadro 4 permite comparar la actividad laboral entre las CCAA de España, considerando el nivel educativo y la edad en dos tramos: 25 a 64 y 25 a 35 años. Se aprecia que en todas las comunidades, con excepción de Ceuta y Melilla, las mujeres con al menos educación secundaria obligatoria, en cualquiera de los tramos de edad especificados, registran tasas de actividad muy superiores a las globales. Además, cuando se segmenta por tramo de edad, resulta que las mujeres entre 25 y 35 años obtienen tasas de actividad más altas, característica común en todo el territorio.

Cuadro 4: Tasas de actividad laboral de mujeres con educación secundaria obligatoria según CCAA de España y tramos de edad. 2003.

TRAMO DE EDAD	25 - 64	25 – 35	TRAMO DE EDAD	25 - 64	25 – 35
Andalucía	50,3	55,7	Comunidad Valenciana	53,9	63,7
Aragón	56,5	62,4	Extremadura	52,6	61,0
Asturias (Principado)	48,9	67,5	Galicia	59,3	66,7
Baleares (Islas)	68,9	75,3	Madrid	57,3	72,7
Canarias	57,4	65,7	Murcia (Región de)	48,9	55,5
Cantabria	50,4	69,4	Navarra (Foral)	54,1	60,0
Castilla y León	55,3	65,6	País Vasco	62,4	77,8
Castilla – La Mancha	48,8	56,4	Rioja (La)	55,1	59,7
Cataluña	64,1	71,8	Ceuta y Melilla	23,1	33,1
España	56,2	64,6			

Fuente: Sistema Estatal de Indicadores de la Educación, 2004. INE España, EPA.

Diversos estudios modelan la participación laboral de las mujeres incorporando como variable explicativa “edad*educación” para analizar la interacción entre los dos factores. Martínez (2001) lo realiza para España con una muestra de datos cruzados, introduciendo la edad como variable continua y la educación en tramos, y obtiene un coeficiente positivo cuando combina la edad con educación secundaria o terciaria. En cambio, Fernández (2003), en un estudio de oferta laboral con datos de panel, llega a un

resultado contrario con la educación terciaria, pero en este caso el regresor combinado no es significativo, además, cruza educación con edad al cuadrado y al cubo, en este caso se obtiene los signos esperados.

Estado Civil

Los datos para España indican que la participación laboral de las mujeres cambia según su estado civil, de manera que las separadas o divorciadas y las solteras presentan resultados superiores a la tasa global (cuadro 5). Esto concuerda con los resultados de otros investigadores, que analizan el estado civil como una variable explicativa de la participación laboral. En el trabajo de De La Rica y Ugidos (1995) se utiliza la variable casada, que resulta significativa a un 5% con un coeficiente negativo; es decir, el hecho de estar casada reduce la probabilidad de que la mujer participe en el mercado laboral.

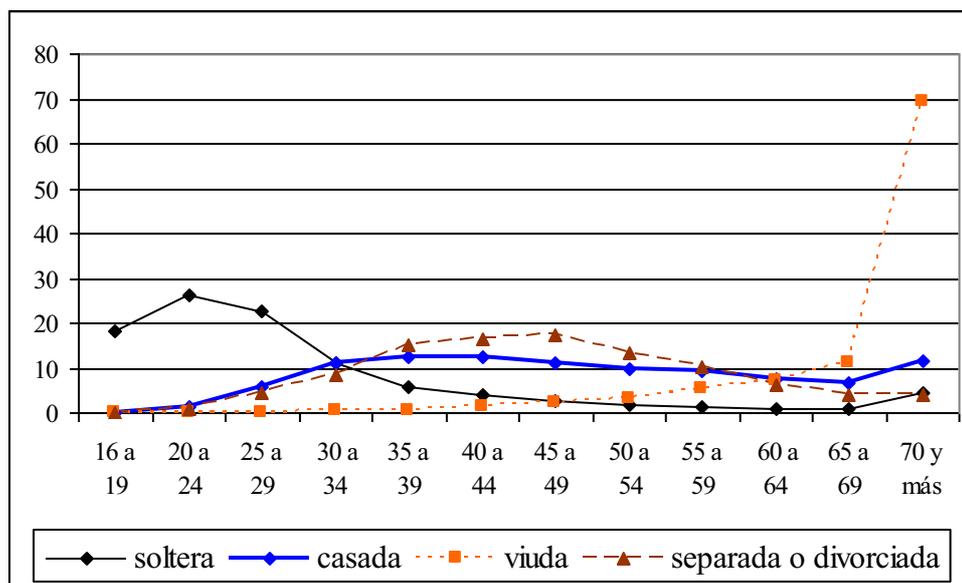
Cuadro 5: Tasas de actividad según estado civil. 2001.

Año	Casadas	Solteras	Viudas	Separadas o Divorciadas	Total
1990	30,91	53,25	7,81	72,13	34,56
2004	45,02	60,26	7,99	73,86	45,79

Fuente: INE España, EPA, IV Trim. 1990, 2004.

Las diferencias en tasas de participación entre casadas y separadas (o divorciadas) son importantes, a pesar de que siguen una distribución poblacional por edad similar (grafico7). Esto demuestra que, pese al incremento registrado en las tasa de participación, para las casadas el costo de trabajar es aún muy alto.

Gráfico 7: Distribución porcentual de mujeres de 16 años y más por estado civil y edad



Fuente: Elaboración propia a partir de datos INE, España, EPA, IV trimestre 2004.

Recientemente Cañada (2007) en un estudio para hombres y mujeres casados entre 16 y 34 años de edad, revela que existen diferencias significativas en el comportamiento que ellos tienen frente al mercado laboral, las esposas jóvenes abandonan prematuramente el mercado de trabajo, mientras que los varones jóvenes ganan estabilidad laboral con el matrimonio.

Algunos autores investigan los determinantes de la participación laboral de forma separada, para mujeres casadas y para mujeres solteras. Éste es el caso del estudio de González et al (1999), quienes estiman que la probabilidad de las mujeres solteras de participar en el mercado laboral, en general, es mayor que la de las casadas, con valores cercanos al doble. Sin embargo, el estudio confirma que cuando el nivel educativo aumenta, el efecto del estado civil cae; es decir, el efecto del nivel de estudios es más importante en las casadas, de forma que para niveles altos, las diferencias de participación entre casadas y solteras se reducen significativamente.

Por otro lado, también hay trabajos que han optado por estudiar únicamente la participación de las mujeres casadas. Al inicio del capítulo se mencionaron algunos estudios en que se analiza esta situación para otros países. En este caso, las variables explicativas cambian, porque se incluyen aquéllas asociadas a la condición conyugal.

Martínez (2001) considera variables relacionadas con la educación y edad del marido. El modelo de Fernández (2003) tiene, entre otras, los ingresos del marido y el número de niños. Las estimaciones de Álvarez (2002) incluyen también la edad y educación del marido, pero añaden la existencia de abuelos y la condición de actividad del marido. Algunas de las ecuaciones presentadas en el trabajo de Moreno et al. (1996) incorporan todas las variables mencionadas, pero además establece tramos en el número y edad de los niños y situación laboral del marido.

También se ha analizado la relación entre la actividad de las mujeres y las variaciones del empleo de los varones. Los resultados (Novales, 1989) indican cierta sensibilidad en el caso de las mujeres no solteras, estimando un incremento de una mujer no soltera activa por cada cuatro nuevos ocupados varones. Novales y Mateos (1990) plantean que la participación laboral femenina en España es sensible a las fluctuaciones del mercado de trabajo; sin embargo, las mujeres solteras y no solteras, responden de manera diferente frente a las fluctuaciones del empleo.

Hijos

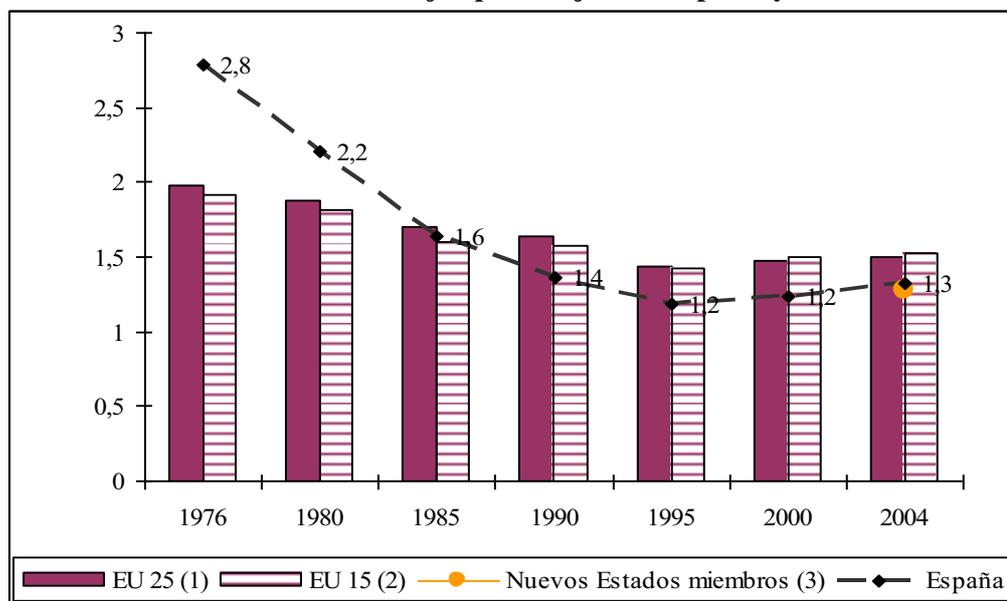
Conocida es la relación entre fecundidad y actividad laboral de las mujeres. La disminución de la fertilidad media de las mujeres en la mayoría de los países de occidente, ha motivado que varios investigadores profundicen en esa relación entre fertilidad y actividad laboral femenina.

En España, el incremento de la participación laboral ha estado acompañado de un descenso de la fecundidad. El gráfico 8 muestra que el número medio de hijos por mujer, en España, en el año 2004 fue de 1,3, menos de la mitad del resultado de 1976. Además, hasta mediados de los ochenta, España tenía una media mayor que la del conjunto de los países que componen la UE, situación que claramente revierte a partir de la década de los noventa.

Con la disminución de la fecundidad España ha experimentado el envejecimiento de su población. Una posible explicación a esa disminución es que las mujeres retrasan el nacimiento de su primer hijo para mantener su estabilidad laboral. El gráfico 9 indica que la edad media a la que las mujeres en España tienen su primer hijo ha aumentado. En

1975 era de 25 años de edad, elevándose a 29 años de edad en 2000, año a partir del cual se mantiene estable.

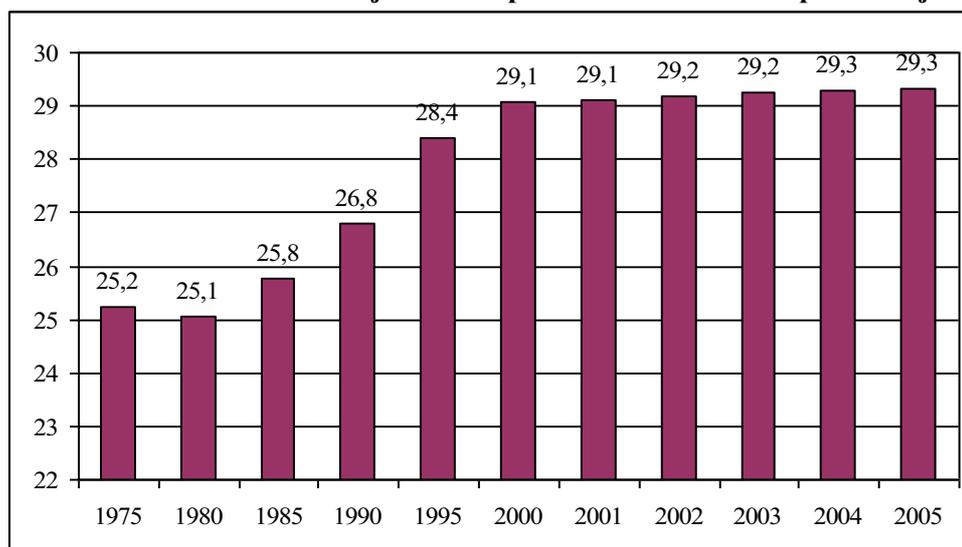
Grafico 8: Número medio de hijos por mujer en España y la UE. 1975 - 2004.



Fuente: Instituto Nacional de Estadística

(1) EU 25: Unión Europea (25 países); (2) EU 15: Unión Europea (15 países); (3) Nuevos Estados Miembros (República Checa, Estonia, Chipre, Letonia, Lituania, Hungría, Malta, Polonia, Eslovenia, Eslovaquia)

Gráfico 9: Edad media de mujeres en España al nacimiento del primer hijo. 1975-2005.



Fuente: Instituto Nacional de Estadística

La evidencia para España indica que la cantidad de niños en el hogar afecta a las decisiones de participación laboral de las mujeres. Cuando en las ecuaciones que estiman la probabilidad de participación laboral de las mujeres se coloca como variable explicativa el número de hijos, su coeficiente resulta con signo negativo y normalmente la variable es significativa (Hernández, 1995). No obstante, una revisión más completa indica que el resultado dependerá principalmente de dos factores adicionales, la edad de los niños y el estado civil de la mujer.

En el estudio de Álvarez (2002) se plantea la existencia de incompatibilidad entre la actividad laboral y el cuidado de los niños, lo que explicaría por qué su estudio se centra en mujeres con niños pequeños. En el trabajo se establecen sub muestras de mujeres, de acuerdo con la cantidad y edad de hijos menores, para luego estimar modelos *probits* alternantes y analizar la decisión de una mujer española acerca de tener un primer hijo, un segundo o un tercero. Los resultados de los modelos indican que la edad del primer y segundo hijo afecta positivamente a la participación laboral.

Fernández (2003) construye dos variables, considerando el número de niños menores de 14 años y el número de niños de 14 a 16 años, y estima para los dos coeficientes un signo negativo, siendo las dos variables significativas.

Sin embargo, los resultados cambian cuando se estudia a mujeres solteras. González et al. (1999) estudia los casos de España y Castilla y León. En ambos obtiene que la variable hijos menores de 6 años afecta positivamente a la actividad laboral de las mujeres, cuando son solteras y negativamente, cuando son casadas.

Del cuadro 6, se obtiene que en España el porcentaje de mujeres activas, de entre 15 y 49 años de edad, casadas, es menor cuando tienen hijos. Las casadas sin hijos observan un alto porcentaje de actividad, en esta edad.

Cuadro 6: Tasas de actividad de Mujeres entre 15 y 49 años, por número de hijos nacidos vivos.

	Total	Ninguno	Uno	Dos	Tres	Cuatro	Cinco y más
Casadas	52,57	76,78	56,54	49,84	43,47	52,4	22,31
Total de Mujeres	55,06	58,06	59,9	51,92	43,66	53,13	25,57

Fuente: Encuesta de fecundidad. Instituto Nacional de Estadística, 1999.

Consecuentemente con lo anterior, el estudio de Moreno et al. (1996) construye 15 modelos para una muestra de mujeres casadas. En 10 de ellos incluye la variable hijos, expresada de distintas formas, según su edad y la cantidad en cada tramo de edad. Los resultados son persistentes. Las variables resultan significativa y los coeficientes negativos.

Cambios en la estructura económica

Adicionalmente a los factores mencionados, la literatura también señala que algunos cambios en la estructura económica podrían hacer variar la productividad laboral y los costos de oportunidad, con el consecuente impacto en el salario potencial de mercado y de reserva, respectivamente. Los estudios motivados por el aumento que ha tenido la incorporación de la mujer al mercado del trabajo en España reconocen al menos dos elementos adicionales: el crecimiento de la actividad económica en España y los consecuentes cambios en el empleo.

El crecimiento de la actividad económica en España, acompañado de mejores niveles de capital humano, ha llevado a aumentar considerablemente los salarios esperados, encareciendo los usos alternativos del tiempo a favor del mercado laboral. De Lamo y Dolado (1993) al analizar el comportamiento de variables que miden la dinámica del empleo, el salario, el desempleo y la participación, encuentran relaciones entre ellas y calculan los efectos que tienen las fluctuaciones de alguna sobre las otras. De este modo, se constata que el incremento de la participación femenina, acontecidos en España en la década de los ochenta fue estimulado por el aumento del empleo. Novales (1989) sugiere una posible conexión entre la evolución de la población activa y la del ciclo económico, aunque luego precisa (Novales y Mateos, 1990) que las respuestas a las fluctuaciones del mercado de trabajo español no son suficientes como para explicar el importante incremento registrado en la participación femenina.

Como consecuencia del crecimiento de la actividad económica, se generan mayores oportunidades de empleo. No sólo aumentan los puestos de trabajo, también se generan ocupaciones en las que no se necesita fuerza física ni horarios fijos. Al respecto, las características sectoriales del empleo femenino en España son un aspecto importante.

Tres cuartas partes de las mujeres ocupadas con estudios superiores, trabajan en el sector de Otros Servicios (Novales, 1989). La mayor cantidad de actividades terciarias y la flexibilidad laboral son parte de la estructura actual del mercado laboral español. Iglesias et al. (2003) prueba que el incremento de las actividades de servicios ha sido determinante en la evolución de las tasas de participación laboral de las mujeres en los países de la UE, sin embargo, la menor tercerización relativa en España explicaría en parte las menores tasas relativas de actividad femenina de este país.

Novales y Mateos (1990) analizan la relación entre participación femenina y actividad económica en España. Los resultados sugieren que la tasa de participación, tanto de las mujeres solteras como de las mujeres no solteras, decrece 1 punto por cada 3 puntos de aumento de sus respectivas tasas de paro. Además, en las mujeres no solteras, el efecto a largo plazo es nulo, siendo, por tanto, meramente transitorio.

Al respecto la literatura (Strand y Dernburg, 1964 y Gracia, 1986, para EEUU) plantea otros argumentos interesantes: “el trabajador desanimado”, que deja de declararse activo al convencerse de la imposibilidad de conseguir empleo, y el *trabajador adicional*, que se incorpora a la población activa con el ánimo de lograr la renta perdida por otros miembros de la unidad familiar.

4. El caso de Chile

Antecedentes preliminares

El creciente interés de las mujeres por participar en el mercado del trabajo es uno de los hechos más significativos de las últimas décadas, tanto en América Latina como en el resto del mundo occidental. En la década de los noventa, Chile ha experimentado una dinámica en sus tasas de actividad laboral femenina nunca antes vista en su historia económica. Un proceso similar ha tenido lugar en el resto de los países de América Latina, aún cuando la mayoría de ellos han mostrado tasas superiores. Éste es un fenómeno con significado no sólo económico, sino también social y cultural. En cuanto a estos últimos aspectos, pueden existir patrones comunes entre Chile y el resto de los

países latinoamericanos; es decir, los factores asociados al hecho de que cada vez más mujeres quieran trabajar pueden ser similares en los países de América Latina.

Las tasas de participación laboral de las mujeres en Chile se han incrementado significativamente a partir de la década de los noventa. En 2002, año correspondiente al último Censo de Población y Vivienda de Chile, la población en edad de trabajar (PEA) estaba formada por 11.226.309 personas, de las cuales 5.877.149 representaban la población activa o fuerza de trabajo, lo que supone una tasa de participación laboral del 52,2%. La fuerza de trabajo supera al valor obtenido con los datos del Censo anterior (de 1992) en un 27% y éste aumento se explica principalmente por el crecimiento de la fuerza de trabajo femenina respecto del censo de 1992 fue de un 50,1%, (la de los hombres alcanzó un 17,6%).

El comportamiento descrito en el párrafo anterior constituye una tendencia reciente en Chile. En este país, históricamente, las tasas de actividad laboral femenina se han caracterizado por ser bajas, pero con notables diferencias entre las diversas las regiones.

En la primera parte, de esta sección se analiza la participación laboral femenina en Chile en el largo plazo, su evolución y las disparidades existentes entre las distintas regiones; posteriormente, se estudia el caso chileno en el contexto de América Latina. En la segunda parte, se analizan los factores asociados a las variaciones en participación laboral femenina, lo que se lleva a cabo mediante una doble vía: revisión bibliográfica y análisis empírico de la realidad chilena en la década de los años noventa.

4.1. Tendencias de largo plazo

4.1.1. Evolución de la tasa de participación femenina en Chile

Si se realiza un análisis de los resultados en el largo plazo, se observa con mayor nitidez el importante crecimiento que ha experimentado la actividad laboral de las mujeres en los años noventa.

Históricamente, las mujeres en Chile han tenido bajas tasas de participación en el mercado del trabajo. El cuadro 7 muestra las tasas de actividad laboral de los hombres y las mujeres en Chile, desde principios de siglo. Se observa claramente que la participación laboral del país está en torno a la mitad de su población económicamente activa, sólo en 1970 y 1982 se registraron tasas particularmente bajas, que se relacionan con ciclos económicos a la baja. Sin embargo, se aprecia una brecha muy grande entre las tasas de actividad de los varones y las mujeres, cuestión que se observa en todo el período, pero que tiende a disminuir para el último Censo (2002). Efectivamente, las tasas de actividad femenina hoy son la mitad que la de los varones, mientras que en los períodos anteriores las diferencias eran mayores.

Cuadro 7: Tasas de actividad laboral en Chile, en porcentajes. 1930 a 2002 (*)

Tasa de Participación	1907	1920	1930	1940	1952	1960	1970	1982	1992	2002
Total de la Población	52,8	52,4	49.1	52.3	53.5	48.3	44.7	44.1	49.1	52.2
Población Femenina	28,9	27,3	19.2	25.6	25.9	20.9	19.7	22.3	28.1	35.6
Población Masculina	79,4	78,2	79.9	79.9	82.4	77.5	71.7	67.3	71.5	70.0

Fuente: Pardo (1987a) y Censos de Población INE

(*) Hasta 1982 población de 12 años y más; desde 1992 población de 15 años y más.

De esta forma, aún cuando se percibe una baja actividad laboral femenina, dado que éste ha sido un hecho histórico, los niveles alcanzados en el año 2002 representan avances importantes. Por ejemplo, se observa que en sesenta años, entre 1930 y 1992, se registró una variación global de sólo 8.9 puntos porcentuales; más aún en el período, 1907-1992, la tasa de actividad media fue de un 25%. Sólo diez años más tarde se aprecia una variación importante, llegando al 35.6%. Con ello la brecha entre sexo, que sigue siendo aún muy alta, disminuyó de 43,1 a 34,4 puntos porcentuales desde 1992 a 2002¹³.

4.1.2. Disparidades regionales

En este punto, se analizan las cifras de participación laboral de las mujeres en Chile por región, particularmente a partir de 1990, analizando sus diferencias.

La fuente de información es la encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional, CASEN, que permite estimar tasas de participación laboral cada dos años, lo

¹³ Además entre 1992 y 2002 la participación masculina se redujo en un 1,5% (cuadro 1).

que constituye una ventaja en relación al Censo de Población y Vivienda que se toma cada diez años. En este caso se trabaja con datos de 1990, 1996 y 2000.

Según esta fuente, como se aprecia en el cuadro 8, en el período se registra un incremento sostenido de la actividad laboral femenina. A principios de los noventa las mujeres ocupan cerca de un tercio de la fuerza de trabajo en Chile, lo que aumenta al 37% en el año 2000. Además, esta tendencia se registra en todas las regiones, a pesar de la marcada y permanente concentración territorial en la Región Metropolitana, que posee cerca de la mitad de la fuerza de trabajo del país.

En cuanto a las tasas de actividad, desde el inicio del período se observa un incremento. En el año 2000 la participación alcanza un 39,8%, siete puntos más que al inicio del periodo, en tanto que la dispersión entre regiones se mantiene en alrededor de 5 puntos porcentuales. Para cada uno de los años estudiados, las tasas de actividad globales son superiores a la media regional, lo que está explicado por el peso relativo que poseen algunas regiones con altas tasas de actividad laboral femenina. Claramente ésta es la situación de la Región Metropolitana.

Al analizar las tasas de actividad por regiones, se confirman diferencias importantes, por ejemplo, la Región Metropolitana exhibe porcentajes de participación superiores en 6 puntos al total nacional y 8 puntos distantes del promedio regional. Un resultado opuesto muestran las regiones de la Araucanía, Los Lagos y Antofagasta. Además, se observa que nueve de las trece regiones del país tienen una participación menor al valor global.

Por otro lado, la desviación estándar de las tasas de actividad entre regiones se incrementa en los años 1996 y 2000, con respecto a 1990. Además, el aumento de la tasa actividad de laboral es dispar, por ejemplo, en la Región de Antofagasta crece 4,5 puntos porcentuales y en la Región de Aysén 12 puntos. Sólo Magallanes tiene una variación negativa, aquí la tasa de actividad femenina se reduce 3,6 puntos entre los años 1996 y 2000. No obstante, en el período completo todas las regiones incrementan sus tasas de actividad femenina, siendo la región de Tarapacá la que observa una mayor evolución.

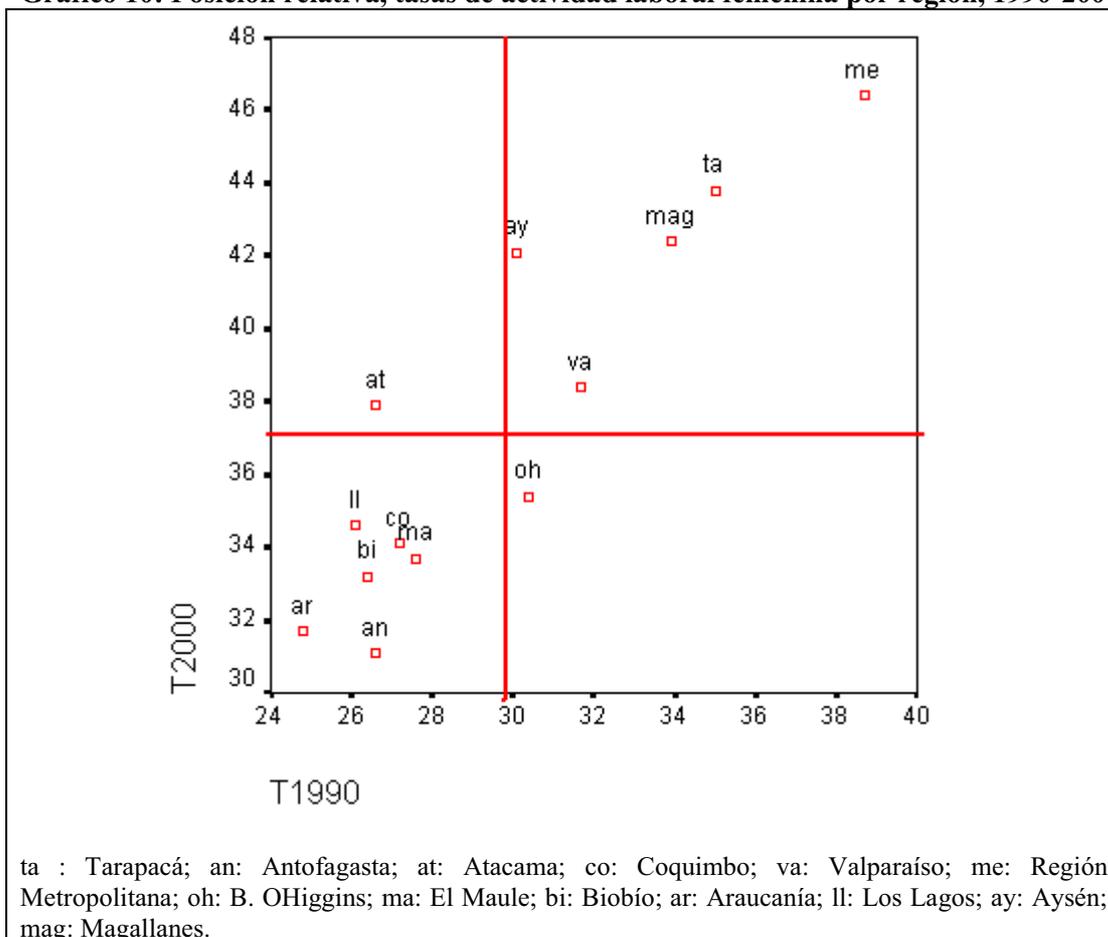
Cuadro 8: Tasa de actividad laboral y fuerza de trabajo (FT), por regiones y año, 1990, 1996 y 2000, en porcentaje y miles de mujeres.

Región	Fuerza de Trabajo)			FT regional femenina (%)			Distribución regional de FT femenina (%)			Tasa de actividad laboral femenina		
	1990	1996	2000	1990	1996	2000	1990	1996	2000	1990	1996	2000
Tarapacá	41559	49328	68402	34,3	34,0	38,2	2,6	2,5	3,0	35,0	36,6	43,8
Antofagasta	37123	46323	53997	26,9	28,6	30,5	2,3	2,4	2,4	26,6	28,9	31,1
Atacama	20032	25363	33069	26,2	29,7	34,7	1,3	1,3	1,5	26,6	30,7	37,9
Coquimbo	49173	68210	77334	29,1	31,5	34,2	3,1	3,5	3,4	27,2	33,6	34,1
Valparaíso	162765	197447	233942	34,5	35,1	37,7	10,3	10,0	10,3	31,7	35,6	38,4
B. O'Higgins	72935	84508	104962	29,6	30,2	33,5	4,6	4,3	4,6	30,4	31,1	35,4
Maule	81136	101291	113698	28,3	29,6	32,1	5,1	5,2	5,0	27,6	31,8	33,7
Biobío	164516	202043	233361	28,4	31,0	34,5	10,4	10,3	10,3	26,4	29,8	33,2
Araucanía	65628	97015	99887	27,0	30,9	31,9	4,1	4,9	4,4	24,8	32,1	31,7
Los Lagos	88131	106745	135835	26,7	29,4	32,8	5,6	5,4	6,0	26,1	29,2	34,6
Aysén	7365	10553	12865	29,0	31,3	33,7	0,5	0,5	0,6	30,1	37,5	42,1
Magallanes	16314	22912	23678	32,2	38,3	39,3	1,0	1,2	1,0	33,9	46,0	42,4
Metropolitana	778739	953941	1081089	37,3	38,9	40,5	49,1	48,5	47,6	38,7	42,7	46,4
Global	1585416	1965679	2272119	32,9	34,7	37,0	100,0	100,0	100,0	32,5	36,5	39,8
Media Regional	121955,1	151206,1	174778,4	30,0	32,2	34,9	7,7	7,7	7,7	29,6	34,3	37,3
Desv. Estándar	203483,1	248546,9	281156,8	3,5	3,4	3,1	12,8	12,6	12,4	4,2	5,3	5,0

Fuente: Elaboración propia a partir de la CASEN 1990, 1996 y 2000.

El gráfico 9 muestra la posición relativa de las tasas de actividad de cada región respecto a la media de los años 1990 y 2000. Se aprecia que cinco regiones muestran una mejor posición de actividad en ambos años: las Región Metropolitana, Tarapacá, Magallanes, Valparaíso y Aysén poseen en 1990 una posición relativa es favorable, que se consolida en el año 2000. La única región que mejora significativamente su situación es Atacama: en 1990 observa una actividad inferior a la media, cuestión que mejora en el año 2000. En un sentido contrario, la Región B. O'Higgins muestra un retroceso en el año 2000 respecto de su posición relativa en 1990. Finalmente las regiones de la Araucanía, Antofagasta, Biobío, Los Lagos, Coquimbo y Maule muestran una peor posición en ambos períodos.

Gráfico 10: Posición relativa, tasas de actividad laboral femenina por región, 1990-2000



4.1.3. Chile en el contexto de América Latina

Ya se ha dicho que en los años noventa, el incremento de la actividad laboral femenina en Chile fue mayor en relación a su comportamiento histórico. Sin embargo, al comparar los resultados con el resto de los países de la región se aprecia que no fueron suficientemente altos. Como se desprende de la información del cuadro 9, la mayoría de los países de América Latina poseen tasas mayores que las que registra Chile.

El siguiente cuadro contiene datos de participación laboral de 20 países latinoamericanos:

Cuadro 9: Tasas de participación laboral de la mujer en zonas urbanas de los países de América Latina, 1990 - 2005.

País	año	%	País	Año	%	País	año	%
Argentina			Ecuador			Panamá		
(Buenos Aires)	1990	38		1990	43		1991	43
	2000	45		2000	51		1999	48
	2005	50		2005	54		2005	51
Bolivia			El Salvador			Paraguay		
	1989	47		1989	51		1994	50
	2000	54		1998	51		1999	55
	2004	58		2002	51		2005	59
Brasil			Guatemala			Perú		
	1990	45		1990	43		1995	40 (*)
	2000	53		2000	54		1999	55
	2005	57		2005	58		2003	54
Colombia			Honduras			Republica Dominicana		
	1991	48		1990	43		1992	53
	1999	55		1999	54		2000	51
	2005	55		2003	50		2005	53
Costa Rica			Jamaica			Trinidad y Tobago		
	1990	39		1990	62(*)		1990	38(*)
	2000	43		2000	-		2002	48(*)
	2005	48		2003	53(*)		2005	-
Chile			México			Uruguay		
	1990	35		1989	33		1990	44
	2000	42		2000	42		2000	50
	2003	45		2005	47		2005	50
Cuba			Nicaragua			Venezuela		
	1990	-		1993	44		1990	38
	2000	-		1998	51		2000	47
	2004	38(*)		2000	52		2005	52

Fuente: Panorama Social 2006, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), sobre la base de encuestas a hogares en respectivos países.

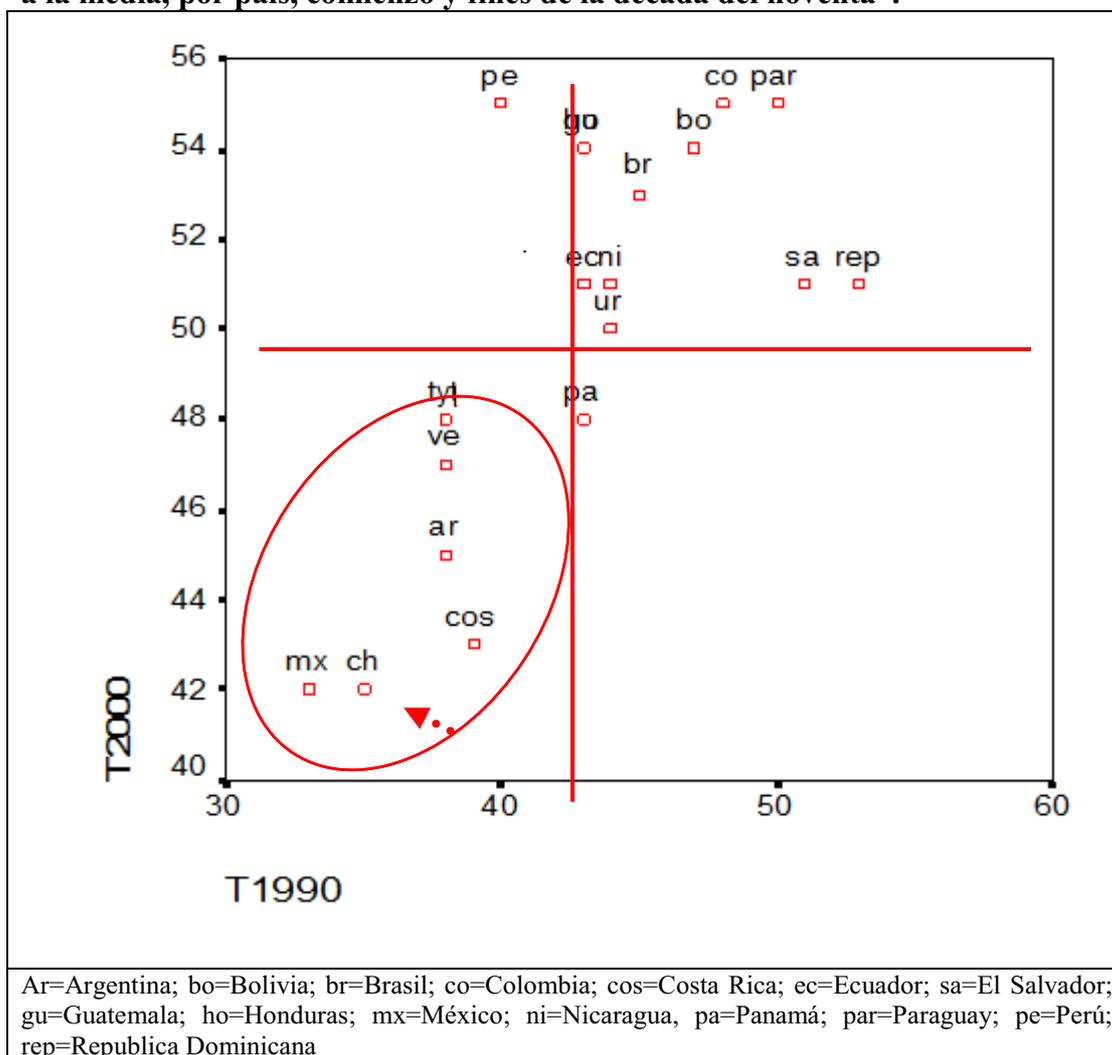
(*) Datos Labour force survey, base de datos OIT, total país.

Como se observa en el cuadro 10, los indicadores para Chile son distintos de los presentados en el cuadro 8 y 9. Lo anterior se debe a que ahora la fuente de información contiene sólo los datos de la zona urbana de la encuesta CASEN, coherentes con los disponibles para el resto de países. Sin embargo, para cubrir una mayor cantidad de países, se presentan también indicadores procedentes de otras fuentes. Además, como se observa, los años en que los datos fueron capturados no coinciden para todos los países. Es por ello que las tasas de actividad laboral se agruparon en resultados al inicio, mediados y fines de la década de los años noventa. El análisis indica que, a excepción de México, todos los países presentan tasas de actividad superiores a Chile (a conclusiones

similares llegan Contreras et al., 2006), en todos los períodos analizados. Además, pese al incremento registrado en la actividad femenina en Chile, la brecha observada con respecto al resto de los países a comienzo de la década del noventa no se ha reducido.

Para un ampliar el análisis, se realiza el gráfico 11 que muestra la posición relativa de las tasas de participación laboral femenina, por países, a comienzos y fines de la década de los noventa.

Gráfico 11: Posición relativa en las tasas de participación laboral femenina, respecto a la media, por país, comienzo y fines de la década del noventa*.



Fuente: a partir del Cuadro 2.

Se aprecia que Chile pertenece al grupo de países que tiene una peor posición relativa. Ello ocurre porque sus tasas de participación laboral son inferiores a la media en los dos períodos analizados, pero además su posición dentro de este grupo de países (en

que además están: Trinidad y Tobago, Venezuela, Argentina, Costa Rica y México) es muy baja.

También se observa que la mitad de los países analizados muestran resultados por encima de la media en los dos períodos: período inicial 42% y final 49,8%. Se destacan los resultados de Colombia, Paraguay y Bolivia. A fines de los noventa, también Guatemala y Brasil; y a principios de la década, El Salvador y República Dominicana y luego Ecuador, Nicaragua y Uruguay.

En sentido opuesto, Perú muestra un avance importante en su posición relativa, aún teniendo en cuenta la diferencia en la fuente de datos de este país. Es notable observar que de tener una posición relativa inferior a la media en 1990, a fines de la década pasa a tener tasas muy superiores.

De este modo, se aprecia que Chile, pese al avance experimentado en la década, mantiene niveles de actividad femenina muy bajas en relación a la mayoría de los países de la región, donde muchos observan tasas de actividad similares a las de los países desarrollados (ver cuadro 10).

Una posible explicación de las altas tasas de actividad en América Latina en general tiene que ver con los efectos del período de la crisis, de los ochenta. En este sentido, León (2002) explica cómo durante el período de la crisis en la región se produce una fuerte expansión de la actividad femenina, impulsada por la ocupación en empleos por cuenta propia, a tiempo parcial y altamente precarios. Otros estudios argumentan que estas altas tasas de actividad están asociadas en América Latina a un aumento de la precariedad en las condiciones de trabajo femenino¹⁴ (Villareal, 1992). En general, muchas de las ocupaciones femeninas en América Latina corresponden a empleos de carácter informal, donde están sobre representadas (Abramo, 2000), o bien a empleos inestables dentro del sector formal. También este alza se relaciona con la flexibilización y las decisiones de reducción de los costos de mano de obra por parte de las empresas (Standing, 1991). Valenzuela (2000) alude a que el empleo femenino ha sufrido un proceso de terciarización con una gran concentración en las actividades de baja productividad. Barrientos (2006) relaciona la informalidad de las ocupaciones femeninas con la liberalización comercial.

En el mismo sentido, Schkolnik (2005) establece tipologías de inserción laboral y dice que el patrón de incorporación laboral de la mujer en Chile se caracteriza porque es de mejor calidad, en comparación al resto de América Latina. Las mujeres en Chile poseen un mayor nivel educativo, por lo que resultaría difícil su incorporación masiva al mercado informal, que es el sector que produce empleos masivos en muchos países de Latinoamérica. Destaca el hecho de que en Chile un 50% del total de los profesionales son mujeres, cifra similar a la media de los países desarrollados e incluso superior a las de Japón, España y Australia.

Aún cuando, en cifras de la OIT, Chile posee menores niveles de informalidad, los datos son considerables. Se estima que el empleo informal de mujeres en Chile, en el año 2000 era de un 44,5%, lo que representaba una pequeña disminución respecto de 1990 (al contrario de lo ocurrido en América Latina), en general, pero con una brecha de 10 puntos en la informalidad entre sexos (Salamé, 2004), en particular en el caso de mujeres que laboran a tiempo parcial (Leiva, 2000)

En otro trabajo, Schkolnik (2004) correlaciona las tasas de actividad laboral con la escolaridad de mujeres activas, en 16 países latinoamericanos, y encuentra correlaciones inversas. De este modo, los países con más altos índices de educación, Argentina, Chile y Uruguay, donde el promedio de escolaridad es de 12 años promedio, presentan tasas de actividad inferior a un 50%. La excepción la observa Panamá, lo que puede ocurrir por la alta demanda de trabajo formal en el sector servicios. Se enfatiza, entonces, en la existencia de un importante porcentaje de mujeres con altos niveles educacionales, cuya actividad principal es realizar quehaceres del hogar.

4.2. Determinantes de la participación laboral de las mujeres en Chile

Este punto tiene por objetivo analizar el comportamiento de algunas variables que, según la literatura, están asociadas a las variaciones de las tasas de actividad laboral femenina, revisando los indicadores obtenidos en Chile. Por esta razón, primero se realiza una revisión bibliográfica sobre los factores explicativos del fenómeno en los países de América Latina. Luego se analizan los datos de Chile obtenidos de las encuestas CASEN

¹⁴Por ejemplo: falta de contratos, inestabilidad laboral, carencias previsionales, mayor temporalidad.

de los años: 1990, 1996 y 2000. A partir de ellos, en cada una de las regiones chilenas se analizará la relación entre participación laboral y cada uno de los factores, en los tres años, 1990, 1996 y 2000.

La literatura reconoce que existe una gran cantidad de variables asociadas al fenómeno de la decisión de participación laboral femenina. Entre otros se destaca: acceso a mayores niveles de educación, aumento de la población urbana, factores socioculturales y cambios en la estructura productiva, que afectan a la demanda de trabajo.

En cada punto de este apartado, se estudia un factor distinto, analizando su relación con la actividad laboral de las mujeres según otras investigaciones y luego se realiza el análisis con datos regionales y globales para Chile, en los años mencionados.

El análisis bibliográfico permite identificar nueve factores importantes. Estos factores se pueden agrupar en aquéllos vinculados a: características personales; características y estructura del hogar al que pertenece la mujer; y situación del lugar de residencia. En el primer grupo se incluyen la edad, el nivel educativo, el estado civil y si la mujer es o no jefe de hogar. Entre las variables asociadas a la estructura del hogar, se incluyen la cantidad y edad de los hijos, otros ingresos en el hogar y su nivel de pobreza. Finalmente, en características de la zona de residencia, se analiza si corresponde a una zona urbana o rural, el estado de la distribución del ingreso regional y el nivel de actividad económica.

Edad

Existen varios estudios que indagan acerca de la relación que existe entre la variable edad de la mujer y su participación laboral. León (2000), en un estudio aplicado a nueve países Latinoamericanos, concluye que, en todos ellos la máxima participación laboral femenina ocurre entre los 25 y los 40 años, y que ninguno presenta una inflexión a la baja en este tramo de edad, como sí ocurre en algunos países europeos. Sin embargo, también se obtiene que en edad reproductiva la participación laboral de las mujeres tiende a disminuir, aún cuando existen diferencias importantes entre países.

El mencionado autor, establece tres modelos para diferenciar el comportamiento de las tasas de actividad femenina, según tramos de edad por país, (León, 2000). En el primer modelo, la participación se incrementa desde la juventud (15 a 19 años) hasta la edad del matrimonio (20 a 24 años), para alcanzar su máximo durante el ciclo reproductivo y la educación de los hijos (25 – 45 años) y luego declina nuevamente. Este caso es el caso de países como Bolivia, Chile y Uruguay. Un segundo modelo lo conforman aquellos países en que la máxima participación ocurre desde la edad del matrimonio (20 a 24 años) hasta la culminación del ciclo reproductivo (44 años) a partir del cual habría un descenso importante. Este comportamiento lo observan Brasil, Colombia, Costa Rica, México y Venezuela. Finalmente, en Argentina la participación es similar entre los 20 y 59 años de edad.

No obstante, la participación laboral de las mujeres se ha incrementado en todas las edades, aunque, en promedio, el mayor crecimiento de años recientes, como lo confirman Contreras et al. (2006) se ha producido en mujeres de 25 a 45 años de edad. En Chile, Gálvez (1997), revisando los datos de los Censos de población, 1970 a 1992, obtiene conclusiones similares, para el tramo de 20 a 54 años de edad.

En un estudio efectuado en Chile, Contreras et al. (2005), utilizando datos de la Encuesta de Ocupación y Desocupación para el Gran Santiago, indica que existe una estrecha relación entre la edad de la mujer y la participación; además, la trayectoria de la tasa de participación femenina presenta un quiebre en los años de mayor fertilidad femenina, y después se recupera al aumentar la edad. Específicamente, para la región Metropolitana, en el rango entre 23 y 31 años de edad, se produce una disminución de la participación femenina. Posteriormente, hasta los 49 años, existe un comportamiento zigzagueante, pero sin marcadas disminuciones o aumentos generalizados, para terminar cayendo paulatinamente hasta los 60 años. Finalmente, las mujeres que actualmente tienen 30 años de edad registran tasa de participación significativamente superiores a las registradas por sus coetáneas en la década del 60.

De acuerdo a los datos del cuadro 10, se constata que existe una marcada diferencia en tasas de participación por edades. La participación por grupo etáreo en Chile es marcadamente mayor en el tramo de edad entre 25 y 40 años. Para el año 2000, la participación sube al 53,4% respecto de un 27,3% en el tramo inferior y de un 47,8% en

el siguiente. Además, se aprecia que en todas las regiones del país, la participación laboral de las mujeres de 41 a 59 años de edad aumenta notablemente, en el período comprendido entre los años 1990 y 2000. Así, la tasa de actividad laboral de las mujeres en Chile, en ese tramo de edad, crece 12,9 puntos desde el año 1990 a 2000.

Cuadro 10: Tasas de actividad laboral femenina, por rango de años de edad, Región y año

Región	1990				1996				2000			
	15-24	25-40	41-59	60 y+	15-24	25-40	41-59	60 y+	15-24	25-40	41-59	60 y +
Tarapacá	24,2	44,6	44,1	13,6	20,5	48,4	44,9	18,3	33	53,4	59,7	11,6
Antofagasta	17,6	36,8	28,4	9,4	22	38,3	30,1	8,7	18,4	41,3	36,2	16,1
Atacama	19,1	31	37,8	8,1	19,4	41,2	32	10,4	22,4	50,9	45,9	8,8
Coquimbo	20	40,1	30,6	3,8	25,6	46,1	39,6	9,4	21,6	48,7	43	7,1
Valparaíso	27,7	43,9	33,7	10,7	28,6	51,2	38,4	12,3	27,3	56,7	49,2	11,8
B. O'Higgins	29,1	41,4	26,8	6,7	29,5	42,8	30,9	7,9	26,3	47,5	43,1	9,7
Maule	24,7	36,7	28,8	6	26,9	42,8	34,1	8,6	26,4	44,3	39,2	9,9
Biobío	22,6	35,9	27,8	5,5	24,4	38,2	33,4	8,5	23,8	46,8	38,2	8
Araucanía	25,9	33	25,2	8,4	27,1	40	36,4	9,9	26,4	41,7	38,1	9,7
Los Lagos	23,9	35,7	24,4	7,7	24,1	39,7	32,2	8	25	45,8	43,1	12,6
Aysén	29,9	36	30,2	7,7	26,5	48,6	39,8	15,2	23,4	57,5	49,2	16,8
Magallanes	29,1	47,1	31,4	11,7	38,1	59,5	49,7	16,1	22,7	60,2	51,3	8,5
Metropolitana	31,6	51,7	42,5	12,6	30,8	56,9	52,3	12,8	30,5	60,3	55	14,1
Global	27,3	43,9	34,9	9,7	27,9	48,9	42,3	11,1	27,3	53,4	47,8	11,8

Fuente: Elaboración propia a partir de la CASEN, 1990, 1996 y 2000.

Al realizar este análisis por regiones, se observa una gran dispersión, en algunas existen marcadas y persistentes diferencias de tasas de participación por tramo etáreo, como en la regiones Metropolitana y Magallanes, y en otras las diferencias son menores.

Sin embargo, se debe considerar que la relación entre participación laboral y edad de la mujer está influenciada por dos características adicionales: su nivel educativo y su estado civil, lo que se analiza a continuación.

Educación

Los estudios indican que el nivel educativo es el factor más importante en el éxito ocupacional y en el ingreso laboral alcanzado, siendo la variable exógena más utilizada en las investigaciones sobre participación laboral femenina.

Poseer mayores niveles educativos aumenta la posibilidad de obtener una ocupación de calidad y mejor remunerada. Trabajos con mayor salario permiten contar con apoyo de infraestructura y servicios para tareas domésticas y cuidado de los niños, lo cual estimula a que un mayor número de mujeres busquen trabajos remunerados y genera incentivos a la participación laboral. Inclusive García (2002) concluye que el ciclo de vida familiar -edad, estado civil y número de hijos- pierde importancia en la incorporación al mercado laboral de las mujeres más educadas.

Según León (2000), las mayores tasas de actividad laboral entre 25 y 44 años de edad están asociadas a que es en ese tramo de edad donde las mujeres latinoamericanas presentan mayor capital educativo. El mayor acceso a la educación se traduce en una disminución de la participación en edades más tempranas, pero con incrementos en las tasas de actividad desde los 24 años, de manera de prolongar la esperanza de vida laboral.

Fawcett y Howden (1998) señalan, que si bien la mayoría de los estudios sobre participación confirman que la decisión de la mujer de ingresar en el mercado laboral depende de la educación y de otras características demográficas, estas variables tienen mucha menos importancia en la decisión de ingresar al mercado laboral en los países con alto nivel de participación en el sector informal. Este sería el caso de Bolivia, Ecuador y Perú, donde la probabilidad de que la mujer participe en la fuerza laboral no varía mucho con el nivel de educación. En estos países el efecto de un mayor nivel de educación se refleja más en el tipo de empleo (trabajo por cuenta propia o como empleada asalariada) que en la participación.

El estudio de Duryea et al (2002), que analiza 18 países de América Latina y el Caribe, estiman que los aumentos en la educación de las mujeres explican el 30% del crecimiento de las tasas de actividad laboral. Por otro lado, León (2000) plantea que, tanto el aumento en la cobertura educacional como “el cambio de actitud de las beneficiarias y sus familias, que las apoyan en el proceso educativo” han influido en el incremento de la participación laboral de la mujer en los países latinoamericanos.

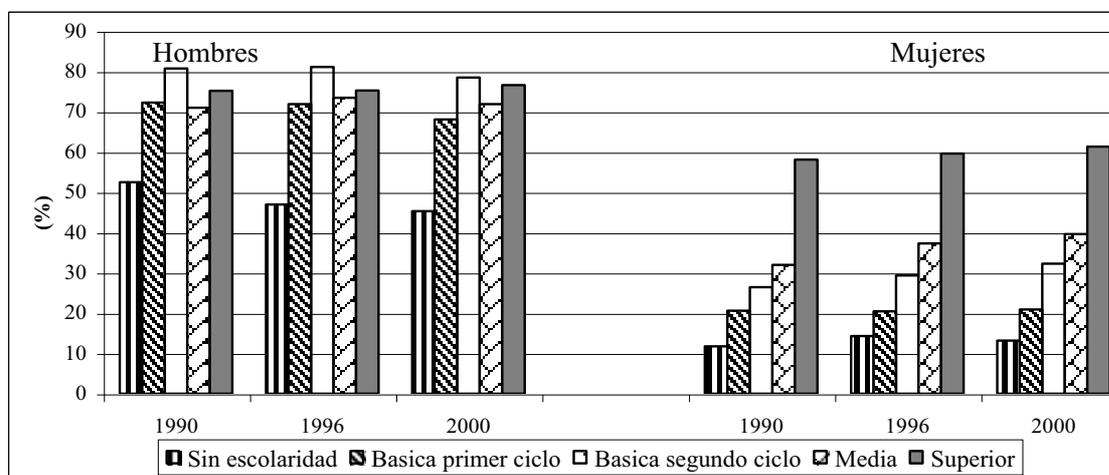
Valenzuela (2000) indica que la tasa de participación laboral de las mujeres con nivel de escolaridad básica se mantiene en torno al 25%, mientras que en aquellas que sólo cuentan con estudios de nivel medio, bordea el 30%. Por el contrario, las tasas de participación de las mujeres que han cursado los primeros años de estudios universitarios

(13 a 15 años de estudios); experimentan un aumento considerable, pasando de 40% a 52%, y se mantienen en torno al 70%, entre las que tienen de 16 a 18 años de estudios.

Pardo (1987) detecta correlaciones positivas y significativas entre el nivel de educación de las mujeres y su tasa de participación. En otro estudio, Mizala et al (1998) destacan que en Chile la participación femenina se eleva de manera significativa con el nivel de educación, siendo prácticamente el doble en el tramo de escolaridad más elevado (educación universitaria) que en el tramo de hasta educación básica. Las mujeres sin educación tienen una participación de sólo un 15% y aquéllas con mayor educación de un 59% (Mizala et. al., 1999).

Es interesante apreciar que existen diferencias entre varones y mujeres en la contribución que hace la educación al incremento de la tasa de actividad. El gráfico 12 muestra los datos para 1990, 1996 y 2000. Se observa claramente que la brecha se mantiene en los tres años de estudio y disminuye a medida que aumenta el nivel educativo.

Gráfico 12: Tasas de actividad laboral femenina en Chile, por nivel educativo.



Fuente: Elaboración propia a partir de la CASEN, 1990, 1996 y 2000.

El cuadro 11 muestra las tasas de actividad de las mujeres, en las regiones chilenas, por nivel educativo. Se observa claramente una relación tal que las mujeres con educación básica muestran tasas de participación laboral muy bajas, inferiores a un 30%, inclusive en aquéllas con educación media. Sin embargo, cuando cuentan con educación superior, sea ésta de centros de formación técnica, universitaria o de institutos

profesionales, el porcentaje se duplica, siendo la educación universitaria la que causa mayor impacto en el indicador, con tasas en torno al 60%.

Cuadro 11: Tasa de actividad laboral femenina en Chile por nivel educativo, región y año

Región	1990					1996					2000				
	Básica	Media H.	Media T.P.	Univ.	Inst. CFT	Básica	Media H.	Media T.P.	Univ.	Inst. CFT	Básica	Media H.	Media T.P.	Univ.	Inst. CFT
Tarapacá	27,7	30,2	38,2	63,2	52,5	29,6	32,7	30,1	51,4	59,4	38,3	43,2	38,9	57,1	69,5
Antofagasta	18,8	20,2	37,5	58,7	51,1	19,9	27,8	29,4	49,9	37,6	23,4	23,2	39,4	54,3	41,9
Atacama	21,8	23,8	32,6	60,0	38,1	21,6	30,1	31,6	53,6	54,5	29,8	36,3	35,0	75,7	55,1
Coquimbo	21,2	27,5	29,8	68,8	41,4	23,7	36,2	35,0	64,2	63,7	23,3	37,1	38,6	49,9	52,4
Valparaíso	25,8	30,5	39,9	55,6	51,4	24,6	34,4	47,1	52,5	63,6	29,7	37,3	50,0	51,7	60,5
B. OHiggins	25,6	31,3	29,1	70,5	56,2	23,4	35,7	41,1	58,5	52,6	27,7	35,4	51,4	56	54,7
Maule	18,6	31,2	37,8	76,1	48,0	25,3	34,4	43,5	61,1	59,4	24,9	34,5	39,4	69,9	54,2
Biobío	17,9	29,8	34,7	61,6	48,3	17,7	31,4	43,6	53,2	55,5	21,0	33	44,6	59,6	58,3
Araucanía	15,8	28,5	36,1	67,4	51,2	23,2	37,3	33,9	58,7	58,9	21,8	35,8	37,4	52,1	64,5
Los Lagos	19,1	30,8	39,4	62,0	55,8	20,4	33,1	41,5	61,5	54,4	27,3	37,2	42,8	60,9	57,5
Aysén	25,8	29,5	27,6	82,9	73,4	28,8	43,9	37,2	64,3	61,4	38,7	44,3	52,0	61,6	48,2
Magallanes	23,3	36,3	45,9	64,1	47,3	39,9	40,2	53,7	61,2	66,6	37,8	24,4	48,5	71,7	49,8
Metropolit.	31,6	35,8	40,1	61,4	61,0	32,1	41,6	44,2	57,5	68,4	34,7	42,6	48,4	64,8	66,2
Global	24,5	32,3	37,9	62,5	56,5	25,7	37,3	42,1	56,6	62,9	28,7	38,4	45,5	61,1	61,1

Fuente: Elaboración propia a partir de la CASEN, 1990, 1996 y 2000.

Otra forma de analizar el factor educación es a partir de los años de escolaridad. Se evidencia que a medida que se incrementa el nivel educativo, aumenta la participación laboral, tanto a nivel global como regional. Al respecto, resulta interesante observar el cuadro 12. Para cualquiera de los años analizados a nivel global, cuando la escolaridad es baja, de 5 años o menos, las tasas de participación laboral son también inferiores, de alrededor de un 20%; en el tramo de 9 a 12 años de escolaridad aumenta a 38% y con más de 12 años de educación, las tasas superan el 50%. En las regiones se observa la misma tendencia.

Gálvez (1997) realiza un estudio en Chile de la distribución de mujeres activas, por nivel educativo, en tres periodos censales, 1970, 1982 y 1992 y concluye que las tasas de actividad laboral son directamente proporcionales al nivel de educación de las mujeres. Por ejemplo, de 1970 a 1992 la actividad aumenta en 8,5 puntos porcentuales, mientras el porcentaje de mujeres activas con educación superior crece en 9,8 puntos.

Cuadro 12: Tasa de actividad laboral femenina en Chile por años de escolaridad, región año

Región	1990				1996				2000			
	< 5	5-8	9-12	> 12	< 5	5-8	9-12	> 12	< 5	5-8	9-12	> 12
Tarapacá	27,8	27,5	30,4	56,6	29,7	35,7	31,3	51,9	33,2	36,3	28,9	56,9
Antofagasta	16,1	18,9	21,3	51,5	19,5	22,5	27,4	43,8	24,1	24,3	18,4	41
Atacama	18,4	23	23,8	48,2	21,4	22,2	29,5	52,9	27,8	30,1	23,3	53,2
Coquimbo	13,6	24,8	26,1	52,1	19,5	27,1	34,9	63,8	19,3	26,1	27,4	47,5
Valparaíso	20,4	27,3	30,8	52,8	23	27,4	36	58	18,6	32,8	32,4	49,9
B. O'Higgins	17,9	28,4	30,2	57,3	14,4	27,5	36,3	56,4	18,6	31,5	26,4	50,8
Maule	14,1	19,3	30,6	64,9	18,5	27,9	35	62,8	17,3	28	24	51,1
Biobío	14	18,7	29,5	55	14,6	21	32,7	55,1	15,2	24	27,4	49,5
Araucanía	11,2	18,3	27,6	62,2	18,4	24,8	36,3	60,6	15,2	25,5	23,2	50,8
Los Lagos	12,8	21,7	30,8	56,7	14,2	23,4	34,1	60,5	18,4	31,6	28	53,3
Aysén	18,3	26,4	29,1	75,5	24,6	30,5	42,1	65,2	25,7	41,2	35,6	57,7
Magallanes	21,4	25	34,5	61,3	37,6	41,8	45,7	61	40,7	40,6	20,6	54,5
Metropolitana	25,6	33,2	35,3	60,1	26,2	36	40,9	62,1	26,1	38,2	32,4	57,7
Global	18,2	26,4	31,9	58,1	20,3	29,4	37,3	59,6	20,8	32,3	29,3	53,7

Fuente: Elaboración propia a partir de la CASEN, 1990, 1996 y 2000.

Sin embargo, también se argumenta que, dependiendo de la situación conyugal, es posible que existan algunas diferencias en el impacto que producen mayores niveles educativos en las tasas de actividad laboral femenina. Garavito (2001) demuestra que para Lima (Perú), una mayor educación determina mayor probabilidad de participación sólo en mujeres cónyuges.

Estado Civil

En estudios realizados para Chile, Gil, 1992 y Mizala et al 1999, se constata que las mujeres casadas o con pareja presentan una menor probabilidad de participar en el mercado de trabajo. Esto se explica por la división del trabajo en el hogar donde los hombres se especializan en el mercado de trabajo y las mujeres en el cuidado de los niños y la producción doméstica, lo que es concordante con lo que plantea la teoría económica. Este punto se analiza en el siguiente capítulo.

Los datos del cuadro 13 muestran la conducta descrita. En él aparecen las tasas de participación promedio de mujeres que tienen pareja estable y mujeres que no la tienen. Claramente las primeras muestran un porcentaje menor. En 1990, sólo hay dos excepciones Magallanes y Aysén y en 1996, Magallanes constituye la única excepción.

Cuadro 13: Tasas de actividad laboral femenina, según condición de estado civil, región y año

Región	1990		1996		2000	
	Sin pareja	Con pareja	Sin pareja	Con pareja	Sin pareja	Con pareja
Tarapacá	37,9	32,9	37,0	36,2	44,5	44,0
Antofagasta	36,1	19,6	37,9	22,0	35,2	27,5
Atacama	32,8	22,3	36,0	26,9	39,8	35,5
Coquimbo	30,9	23,2	37,5	29,2	34,6	32,2
Valparaíso	38,3	26,1	42,4	30,4	40,4	37,9
B. OHiggins	37,0	24,8	38,5	25,6	37,5	33,0
Maule	35,3	19,9	35,7	28,3	36,6	30,6
Biobío	34,7	18,8	35,9	24,2	38,8	28,3
Araucanía	31,5	19,2	34,5	27,5	35,0	28,5
Los Lagos	34,1	18,9	34,2	23,9	39,8	31,0
Aysén	37,3	24,6	42,8	33,8	36,6	44,9
Magallanes	41,5	28,6	45,8	45,9	41,4	43,1
Metropolitana	45,8	32,4	45,8	39,9	47,0	43,7
Global	39,7	26,2	41,0	32,4	41,9	37,1

Fuente: Elaboración propia a partir de la CASEN, 1990, 1996 y 2000.

Las labores domésticas ocupan parte importante del tiempo de las mujeres con pareja lo que representa un obstáculo para su incorporación al mercado de trabajo, sí, es probable que las mujeres casadas sacrifiquen una parte de ingreso monetario a cambio de obtener un trabajo compatible con las labores domésticas. No obstante, Schkolnik (2004) estima una alta reducción en las tasas de actividad doméstica, por parte de las mujeres de América Latina. El cálculo corresponde a la media, para 14 países, en zonas urbanas. En mujeres cónyuges, entre 1994 y 2002, las tasas de actividad en quehaceres domésticos caen de un 53,2% a 43,5%.

Otros estudios argumentan que es probable que el nivel de participación en el mercado laboral de las mujeres casadas esté condicionado al salario del marido. Di Paola y Bergés (2000), para Argentina y Bucheli (2002), para Montevideo (Uruguay), obtienen relaciones negativas entre el salario del marido y la actividad de la mujer, de manera que a medida que aumenta el primero la probabilidad de que la mujer ingrese al mercado de trabajo disminuye. Además, es probable que la situación de participación laboral de las mujeres que viven en pareja pueda estar determinada por la condición de actividad de su cónyuge. Bucheli (2002) estima, para Uruguay, coeficiente positivo y variable significativa, de manera que la probabilidad media de participar de una mujer con cónyuge sin ocupación es 10 puntos porcentuales mayor que la de con cónyuge ocupado.

Sin embargo, es en este segmento donde se evidencia mayor dinamismo. Las tasas de actividad laboral de mujeres con pareja han registrado un mayor crecimiento siendo objeto de varias investigaciones.

Por otro lado, el aumento de las tasas de participación de las mujeres sin pareja tiene que ver con la evidencia de que muchas son jefas de hogar y únicas responsables del mantenimiento del hogar (Orlando y Zúñiga, 2000), cuestión que se analizará a continuación.

Jefatura de Hogar

La participación laboral varía según el tipo de hogar sea nuclear o extenso. Bucheli (2002) obtiene para Uruguay que la presencia de otros adultos en el hogar aumenta la probabilidad de actividad laboral respecto de mujeres que viven solamente con su cónyuge.

En general, las jefas de hogar tienen una participación mayor a la del total de mujeres. Schkolnik (2004) estimó la tasa de actividad de jefas de hogar en 14 países de América Latina, en 2002, en un 59,7% y la compara con un 50,8% para el total.

Fawcet y Howden (1998) indican que, pese a que tener la familia a cargo influye positivamente en la participación laboral de las mujeres, sus responsabilidades domésticas hacen que tengan menos movilidad para entrar al mercado laboral, lo anterior influye en la obtención de trabajos de menor remuneración, a menudo en el sector informal.

Gill (1992) y Mizala et al. (1998 y 1999) para Chile, García et al (1997) en Uruguay y Castellar y Uribe (2001) para Colombia, estiman relaciones positivas y significativas entre la jefatura de hogar y la probabilidad de participar en el mercado laboral.

Como indica el cuadro 14, para Chile y por región, las tasas de participación laboral de mujeres que asumen jefaturas de hogar son muy superiores a las del resto de las mujeres, de forma que en algunas regiones, la diferencia en la media de participación

llega a más de 20 puntos porcentuales. A nivel global, esta brecha muestra una tendencia creciente de 7 a 12 puntos porcentuales, desde 1990 al año 2000.

Cuadro 14: Tasas de actividad laboral femenina, según condición de jefatura de hogar por región y año.

Región	1990		1996		2000	
	no es jefe de hogar	si es jefe de hogar	no es jefe de hogar	si es jefe de hogar	no es jefe de hogar	si es jefe de hogar
Tarapacá	33	49	32,7	59,7	41	63,1
Antofagasta	24,2	41	26,8	40,5	27,8	44,1
Atacama	25,5	33,1	29,1	41,7	34,3	52,3
Coquimbo	26,4	30,2	32,6	35,8	32,2	39,1
Valparaíso	30,5	38	34,3	43,3	37,6	46,2
B. O'Higgins	29,3	35	30,2	37,4	33,8	42
Maule	25,8	32,9	30,9	35	32,2	39,6
Biobío	25,5	31,3	28,4	36,5	31,1	43,7
Araucanía	24,7	26,1	30	34,4	30,4	37,8
Los Lagos	25,2	30,4	27,1	36,8	32,8	46,5
Aysén	28,7	35	34	57,6	39,9	50,5
Magallanes	33,4	36	44,3	52,6	38,1	61,6
Metropolitana	37,6	45,7	41,2	50,3	43,2	56,1
Global	31,4	38,6	34,9	44,2	37,4	49,2

Fuente: Elaboración propia a partir de la CASEN, 1990, 1996 y 2000.

En consecuencia, existe una relación entre tasas de actividad laboral y tipo de hogares, sin embargo esta relación está vinculada también con el nivel de ingreso del hogar. Gálvez (1997), para Chile, relaciona la participación laboral con el tipo de hogar (nuclear, completo e incompleto) y el parentesco (jefe de hogar, cónyuge, hijo/a), por quintiles de ingreso y obtiene que las diferencias en la actividad de las jefas de hogar, tienen distintos resultados, entre el primer y último quintil, asociadas al tipo de hogares. Las tasas son altas en el quinto quintil de hogares extensos, pero en éstos la actividad laboral de las jefas de hogar del primer quintil es muy baja. En hogares nucleares y extensos incompletos, las tasas de actividad de las mujeres jefas de hogar del primer quintil son mayores.

Otros ingresos

Como se indicó en el capítulo I, la teoría económica plantea que la decisión de participar en el mercado laboral depende de las preferencias entre el trabajo y el ocio y la cantidad de ingresos no laborales disponibles. En este trabajo, se denomina “otros

ingresos” a los salarios de otros miembros del hogar, como el cónyuge, otras rentas como jubilaciones y los subsidios.

En el contexto dado en el párrafo anterior, los incrementos en el salario del marido, por ejemplo, tienden a reducir la probabilidad de participación femenina, lo cual está explicado porque el salario de reserva de la mujer aumenta con la riqueza del marido, haciéndola más propensa a quedarse en el hogar. Al respecto, Di Paola y Bergés (2000) para Argentina y Bucheli (2002) para Uruguay, llegan a similares conclusiones: existe una relación negativa entre el salario del marido y la participación de las mujeres en la fuerza laboral. Por su parte, Garavito (2001), con datos de Perú, usa la variable ingreso de un familiar y prueba su efecto negativo en la actividad laboral femenina.

A continuación, se examina si entre las mujeres que participan y las que no participan, existen diferencias importantes en cuanto a los otros ingresos que pudiesen percibir en el hogar. Como se ha dicho, los “otros ingresos del hogar” son todos aquellos ingresos monetarios del hogar que no corresponden a ingresos laborales propios. El mismo análisis se realiza con los subsidios. Los resultados se presentan en el cuadro 15.

Cuadro 15: Índice, de otros ingresos (OY) y subsidios (S) en hogares, de mujeres que no participan respecto de las que participan, por año.

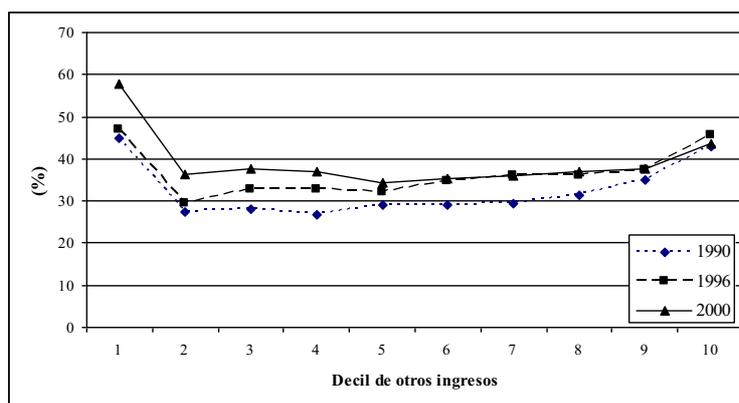
Región	$\frac{OY \text{ hogares en que la mujer no participa}}{OY \text{ hogares en que la mujer participa}}$			$\frac{S \text{ hogares en que la mujer no participa}}{S \text{ hogares en que la mujer participa}}$		
	1990	1996	2000	1990	1996	2000
Tarapacá	0,89	1,37	0,98	1,54	1,08	1,53
Antofagasta	0,69	0,84	0,93	1,59	0,78	0,94
Atacama	0,94	0,87	1,27	1,29	1,78	1,29
Coquimbo	0,96	0,92	1,09	1,54	1,45	1,63
Valparaíso	1,04	1,01	1,10	1,42	1,31	1,35
B. O'Higgins	0,95	0,83	0,99	1,16	1,43	1,77
Maule	0,66	0,83	1,11	1,31	1,39	1,67
Biobío	0,66	0,72	1,20	1,53	1,50	1,83
Araucanía	0,73	0,81	0,95	1,26	1,61	1,98
Los Lagos	0,88	0,89	0,93	1,58	1,56	1,80
Aysén	0,88	1,05	1,02	1,47	1,15	1,20
Magallanes	0,79	0,88	1,45	1,32	1,64	2,52
Metropolitana	0,89	0,85	0,96	1,17	1,51	1,60

Fuente: Elaboración propia a partir de la CASEN, 1990, 1996 y 2000.

Se observa que, en la mayoría de las regiones, el total de otros ingresos en el hogar de mujeres que no participan es menor que el de las activas. Sin embargo, en el año 2000 las diferencias son menores. Al contrario, los subsidios de mujeres que no participan

son notablemente mayores a los de las que sí lo hacen. Sin embargo, en el gráfico 13 se observa que las tasas de actividad laboral femenina disminuyen cuando aumenta marginalmente el total de otros ingresos; desde el primer al segundo decil de otros ingresos, en cambio desde el decil 2 al 9 las tasas de actividad se mantienen y aumentan en el decil 10.

Gráfico 13: Tasa de actividad laboral femenina por decil de otros ingresos y año



Fuente: Elaboración propia a partir de la CASEN, 1990, 1996 y 2000.

Número de integrantes en el hogar

La evidencia indica que, cuanto mayor sea el tamaño de la familia, menor será la probabilidad de que la mujer participe en el mercado laboral, dado el aumento en el salario de reserva. Di Paola y Bergés (2000) en Argentina, Bucheli (2002) para Uruguay y Garavito (2001) en Perú, obtienen coeficientes negativos para variables significativas.

En particular, Mizala et al. (1999) concluyen, para Chile, que la estructura familiar, el número de hijos y la edad de los mismos, determinan la probabilidad de participación laboral femenina, aunque con menor intensidad que el nivel de educación. Al contrario, para el caso de los hombres estos factores tienen influencia positiva en la participación laboral (Mizala et al, 1998).

El cuadro 16 muestra, a nivel global que las tasas de de participación van disminuyendo conforme va aumentando el tamaño del hogar, tendencia que se mantiene entre 1990, 1996 y 2000. A escala territorial se dan distintas situaciones, de modo que en algunas regiones se observa claramente la misma tendencia, por ejemplo, en la Región Metropolitana. Pero en otros casos, no se observa una continuidad en la tendencia

regional entre un año y otro; por ejemplo Tarapacá muestra que para el año 2000 un promedio de actividad laboral mayor en hogares compuestos por 3 a 5 personas.

Cuadro 16: Tasas de actividad laboral femenina, por tamaño del hogar, región y año.

Región	1990			1996			2000		
	<= 2	<= 5 y > 2	> 5	<= 2	<= 5 y > 2	> 5	<= 2	<= 5 y > 2	> 5
Tarapacá	44,3	34,9	32,1	49	37,1	31,4	44,3	48,7	36,1
Antofagasta	27,8	26,9	25,2	31,6	25,1	34,2	43,1	27,9	31,7
Atacama	28,9	28,8	22	36,5	32,9	23,5	32,4	39,8	34,1
Coquimbo	24	27,9	26,2	36,3	31,5	34,7	32,2	35,8	29,4
Valparaíso	31,7	31,9	31	29,1	36,5	38	36,1	40,1	38,4
B. O'Higgins	31,1	28,7	32,1	23,3	31,9	32,5	33,6	34,9	36
Maule	24,5	27,3	26,6	36,3	30,7	30,9	33,1	34,4	30,2
Biobío	31,3	25,1	26,4	34,4	28,7	29,3	35,3	33,8	30,4
Araucanía	25,7	26,7	21,2	28,4	30,8	31,4	32,1	32,5	28,4
Los Lagos	27,9	25,6	25,3	29,6	28	29	39,6	34,5	32,9
Aysén	34,8	27,8	32,2	32,9	40,7	29,1	47,2	42,8	31,3
Magallanes	29,4	33,8	37,1	45,4	46,9	42,5	60,1	37,7	33,1
Metropolitana	40,2	39,7	35,6	45,3	43,4	39,5	49	46	41,2
Global	33,8	33,0	30,4	37,8	36,5	35,0	41,7	39,9	36,2

Fuente: Elaboración propia a partir de la CASEN, 1990, 1996 y 2000.

Número de niños en el hogar

Según Harper (1992), tanto para EE.UU. como para América Latina los niveles más altos de participación femenina han estado asociados a niveles más bajos de fecundidad. Sin embargo, en América Latina – a pesar de las tendencias históricas de disminución en la fecundidad y aumento en la participación femenina en la fuerza laboral – en ciertos casos existe una relación positiva entre estas dos variables y en otros se ha detectado una relación inversa aunque no de manera clara. Harper concluye que la relación entre ambas variables se vuelve más fuerte y más negativa a medida que los países se desarrollan.

Interesantes resultan las conclusiones de Valenzuela (2000), obtenidas para los países del Cono sur de América Latina. Contrariamente a lo esperado, debido a las dificultades de conciliar responsabilidades familiares y laborales, mayores tasas de participación femenina se dan en países con fecundidad más alta. Sólo Brasil responde al patrón clásico, esto es, aumentos en las tasas de participación relacionadas con disminuciones en la fecundidad.

A conclusiones similares llega Schkolnik (2004). Analizando el comportamiento de 14 países, observa que los países con mayor tasa de fecundidad, Guatemala, Bolivia, Paraguay, Nicaragua y Ecuador, tienen también tasas de actividad laboral femenina altas para la región, superiores al 50%, con la única excepción de Honduras. En cambio, países con baja natalidad, como Chile, Costa Rica y Argentina, tienen menores tasas de participación laboral.

Los datos del cuadro 17 demuestran, para Chile, cierta tendencia en la relación inversa entre número de hijos y tasas de actividad laboral femenina, lo que no es claro a nivel de regiones.

Cuadro 17: Tasas de actividad laboral femenina, por número niños en el hogar, región y año.

Región	1990					1996					2000				
	0	1	2	3	3 y +	0	1	2	3	3 y +	0	1	2	3	3 y +
Tarapacá	37.6	56.5	31.7	32.9	38.8	33.4	43.0	33.6	38.9	7.2	44.2	47.4	37.6	53.6	22.5
Antofagasta	29.9	37.3	21.0	23.7	25.7	28.6	27.3	31.6	22.9	22.3	30.8	31.8	30.2	29.4	22.9
Atacama	29.7	47.1	24.3	18.4	11.8	29.0	35.2	23.1	39.0	37.9	34.0	39.8	43.0	21.4	50.3
Coquimbo	27.1	42.1	25.6	24.6	25.8	31.1	37.6	30.7	29.7	29.3	32.2	33.7	36.3	35.5	28.6
Valparaíso	33.3	51.2	28.6	35.7	25.1	35.2	39.1	33.7	28.4	26.9	37.1	43.7	39.0	30.1	32.9
B O'Higgins	28.3	58.8	29.3	35.9	23.0	27.7	35.7	32.4	24.1	27.1	34.8	38.2	28.4	32.4	31.8
Maule	27.1	50.3	23.7	20.7	37.6	32.3	32.3	29.2	26.0	24.8	33.2	33.7	33.4	30.6	30.8
Biobio	29.0	50.0	22.1	18.0	27.8	32.0	27.3	27.8	22.9	21.9	33.0	34.4	33.7	24.2	30.4
Araucanía	25.1	37.4	26.3	15.6	15.9	28.4	34.1	29.4	29.7	22.0	30.6	34.5	29.2	26.2	26.7
Los Lagos	27.4	49.5	23.2	23.1	22.0	29.1	26.6	30.1	30.5	28.8	35.2	36.6	32.3	22.3	39.6
Aysén	33.6	52.2	30.8	11.6	33.7	35.3	41.6	37.5	23.9	25.0	42.1	44.5	35.9	32.7	22.5
Magallanes	33.1	78.1	32.2	31.5	31.8	41.8	51.9	49.9	28.4	29.3	44.7	41.9	34.3	16.9	63.6
Metropolit.	40.0	73.7	35.9	34.6	32.8	43.6	42.2	41.1	38.8	39.9	45.0	46.7	43.1	46.2	38.5
Global	33.96	32.31	29.43	28.38	26.93	36.7	36.9	35.0	32.1	32.1	38.8	41.1	37.8	36.8	34.0

Fuente: Elaboración propia a partir de la CASEN, 1990, 1996 y 2000.

La reducción de la cantidad de niños por mujer observada en Chile tiene evidente impacto en el aumento de la actividad laboral. Larrañaga (2006) observa que el número de hijos decrece desde alrededor de 4,5 hijos por mujer en la década de los sesenta hasta la mitad de ese valor hacia el año 2000, manteniéndose la caída a lo largo del período. La consecuencia final es una tendencia a que las mujeres trasladen el tiempo antes dedicado a crianza de hijos, a la producción en el mercado laboral.

Existe cierta dificultad para determinar si la fecundidad condiciona la participación femenina o es al contrario. Los estudios ofrecen diversos resultados.

Algunos han analizado el rol de la maternidad como determinante de la participación. La responsabilidad que asume la mujer en el cuidado de los hijos y en las labores del hogar repercute, sin duda, en la decisión de ella de participar en el trabajo remunerado. La cantidad de hijos que tienen las mujeres condiciona su continuidad laboral y el tiempo dedicado al trabajo fuera del hogar. Gill (1992) demuestra para Chile, que a menor edad de los hijos, menor la probabilidad de participación de la mujer y mayor la del hombre. Luego Mizala et al. (1998 y 1999) obtienen evidencia respecto del impacto negativo que produce en la oferta laboral, medida en horas de trabajo, la cantidad de hijos en edad preescolar. Por su parte, Contreras et. al (2005) estiman relaciones positivas entre participación laboral femenina mujeres en Chile e hijos menores de 6 años de edad; sin embargo el coeficiente se vuelve negativo en los tramos de edad mayores. Por su parte, con ello López (2006) demuestra que la fertilidad ha tenido un impacto significativo y negativo.

A una conclusión similar llegan Gong y Van Soest (2002) en un estudio sobre oferta laboral para ciudad de México, pero además obtienen que la presencia de otro adulto en el hogar reduce el efecto de los hijos. Por su parte, Hallman et al (2003), en un estudio para Guatemala, analizan por distinto número de hijos, diferenciando por edades y sexo. El estudio de Bucheli (2002), para Uruguay, concluye que el salario de reserva se eleva cuando los niños son pequeños y disminuye cuando crecen, e incluso hasta deja de tener efecto.

Sin embargo, Kelley y da Silva (1980), que usan para Brasil una metodología de ecuaciones simultáneas (distinta a la que se aplica en el Capítulo V de este trabajo), concluyen que la maternidad en países de ingreso bajo puede ser compatible con la participación de la madre en el mercado laboral.

En un estudio para Chile, Lérica (2006) señala que el impacto negativo en la actividad laboral de las mujeres se manifiesta al nacer el segundo hijo. Sin embargo, Peticara (2006) demuestra que el riesgo de que las mujeres se vuelvan inactivas durante el primer año de sus hijos al menos se duplica y es mayor en el caso de las generaciones de mujeres mayores, lo que da cuenta de los importantes cambios en los patrones culturales en Chile.

Por otro lado, se dice que la presencia de hijos menores determina una menor probabilidad de participación de las mujeres, bajo determinadas circunstancias. Por ejemplo, García et al (1997) y Garavito (2001) señalan que esta relación se da solamente cuando las mujeres no son jefas de hogar, pero que estaría también influenciada por la edad, los años de instrucción de la madre y por la posibilidad de que otros miembros de la familia colaboren en los cuidados de los hijos. Bucheli (2002) estima que la probabilidad de ser activa de una mujer cónyuge sin hijos es un 19% mayor que si tuviera un menor. A la vez, Mizala et. al (1999 y 1998) obtuvieron que las mujeres pertenecientes al primer decil de ingreso tienden a tener más hijos menores de 7 años que las mujeres del decil décimo, con lo cual la probabilidad de participación en el mercado del trabajo de las primeras se torna sensiblemente menor.

Condición de pobreza y ciclo económico

La evidencia indica que para algunos países de América Latina (Bolivia, Colombia, Costa Rica, Perú, Venezuela y Chile), las tasas de actividad laboral son menores entre los grupos más pobres, en especialmente entre las mujeres. Las razones que se ha dado para esto son de distinta índole, pero muchas tienen que ver con el alto costo de oportunidad que las mujeres tienen para trabajar, en relación con los bajos ingresos laborales que pueden obtener (Villarreal, 1992).

Sin embargo, también se plantea que han surgido nuevas formas de trabajo, que se relacionan con las repetidas crisis económicas que han tenido muchos países de América Latina. En consecuencia, aumenta la ocupación de mujeres pero en sectores precarios, ya que, muchas se insertan en empleos informales y de mala calidad, como manera de aliviar la pobreza. Así, la población económica activa (PEA) de mujeres de bajos ingresos crece a tasas mayores. En un estudio de la OIT, se calcula que la tasa anual de crecimiento de la PEA, entre 1990 y 1998, de mujeres ubicadas en estrato bajo, corresponde a un 6,2%; en cambio en las de estrato alto se estima en 3,9% (Abramo, 2000).

Aquí es importante señalar el impacto que según algunos autores tiene la caída de salarios reales sobre el aumento de la actividad femenina, impacto que ha sido decisivo en América Latina durante la crisis, de la deuda externa. No obstante, en países no afectados

por dicha crisis, en los años ochenta la participación también se ha incrementado, como ha ocurrido en Colombia, que tiene indicadores altos en relación al resto de la región.

Durante la década de los noventa, la incorporación femenina sigue aumentando, a veces a tasas más altas que las registradas en otras décadas, inclusive en países en los que se resuelve la crisis de la deuda y tienen crecimiento sostenido de producto interno bruto y empleo (Bolivia, Chile, Costa Rica, México). Lo mismo sucede en aquellos países con una trayectoria del producto interno bruto fluctuante y tasas de desempleo en ascenso o que enfrentan limitaciones para crear empleos de calidad similar a los preexistentes (Argentina, Brasil, Venezuela). Esto se explica en algunos casos, porque el ingreso total y laboral de los hogares ha actuado como factor de presión en pro de la incorporación de la mujer al mercado de trabajo y, en otros, como factor de atracción en un contexto de rápida caída de la fecundidad y de mejoramiento del nivel educativo.

Pollack (1992), plantea que durante los procesos de crisis económica, las mujeres de todos los estratos de ingreso – tendencia más acentuada en los hogares indigentes – aumentan su tasa de participación como una medida de sobrevivencia, para compensar la caída en los niveles de ingreso de las familias y que durante los períodos de recuperación, la participación femenina disminuye, pero no vuelve a los niveles de precrisis, porque se les hace difícil renunciar a la actividad económica y prescindir de ese ingreso. Por su parte, Duryea et al (2002), señalan que, a medida que aumenta el PIB per cápita, también aumenta la participación. Sin embargo, en países como Honduras, Panamá, Brasil, México y Venezuela, los aumentos en las tasas de participación no están acompañados por incrementos del PIB.

En el caso de Chile, Contreras et al. (2005), estiman una relación positiva entre el crecimiento del comercio y la participación femenina. Por ejemplo, dicen que el crecimiento de un 10% de dicho sector en la región Metropolitana hace aumentar la tasa de participación en por lo menos 0.2 puntos porcentuales, mientras que la tasa de desempleo tendría un efecto negativo sobre la participación, pues una tasa de desempleo de 15% hace decrecer la tasa de participación en casi un punto porcentual. De este modo, llegan a la conclusión que la tasa de participación femenina es pro cíclica.

En Chile, la evolución del producto interno bruto (PIB) tiene una tendencia creciente desde 1983, tras de la crisis económica de 1982. Entre los años 1990 y 1998, la

tasa media de crecimiento del PIB se estima en 7,3% anual, aunque luego experimenta una caída de un 1,1%, con lenta recuperación. Las variaciones en PIB se relacionan con las variaciones de empleo y la evolución de los salarios reales. La expansión del producto en la primera parte de la década de los noventa produjo un descenso en el desempleo a tasas cercanas al 6%; sin embargo, a partir de la crisis de 1998, se produce un brusco aumento en 3 puntos porcentuales; no obstante, los salarios reales se incrementan anualmente en toda la década (Mizala y Romaguerra, 2001). En este contexto, la tasa de actividad laboral femenina en los noventa crece en un 8%, aunque con evidentes deferencias entre familias pobres y no pobres. Según Gálvez (1997), la tasa anual de crecimiento de la ocupación de las mujeres en Chile es de 2,9% y 4,2% para los períodos 1970-1982 y 1982-1992, respectivamente. Recientemente Larrañaga (2007) señala el impacto que tiene la mayor disponibilidad de empleo, los cambios en las características de las ocupaciones y el mayor salario, como las principales variables que explican el aumento de las tasas de actividad femenina producidas desde los años ochenta.

En el cuadro 18, se presentan las tasas de actividad laboral femenina asociadas a su situación de pobreza, para los años 1990, 1996 y 2000. Se observa que las tasas de participación son menores en los hogares más pobres, aunque en datos globales, en el período la participación aumentó en todos los segmentos.

Efectivamente, los datos muestran que existe una relación muy estrecha entre niveles de pobreza y participación laboral. En 1990, la diferencia entre la participación laboral de las mujeres de los hogares más pobres y la de los no pobres fue de 18 puntos porcentuales; en 1996 fue de 21 puntos y en el año 2000 de 15 puntos. No obstante, entre regiones, se observa una gran dispersión en las brechas de participación.

Las diferencia más acentuadas, para el año 2000, ocurren en Tarapacá. Por otro lado, la Región Metropolitana, que ha sido la región con mayor participación laboral femenina, observa persistentemente altas diferencias entre las tasas de actividad de las mujeres de hogares indigentes y las del resto cercanas al 20%; es decir, en los hogares que no son pobres las mujeres participan en un 20% más que en los pobres.

Cuadro 18: Tasa de actividad laboral femenina por, línea de pobreza, región y año.

Región	1990			1996			2000		
	Indigente	Pobre no Indigente	No Pobre	Indigente	Pobre no Indigente	No Pobre	Indigente	Pobre no Indigente	No Pobre
Tarapacá	24,4	20,5	38,8	24,7	28,5	38,3	18,3	36,6	46,4
Antofagasta	12,8	16,9	31	13,8	19,5	29,8	21,1	29,2	30,9
Atacama	11,5	20,5	28,9	11,4	21,9	33	27,9	38,5	37,9
Coquimbo	16,2	22,2	30,9	20,2	24	36,2	25,3	25,5	35,2
Valparaíso	24,7	23,3	36,2	15,1	23	38,7	37	32,5	39,7
B. O'Higgins	23,2	24	32,6	18,4	21,3	33,7	23,5	24,5	36,9
Maule	13,5	18	31,5	22,3	18,5	35,9	22,3	24,1	35,5
Biobío	16,7	17,6	31,1	12,6	19	33,7	22,3	24,7	35,2
Araucanía	13	17	28,9	17,8	22,8	34	22,1	26,4	32,9
Los Lagos	14,8	19,6	28,1	18,3	19,1	31,9	26	22	37,4
Aysén	11,3	23,8	32,7	20,4	25	40,4	29,5	25,7	43,4
Magallanes	20,8	23,1	36,8	32,9	31,4	46,8	26,9	37	42
Metropolitana	22,5	26,7	42,2	24,1	24,5	43,8	29,1	29,8	46,6
Global	19,1	22,3	36,6	18,1	22	39,1	26,3	27,7	41

Fuente: Elaboración propia a partir de la CASEN 1990, 1996 y 2000.

De esta forma, el aumento de las tasas de participación laboral femenina en los hogares más pobres, al final de la década de los noventa (de un 19,1% en 1990 a un 26,3% en el año 2000) dados los problemas de crecimiento registrados en el país, podría estar asociado a la búsqueda de aliviar la pobreza. Por otro lado, la caída en el indicador en la fase de crecimiento del PIB, de un 19,1% a 18,1% (1990 – 1996) se puede explicar, de acuerdo a lo que menciona Pollack (1992), porque en períodos de recuperación la tendencia en Chile es que las mujeres pertenecientes a los hogares indigentes abandonan el mercado laboral debido al por el bajo ingreso que perciben.

Ingreso del hogar

Las tasas de participación de las mujeres de bajos ingresos son significativamente inferiores al promedio de la participación femenina. Mizala et al. (1999) plantean que, de un grupo de 11 países estudiados, Chile presentaba la diferencia más grande en cuanto a tasas de participación por nivel de ingreso, es decir, el 10% más rico de la población femenina tiene una tasa de participación 3,8 veces más alto que el 10% más pobre. A su vez, Contreras et al. (2005) indican que la participación laboral de las mujeres en los hogares del 10% inferior de ingreso asciende a sólo el 24% del total de mujeres en edad de trabajar, mientras que en los deciles superiores supera el 60%.

Para este caso, se estiman las tasas de actividad laboral de las mujeres, por quintil de ingreso autónomo y regional. Se obtiene (cuadro 19) cierta correspondencia entre tasas de participación y quintil de ingreso del hogar. Si se observan los resultados globales, se detecta que, a medida que aumenta el ingreso familiar, las tasas de participación laboral de las mujeres son mayores, de manera que el 20% de los hogares más ricos del país posee tasas de participación que, por lo menos duplican la de los hogares ubicados en el quintil más pobre, aún cuando aumentan los niveles de participación en todos los tramos de ingreso, entre un período y otro.

Cuadro 19: Tasa de actividad laboral femenina por, quintil de ingreso autónomo regional del hogar, región y año, en porcentaje y relación entre quintil V y quintil I.

Región	1990						1996						2000					
	QI	QII	QIII	QIV	QV	V/I	QI	QII	QIII	QIV	QV	V/I	QI	QII	QIII	QIV	QV	V/I
Tarapacá	21,6	29,3	34,4	40,0	49,8	2,3	30,1	31,8	37,3	39,6	43,8	1,5	31,6	43,0	38,6	54,3	56,7	1,8
Antofagasta	16,9	16,6	26,5	28,0	49,4	2,9	19,2	26,8	21,8	30,5	44,5	2,3	28,5	23,9	27,1	35,7	44,7	1,6
Atacama	17,8	19,7	26,0	31,1	37,4	2,1	16,9	26,6	35,6	31,1	42,7	2,5	34,2	33,1	39,0	38,8	43,6	1,3
Coquimbo	16,6	20,4	24,7	35,5	38,1	2,3	20,7	23,8	33,8	34,3	52,4	2,5	23,6	28,2	32,9	37,7	47	2
Valparaíso	22,6	24,2	32,8	37,6	42,5	1,9	17,8	30,9	40,3	41,8	47,1	2,6	31,4	34,3	42,1	43,4	46,1	1,5
B. OHiggins	19,9	22,5	33	30,4	41,7	2,1	14,9	25,0	34,3	38,6	40,7	2,7	21,3	25,7	38,9	41	50	2,3
Maule	11,8	16,5	22,3	34,5	46,7	4,0	16,4	22,1	32,2	38,9	45,9	2,8	21,7	24,8	33,5	40,3	48,3	2,2
Biobío	15,8	17,1	20,6	31,9	41,1	2,6	14,6	18,5	26,6	35,9	49,5	3,4	19,9	26,9	31,4	40,5	51	2,6
Araucanía	11,7	17,9	21,9	28,2	41,3	3,5	15,9	20,7	31,3	34,4	48,6	3,1	16,7	27,4	28,9	36,4	49,5	3
Los Lagos	13,6	17,8	23,8	32,0	38,4	2,8	12,7	20,5	24,7	35,3	47,1	3,7	19,9	24,4	35,3	43,1	54,5	2,7
Aysén	12,7	28,6	29,5	33,1	47,1	3,7	28,6	26,7	39,1	39,4	51,5	1,8	26,5	35,4	41,9	52,1	56,8	2,1
Magallanes	21,1	27,8	31,6	43,0	43,3	2,1	35,5	43,0	39,6	47,2	61,8	1,7	32,9	30,2	41,1	60	47,8	1,5
Metropolit.	22,0	32,2	39,7	45,0	49,0	2,2	23,6	38,5	43,8	48,2	57,5	2,4	30,3	39,7	44,9	54,1	59,7	2
Global	18,8	24,9	31,7	38,1	45,1	2,4	19,8	30	36,8	41,7	51,6	2,6	26,5	33	39	46,8	53,7	2

Fuente: Elaboración propia a partir de la CASEN 1990, 1996 y 2000.

Sin embargo, esta relación es muy dispersa a nivel de regiones. Así, en un mismo año, la relación entre las tasa de participación del quintil más alto y el más pobre de algunas regiones es el doble que en otras. Por ejemplo, en 1990, en la región de El Maule es de 4 y en Valparaíso de 1,9. No obstante, en el año 2000 la brecha disminuye fuertemente.

En consecuencia, se constata que existe cierta asociación entre los resultados de las tasas de participación laboral de las mujeres y el nivel de ingreso del hogar al que pertenecen. Sin embargo no se puede establecer una relación de causalidad. Es posible que el estrato de ingresos del hogar sea un elemento que afecte a las decisiones de

participación de las mujeres, pero también es cierto que los ingresos que éstas perciben influyen en la situación económica de las familias.

Lugar de residencia, urbano - rural

En el mundo rural muchas labores extractivas son realizadas por mujeres, pero la mayoría de las veces no son reconocidas (Orlando y Zúñiga, 2000). Las oportunidades e incentivos que tienen las mujeres rurales para obtener un empleo remunerado son significativamente menores a las de sus congéneres urbanas. Además, tienen mayores dificultades para compatibilizar el trabajo remunerado con el trabajo en el hogar, debido a múltiples causas: las mujeres rurales tienden a tener más hijos, sus niveles educacionales son más bajos, poseen ingresos menores, tienen una precaria cobertura social en materia de empleos, menores posibilidades de guarderías y salas cunas donde dejar a sus hijos, menores posibilidad de estudio, mayores alternativas de autoconsumo. Por último, existe un “elemento cultural” que asocia a las mujeres con los quehaceres del hogar, lo que se encuentra más acentuado en el mundo rural. Entre otros, estos factores contribuyen a elevar el salario de reserva y desincentivan aun más la inserción laboral de la mujer rural (Pardo, 1987).

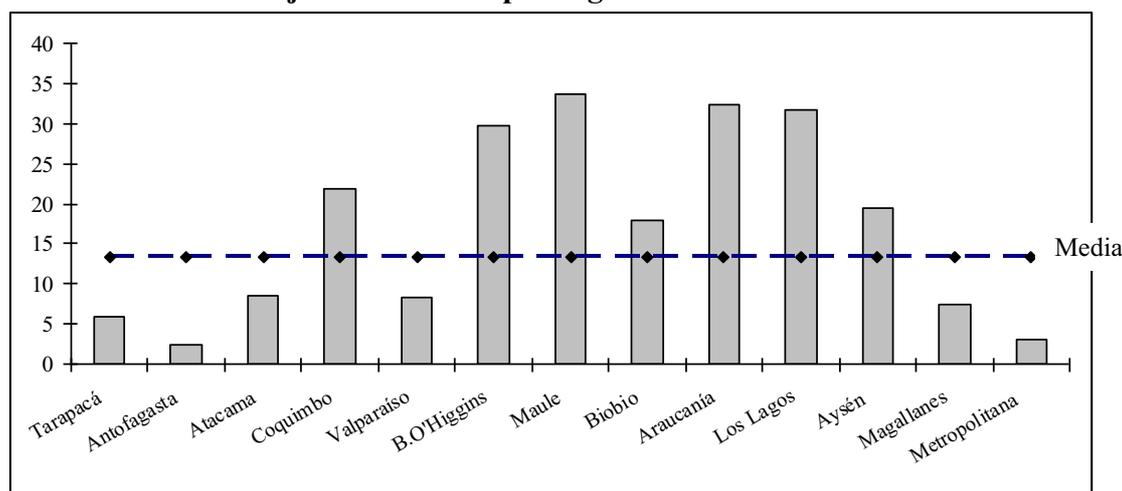
La situación de Chile no es muy diferente. De hecho, Gill (1992), encuentra que las mujeres rurales participan menos que las urbanas, situación contraria a la de los hombres. Además, plantea que la mayor participación laboral de la mujer en sectores urbanos podría estar dada por la elevada proporción de mujeres separadas y jefes de hogar existentes en tales zonas.

El 13,4 % de la población en Chile vive en zonas rurales (Censo, 2002). Sin embargo dicho porcentaje varía significativamente por región. El gráfico 14 presenta los datos para cada una.

De acuerdo al cuadro 20, la participación femenina rural de Chile tiende a ser menor a la de la zona urbana. A nivel global, las tasas de participación femenina del sector urbano de Chile casi duplican a las de las zonas rurales, aunque desde el año 1990 al 2000 se produjeron leves disminuciones en las diferencias. Este incremento puede ser atribuible al aumento de la demanda de empleo estacional agrícola.

A nivel de regiones, se observa que todas exhiben tasas de actividad femenina menores a las de las zonas urbanas, a excepción de las regiones de Tarapacá y Antofagasta, donde los resultados son los esperados en virtud de sus menores tasas de ruralidad.

Gráfico 14: Porcentaje de ruralidad por región de Chile



Fuente: Censo 2002.

Cuadro 20: Tasas de actividad laboral femenina, por zona, región y año

Región	1990			1996			2000		
	Urbano	Rural	Δ	Urbano	Rural	Δ	Urbano	Rural	Δ
Tarapacá	34,7	41,6	-6,9	36,6	35,4	1,2	44,2	45	-0,8
Antofagasta	26,5	29,5	-3	28,4	32,7	-4,3	30,5	43,2	-12,7
Atacama	27,2	18,6	8,6	30,9	27,5	3,4	37,9	29,7	8,2
Coquimbo	29,6	20,5	9,1	37	22,3	14,7	37	21,8	15,2
Valparaíso	32,4	25,6	6,8	36,7	26,7	10	40	28,4	11,6
B.O'Higgins	36,7	19,3	17,4	35,8	21,5	14,3	38,1	28,1	10
Maule	36,4	12,6	23,8	35,9	23,8	12,1	38,6	23,4	15,2
Biobío	29,7	14,8	14,9	33,7	13,3	20,4	36,9	16,1	20,8
Araucanía	30,3	16,9	13,4	37,5	19,3	18,2	38,9	15,5	23,4
Los Lagos	32,8	14,9	17,9	35,4	15,8	19,6	41,2	21,5	19,7
Aysén	32,3	24,3	8	38,6	33,1	5,5	43,9	33,5	10,4
Magallanes	34,5	24,1	10,4	46,4	36,3	10,1	42,8	31,4	11,4
Metropolitana	39,1	24,6	14,5	43,2	26,8	16,4	45,7	29,2	16,5
Global	35,3	17,6	17,7	39	20,3	18,7	41,8	22,4	19,4

Fuente: Elaboración propia a partir de la CASEN, 1990, 1996 y 2000.

5. Conclusiones

En este capítulo, en primer lugar se ha realizado una revisión bibliográfica general sobre la participación laboral de las mujeres, para dar cuenta del avance de la investigación en esta materia, principalmente en Europa y Estados Unidos. Posteriormente, se ha presentado un análisis detallado de la situación en España y en Chile. El estudio incluye el análisis de las tasas globales de actividad laboral femenina en el largo plazo, y de las tasas desagregadas al interior de cada país, con el fin de poner en evidencia la existencia de disparidades territoriales en la actividad laboral femenina, entre las comunidades autónomas en España y entre las regiones de Chile. Al mismo tiempo, se examinan los datos en el contexto de la Unión Europea, para el caso de España, y en relación a América Latina para el caso de Chile, con el propósito de analizar el comportamiento de la actividad laboral femenina española y chilena dentro de sus respectivos contextos regionales.

El objetivo final de este capítulo es determinar las variables, que según los estudios, están asociadas a las variaciones de actividad femenina en España y en Chile. Cuando se analiza el caso Chileno se incorporan conclusiones de estudios para otros países de América Latina, con la intención de averiguar si existen similitudes en cuanto a la tendencia y las variables determinantes, que expliquen los resultados de Chile desde la región.

Los resultados indican que las tasas de actividad femenina en España, aún cuando existen fuertes diferencias entre las CCAA, a nivel global registran un incremento notable, de alrededor de 16,7 puntos porcentuales, entre 1985 y 2003. Sin embargo, los indicadores son todavía muy bajos en comparación con la mayoría de los países del conglomerado de la UE. En el año 2003 España registraba una tasa media del 44% y la UE una media del 49%. Estas diferencias añadidas a compromisos asumidos por los países miembros en la Cumbre de Lisboa, hacen que el fenómeno sea motivo de preocupación. Existen varias publicaciones de investigaciones para España, que analizan el fenómeno desde dos puntos de vista, dependiendo de si surgen a fines de los ochenta o mediados de los años noventa. En las primeras se investiga la expansión en las tasas de actividad y los factores que incidieron en dicha expansión. En las segundas, la

preocupación apunta a tratar de explicar por qué los ritmos de crecimiento, de los noventa en adelante, son inferiores a los necesarios para lograr indicadores comparables con los de la mayoría de los países que componen la UE.

A lo largo del capítulo se identifican las variables que pueden haber provocado mayor impacto en el crecimiento de las tasas de actividad femenina en España. Son principalmente el aumento de los niveles educativos de la población, la disminución en la cantidad de hijos por mujer y los cambios en la estructura económica y tipos de empleo. A su vez, algunas de las explicaciones que plantea la literatura, respecto de las menores tasas que registra España con respecto a la media de la UE son la menor cantidad relativa de actividades de servicios que se registran en España y las estructuras familiares todavía tradicionales. Las tasas de actividad de mujeres no casadas son comparables con el resto de la UE; sin embargo en las mujeres casadas el resultado es muy bajo, pese a que es el segmento en que más ha crecido la tasa de actividad.

Por otro lado, los resultados para Chile muestran un incremento de la participación laboral de las mujeres de 13,3 puntos porcentuales (según Censo de cada año) entre los años 1982 y 2002, lo que crece fuertemente en la década de los años noventa, a niveles no registrados históricamente. Pese a esto, las tasas de actividad todavía son bajas, en el contexto de América Latina. Se observa que Chile pertenece al grupo de peor posición relativa en el contexto latinoamericano, ya que las tasas de actividad laboral femenina son inferiores a la media en los dos períodos analizados, 1990 y 2000. El hecho es que, en muchos países de la región las tasas de actividad vienen registrando una tendencia al alza desde los años ochenta. Algunos autores dicen que, debido a la crisis económica que afectó a la región en esos años, se estimuló el aumento en la actividad femenina, principalmente en empleos de mala calidad, en su mayoría asociados al empleo informal. Se argumenta también que, debido a que en Chile, el mercado informal está menos desarrollado, en consecuencia el aumento del empleo femenino no ocurre sino hasta los noventa. Otros autores atribuyen este comportamiento también a razones culturales (Contreras et al, 2004). En definitiva, aunque los datos muestran que existe un aumento importante en la actividad laboral femenina en Chile los resultados son aún muy bajos, en términos relativos.

Partiendo, en primer lugar de la revisión bibliográfica, se realiza el estudio de las variables relevantes que determinan la actividad laboral de las mujeres. Posteriormente, esta investigación analiza, mediante un análisis de datos, la relación, para España y Chile, entre actividad laboral femenina y aquellas variables que, según la literatura consultada, determinan el fenómeno. Para el análisis de los datos se han utilizado las siguientes fuentes de investigación: Para España la Encuesta de Población Activa (EPA) del Instituto Nacional de Estadísticas de España; para Chile las Encuesta Casen de los años 1990, 1996 y 2000, del Ministerio de Planificación Nacional.

Las variables que se asocian a la variación de la actividad laboral de las mujeres son vinculadas a sus características personales, características y estructura del hogar al que pertenecen y a la situación de su lugar de residencia.

A continuación se presentan los principales resultados para las variables explicativas más relevantes en el estudio.

Edad: la mayoría de los estudios incorporan la edad como variable que afecta al salario esperado. Los datos indican que, en general, a medida que aumenta la edad de las mujeres, su actividad laboral se incrementa debido al aumento en las expectativas de salario; esto sucede hasta un punto máximo, a partir del cual la actividad laboral comienza a disminuir, lo que ha variado conforme se modifican otras variables, como los niveles de educación. Sin embargo, existen ciertas particularidades entre países. En España la máxima cambia, desde el tramo 20-29 años en 1985, al tramo 25-44 años en 2003. A lo largo del tiempo, en todas las CCAA se modifica la relación entre tasas de actividad laboral y edad (gráfico 4). Sin embargo, la tendencia y magnitud del cambio son notablemente diferentes entre las Comunidades.

En América Latina se dan distintas situaciones, en algunos países la máxima participación se alcanza a edades más tempranas y, en otros, más tardías. Más aún, en ciertos países se producen altas tasas de actividad en mujeres jóvenes, luego baja la participación, para luego aumentar nuevamente. En Chile se observa que el punto máximo de participación en el mercado de trabajo femenino tiende a trasladarse a edades mayores, lo que se explica por el aumento de los niveles educativos. Las mayores tasas de actividad se producen entre los 24 y 45 años de edad, pero eso varía según la región.

Tanto en Chile como en España se observa que son las tasas de participación de las mujeres de mayor edad (hasta los 59 años) las que se incrementa notablemente con los años estudiados.

Educación: lograr niveles educativos más altos genera mejores expectativas de salario, lo que incentiva la participación laboral. Los estudios realizados indican que la educación es el factor que tiene mayor efecto sobre el aumento de la actividad laboral femenina. Existe evidencia tanto para España como para Chile, de que la variable la que genera mayor impacto es educación universitaria, en especial en España en mujeres entre 25 y 44 años de edad, y más aún debido al incremento en la creación de empleos del sector servicios.

En general, en todos los países de América Latina, se observa una relación positiva entre niveles educativos y tasas de actividad laboral. Sin embargo, el impacto es menor en países en los que el empleo informal es importante. En Chile, la relación es positiva y se aprecia en todas las regiones del país. La tendencia es que los grupos de mujeres de mayor educación tienen cada vez mayores tasas de actividad.

Estado Civil: se observa que las mujeres solteras participan laboralmente más que las casadas, más aún, se muestra evidencia que para España el indicador crece en solteras jóvenes; sin embargo también se señala que tiene menor efecto que la educación superior en mujeres casadas. Por otro lado, la menor tasa de actividad de mujeres casadas está condicionada a otras variables, como salario del marido y la cantidad de hijos. Tanto para España como para Chile, los datos indican que es en este segmento donde se registran mayores cambios.

Además, se aprecia que en Chile, en general, las mujeres jefas de hogar tienden a participar más, no obstante la decisión está condicionada a otras variables, como los niveles de ingreso del hogar. En hogares más pobres, la probabilidad de que una mujer jefa de hogar participe es mayor que en hogares de mayor ingreso.

Niños en el hogar: el aumento de las tasas de actividad laboral de la mujer y la disminución en la fertilidad media de ellas, son dos cuestiones que ocurren casi en paralelo. El proceso es tal que la cantidad de hijo por mujer en España en el año 2004 era

la mitad de la cifra del año 1976. Esto es compartido también en Chile, aún cuando la cantidad de hijos por mujer hoy duplica la española.

Por otro lado, se aprecia que el impacto negativo que ejerce el tener hijos en la actividad laboral femenina en España, es mayor cuando los niños tienen menor edad y si están casadas, de hecho el signo cambia si son solteras.

En concordancia con lo anterior, la evidencia para América Latina asocia el tener hijos con la participación laboral de las mujeres y hay cierta discusión acerca de qué variable específica es la que condiciona la decisión de participación, si es el número de hijos o la edad de los niños. En Chile, se observa una relación negativa con la existencia de niños menores de seis años. La disminución en la fertilidad de las mujeres se relaciona con el aumento de las tasas de actividad laboral; sin embargo ello depende de los niveles de ingreso del hogar, la condición de estado civil de la mujer y si es o no jefa de hogar. La tendencia “nueva” es que aumentan las tasas de actividad de las mujeres que no son jefas de hogar y las cónyuges, lo que también está relacionado con el aumento en los niveles educativos. Sin embargo, los resultados para América Latina no son homogéneos. Inciden en estas diferencias las profundas disparidades en la situación de ingresos entre países y la diversidad cultural.

Ciclo económico: las tasas de participación también están relacionadas con el crecimiento de la actividad económica, el aumento de los salarios reales acompañado de mayores niveles educativos, el aumento de la importancia relativa del sector servicios y los cambios en las características del empleo, entre otros. Un tanto distinta es la evidencia para algunos países de América Latina, donde en los años ochenta, condiciones de crisis económica, se registran aumentos en las tasas de actividad. Sin embargo, existe evidencia para Chile que indica que la actividad laboral femenina es “pro cíclica” y que el crecimiento del sector comercio explica en gran medida el aumento de las tasas de participación.

Finalmente, otra variable importante en Chile, y América Latina en general, es el **lugar de residencia**. Las tasas de actividad de las mujeres son menores en zona rurales. La literatura indica que uno de los factores que afectan negativamente a la decisión de las mujeres rurales de participar en el mercado de trabajo, es la mayor cantidad de hijos respecto a las mujeres urbanas. Sin embargo, en el período analizado, se aprecia que la

actividad laboral de las mujeres rurales en Chile tiende a aumentar levemente. La incidencia de esta última variable estudiada es particularmente heterogénea entre las regiones, debido fundamentalmente a dos razones: la primera el porcentaje de población rural es muy diferente en el territorio, de forma que en algunas regiones es inferior a un 5%, mientras en otras más de un cuarto de la población reside en zonas rurales; la segunda razón la constituye las características estacionales de la demanda de empleo rural.

Capítulo III.

Análisis descriptivo para definir las variables explicativas del modelo

1. Introducción

El objetivo de este capítulo es definir las variables explicativas de los modelos econométricos se estimarán en el capítulo IV. Para ello, se tomarán como punto de partida las conclusiones obtenidas en la literatura especializada revisada en el capítulo anterior. Posteriormente, se realizará un análisis descriptivo de la base de datos de la encuesta utilizada en esta investigación. Es decir, además de las variables edad, educación, estado civil, número de hijos y otros ingresos en el hogar, que, como se ha visto en los capítulos anteriores, determinan la decisión de la mujer de participar en el mercado laboral, se seleccionarán otras variables relevantes, mediante el análisis de estadística descriptiva de los datos de la muestra, para cada región de Chile. Para el análisis descriptivo se utiliza, el programa computacional SPSS 12.0.

Este capítulo concluye con la definición de todas las variables y sus características para ser utilizadas en los modelos econométricos.

2. Análisis de la muestra

Este análisis tiene dos objetivos, definir las observaciones de la muestra para el estudio e identificar las variables explicativas de las ecuaciones. Para ambos objetivos, se hará un análisis descriptivo de la base de datos de la encuesta utilizada, la encuesta CASEN 2000.

Considerando los factores que, según la literatura estudiada anteriormente, explican la decisión de participación en el mercado laboral, se determinarán las variables que entrarán en los modelos logit estimados en los próximos capítulos. En definitiva, aquí se analizará el comportamiento empírico de los factores determinados por la literatura. De acuerdo con ese

comportamiento, se realizará el diseño de las variables que intervendrán en los modelos; es decir, se determinarán los tramos a través de los cuales se definen dichas variables explicativas cualitativas, así como los controles asociados a ellas, y finalmente se convertirán en variables operativas.

Por otro lado, se debe considerar que la información utilizada en este trabajo pertenece a una muestra ponderada, en la que cada dato obtenido mediante una encuesta a un hogar concreto, es atribuido a un número determinado de hogares. Por lo tanto, se revisará la literatura especializada en el tema de la aplicación de “factores de ponderación o expansión” en los trabajos que utilizan procedimientos de estadística descriptiva y econométrica a partir de muestras ponderadas.

2.1. Selección de la muestra definitiva

La base de datos tiene 92.580 observaciones que cumplen con las condiciones iniciales del estudio, es decir, se trata de mujeres que pertenecen a la población económicamente activa. Sin embargo, al analizar los datos se decide eliminar: a) las observaciones que presentan datos omitidos en variables significativas para el estudio y b) aquellas que responden que tienen más de 60 años de edad, lo que se detalla a continuación:

- a) **Registros donde no hay respuesta.** Existen observaciones de la base de datos con datos omitidos en variables importantes para la investigación, en particular hay individuos que no dan respuestas a algunas preguntas que tienen que ver con el nivel educativo. Son 833 casos que representan el 0,9% de la muestra.
- b) **Mujeres que tienen más de 60 años de edad.** En Chile la edad de jubilación de las mujeres es 60 años, de modo que las mayores de esta edad poseen tasas de actividad laboral relativamente muy bajas, sólo participa el 9,1% de ellas. Si se incorporaran, distorsionarían el análisis, los factores que determinan su decisión son específicos, por ejemplo la posibilidad de jubilación es un elemento de peso en la opción de no participar. De ahí que se hayan excluido los casos 15.125 de mujeres con más de 60 años, que representan el 16,34% de la muestra.

De manera que de 92.580 casos iniciales, se obtiene una muestra final compuesta por 76.622 observaciones, correspondientes a mujeres entre 15 y 60 años de edad que han respondido todas las preguntas asociadas a las variables de interés.

Conviene aclarar que en este caso no existe el problema de selección muestral, conocido como “truncamiento selectivo” (Heckman, 1990; Greene, 1999: 839 p.), ya que en esta investigación se estiman modelos de participación y no de oferta laboral, en cuyo caso habría que utilizar el número de horas ofertadas, que sólo se observan en los individuos que trabajan.

Para aplicar el análisis estadístico, es importante tener en cuenta el diseño muestral. El tipo de muestreo utilizado en la encuesta CASEN 2000 fue de carácter estratificado, por conglomerado y probabilístico. La estratificación es de tipo geográfica, se conforman estratos urbanos y rurales donde el criterio es el tamaño de las ciudades. Se entiende por conglomerado a un conjunto de viviendas, que en el área urbana corresponden a sectores de empadronamiento censal y en el área rural a un conjunto de viviendas próximas. Finalmente, en cada conglomerado se seleccionan sectores censales con probabilidad proporcional al número de viviendas y dentro de cada sector seleccionado se eligen las viviendas a encuestar.

De acuerdo con el diseño, 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. Este factor se puede interpretar como la cantidad de personas de la población representada en una observación de la muestra.

Respecto a la aplicación del factor de expansión, Deaton (1997: 63-73 p.) 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. Por ejemplo, en el caso de la media, la no ponderada es un estimador sesgado e inconsistente de la media poblacional, mientras que la media ponderada es un estimador consistente de la media poblacional. Utilizar factores de expansión es equivalente, en este ejemplo, a calcular la media ponderada (Deaton, 1997: 67 p.). Por lo tanto, en el caso del análisis descriptivo, no existe duda sobre cuál es la mejor

opción. Sin embargo, en el segundo caso, cuando se pretende estimar los parámetros de un modelo, no está claro que exista una opción mejor que la otra.

En consecuencia, en el análisis descriptivo realizado en este trabajo se ha considerado el factor de expansión, el cual permite trasladar correctamente a la población total los resultados obtenidos tras procesar los datos de la muestra. Es por ello que en gran parte del análisis descriptivo se hace referencia a la población.

Hecha la selección de las observaciones, se obtiene una muestra ponderada y una sin ponderar. En el cuadro 1 se observa claramente que existen diferencias importantes en los tamaños muestrales.

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

REGIÓN	MUESTRA PONDERADA			MUESTRA SIN PONDERAR		
	Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje acumulado	Frecuencia	Porcentaje	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.

Además, en el cuadro se aprecia que cuando se pondera, la muestra presenta mayores diferencias de tamaño entre regiones, que cuando no se pondera, lo que se debe al tipo de muestreo señalado anteriormente, que hace que la proporción de observaciones por región no sea equivalente al tamaño poblacional por región. Por ejemplo, la Región Metropolitana tiene el 21% de las observaciones de la muestra sin ponderada, pese a que posee el 41% de la población de mujeres en el tramo de edad seleccionado. En consecuencia, las diferencias de observaciones en términos proporcionales entre regiones son menores a las diferencias poblacionales.

3. Análisis de variables.

Para realizar este análisis, se seleccionan los factores que, de acuerdo a la evidencia empírica, determinan la participación laboral de las mujeres, es decir, que determinan el salario esperado y el salario de reserva. Estos factores son: edad, educación, situación conyugal, niños en el hogar y otros ingresos en el hogar. A continuación, se realiza un análisis descriptivo por variable, estudiando las tasas de actividad de acuerdo al comportamiento de cada una, por región, con el propósito de establecer la dimensión concreta de cada variable que interviene en los modelos econométricos.

Edad

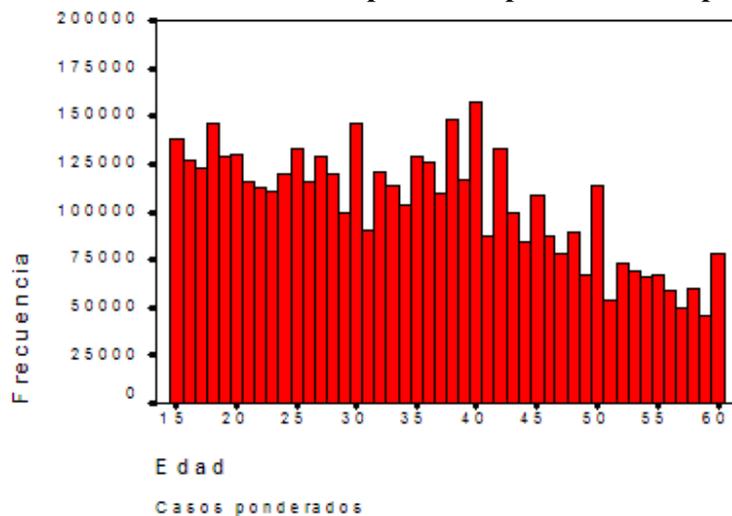
Los estudios revisados concluyen que la edad es una variable que incide en la decisión de participar en el mercado laboral. En este caso, se argumenta que es una buena aproximación (variable proxy) de la experiencia, la cual claramente impacta en el salario esperado de las mujeres.

La cuestión es este punto es cómo debe incluirse la edad en el análisis econométrico, como una variable continua o categórica y, si es categórica, cuántos tramos utilizar. A continuación se explica cómo se resuelve esa cuestión.

En primer término, se analiza la distribución de la población por edades. El gráfico 1 muestra cómo disminuye la población en estudio con el aumento de la edad. En el cuadro 2, se presentan algunos indicadores de estadística descriptiva para la variable edad por región.

Como se observa, el 75,6% de las mujeres en edad de trabajar tiene menos de 45 años. En promedio en el país, las mujeres en edad de trabajar tienen 34,64 años y la mediana es de 34 años; no obstante, la mayor cantidad de ellas tiene 40 años de edad.

Gráfico 1: Frecuencia de la población por edad en el país



Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 2: Media, moda, mediana y desviación típica de la edad por región.

REGION	Media	Moda	Mediana	Desviación típica
Tarapacá	34,53	50	33	12,45
Antofagasta	34,33	15	34	12,59
Atacama	33,92	36	34	11,67
Coquimbo	34,21	19	33	12,62
Valparaíso	34,63	38	34	12,81
B. O'Higgins	34,64	40	34	12,47
Maule	34,55	24	34	12,62
Biobío	34,80	42	35	12,42
Araucanía	34,38	18	33	12,80
Los Lagos	34,61	30	34	12,72
Aysén	34,07	40	33	12,45
Magallanes	34,47	16	34	12,36
Metropolitana	34,75	40	35	12,36
País	34,64	40	34	12,49

Fuente: Elaboración propia.

Además, las estadísticas de edad de las mujeres activas difieren de aquéllas que no lo son. El cuadro 3 muestra que tanto la media, como la moda y la mediana son menores en las mujeres que no participan en el mercado laboral, aún cuando entre estos hay mayor dispersión. Con respecto al resultado de la muestra general, entre las mujeres que participan se produce un aumento de la media, la moda y la mediana de unos dos años, mientras que la dispersión experimenta una disminución.

Cuadro 3: Media, moda, mediana y desviación típica de la edad de las mujeres por región y país, según participación

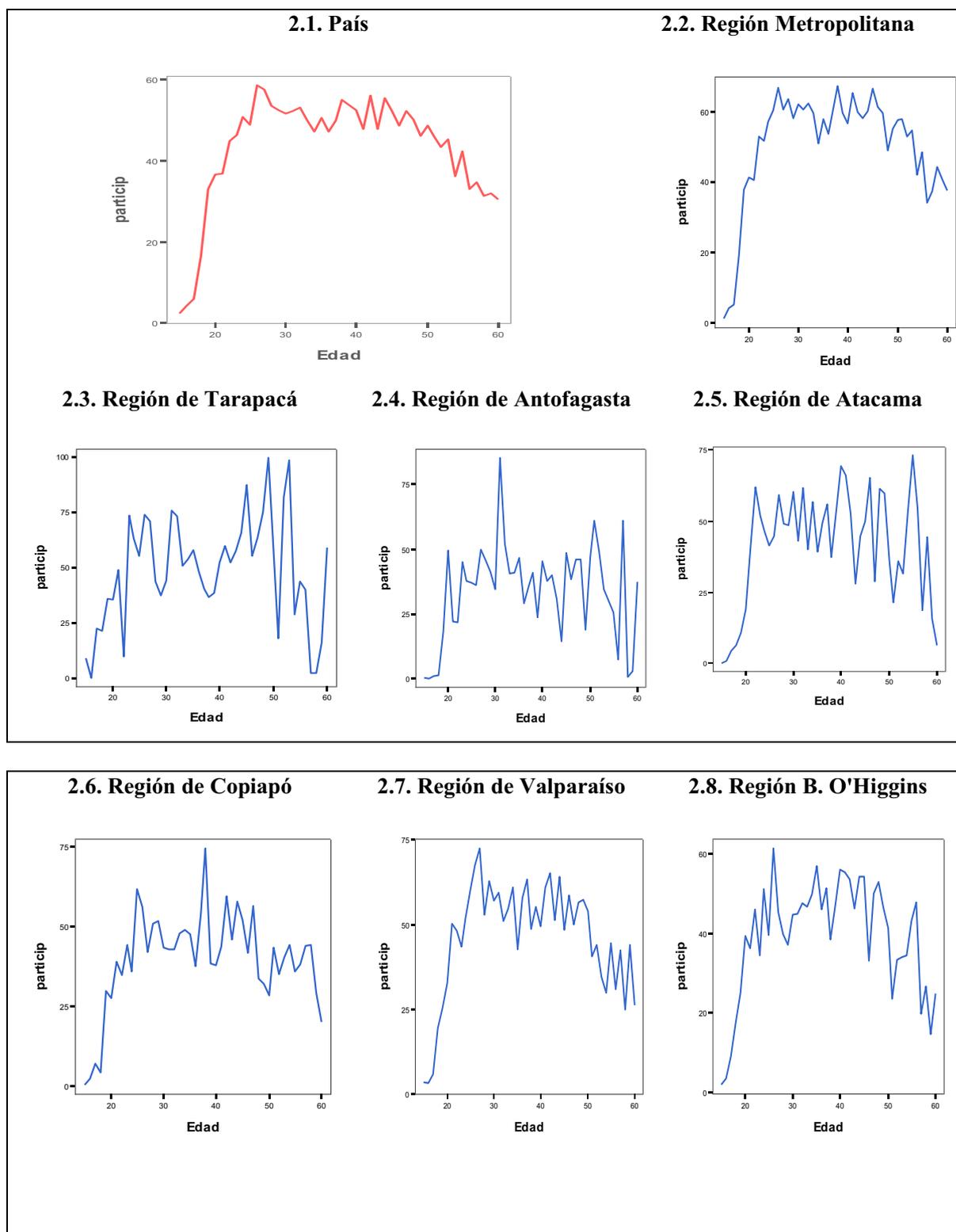
REGION	No participan				Participan			
	Media	Moda	Mediana	Desv. Típica	Media	Moda	Mediana	Desv. típica
Tarapacá	32,61	16	30	13,30	36,41	49	36	11,23
Antofagasta	33,16	15	32	13,19	36,70	40	36	10,89
Atacama	32,42	15	32	12,67	36,00	36	35	9,75
Coquimbo	32,96	18	31	13,49	36,22	38	35	10,80
Valparaíso	33,45	15	32	14,10	36,04	27	36	10,92
B. O'Higgins	33,65	16	32	13,42	36,14	40	36	10,70
Maule	33,88	15	33	13,38	35,67	43	35	11,14
Biobío	34,13	15	34	13,39	35,92	42	36	10,50
Araucanía	33,91	18	33	13,53	35,23	30	34	11,30
Los Lagos	33,54	15	32	13,52	36,27	40	35	11,17
Aysén	32,01	16	30	13,58	36,52	38	36	10,43
Magallanes	32,55	16	31	13,69	36,70	38	38	10,18
Metropolitana	33,05	15	32	13,63	36,40	38	36	10,72
País	33,39	15	32	13,57	36,20	38	36	10,79

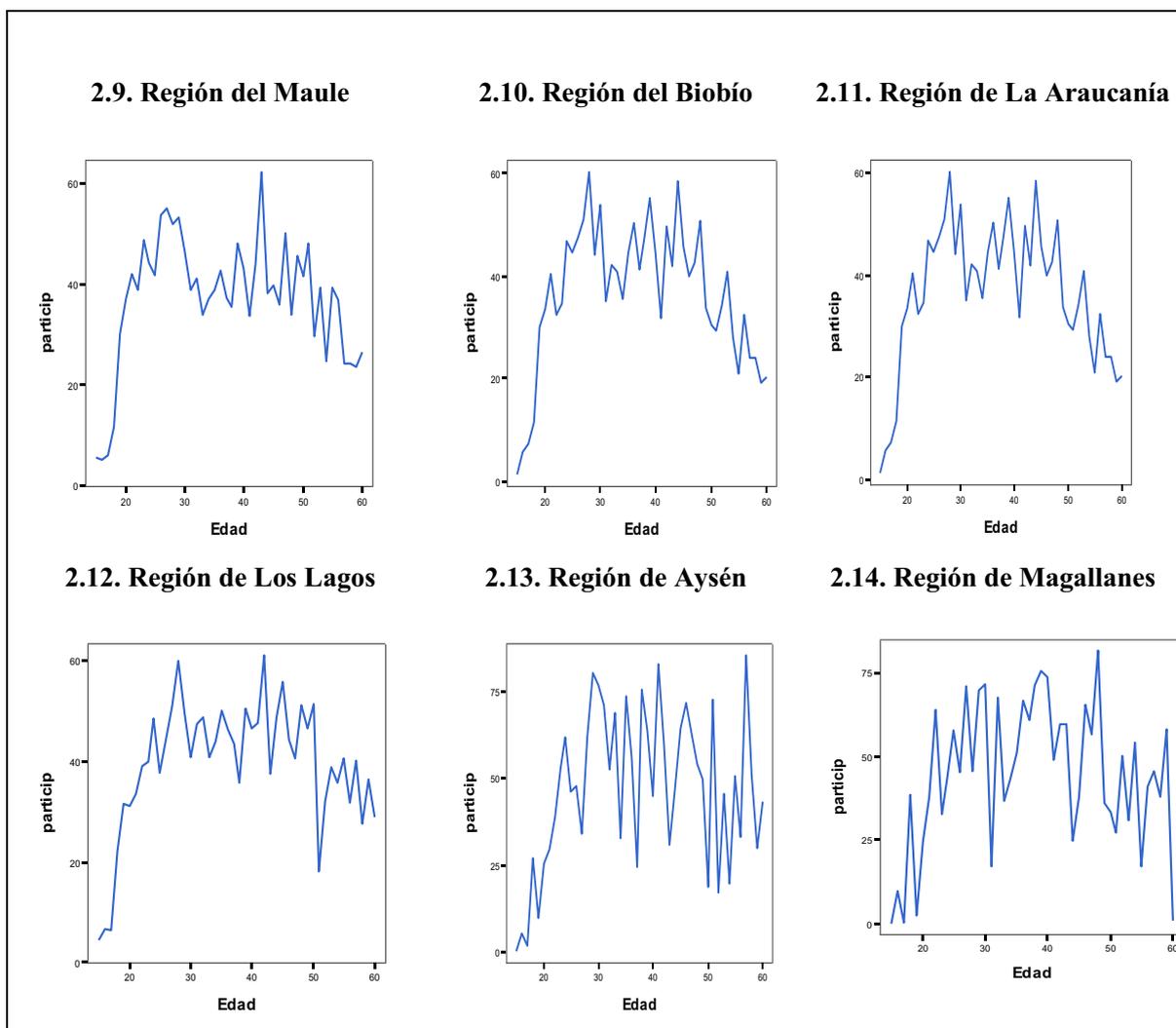
Fuente: Elaboración propia.

Para observar con mayor nitidez la relación entre la edad y la participación laboral, se representan gráficamente los datos de porcentaje de participación por edad, tanto a nivel nacional como por región (gráficos 2.1 a 2.14).

Los gráficos muestran claramente la tendencia global: un primer tramo de fuerte crecimiento, seguido se cierta estabilidad y finalmente un tramo decreciente. Aún cuando algunas regiones presentan ciertas irregularidades (si sobre todo en las regiones extremas como Tarapacá, Antofagasta, Aysén y Magallanes, que tienen un tamaño de muestra menor) la forma de la curva se mantiene. Se aprecia que, en el tramo de 15 a cerca de 30 años de edad, la participación laboral tiene una tendencia claramente creciente; luego, la tasa de actividad se estabiliza hasta alrededor de los 45 años, edad en que comienza a disminuir.

Grafico 2.1-2.14: Porcentaje de participación por edad en el país y por región





Fuente: Elaboración propia.

De acuerdo con el comportamiento observado, se definen tres tramos de edad:

Tramo 1: entre 15 y 29 años de edad (EDAD1)

Tramo 2: entre 30 y 44 años de edad (EDAD2)

Tramo 3: entre 45 y 60 años de edad (EDAD3)

En el cuadro 4 se observa la muestra ponderada, por tramo de edad. Se aprecia que al menos el 20% de la población queda representada en cada tramo por Región. A nivel global el 39% tiene entre 15 y 29 años, el 37% entre 30 y 44 y el 24% entre 45 y 60 años de edad.

Cuadro 4: Población por tramo de edad, región y país.

	15 a 29 años		30 a 44 años		45 a 60 años ³	
Tarapacá	51.817	41,63	39.440	31,7	33.199	26,68
Antofagasta	56.519	40,03	50.566	35,8	34.094	24,15
Atacama	29.237	37,46	33.543	43,0	15.269	19,56
Coquimbo	67.920	39,48	63.509	36,9	40.601	23,60
Valparaíso	196.169	39,93	172.852	35,2	122.286	24,89
B. O'Higgins	94.786	38,93	90.031	37,0	58.654	24,09
Maule	114.033	40,37	97.037	34,4	71.397	25,28
Biobío	232.763	37,80	232.571	37,8	150.435	24,43
Araucanía	102.422	39,62	92.830	35,9	63.260	24,47
Los Lagos	124.593	38,30	120.504	37,0	80.236	24,66
Aysén	10.556	39,81	9.924	37,4	6.035	22,76
Magallanes	18.007	37,72	19.060	39,9	10.667	22,35
Metropolitana	747.437	38,09	738.784	37,6	476.216	24,27
País	1.846.259	38,71	1.760.651	36,9	1.162.349	24,37

Fuente: Elaboración propia.

Educación

Otro determinante de la participación laboral es la variable educación. La evidencia indica que la acumulación de capital humano impacta positivamente en el salario de reserva, y la educación es una dimensión importante de éste. En la mayoría de los estudios, los modelos incluyen como variable el número de años de escolaridad; sin embargo en otras investigaciones se utiliza el nivel educativo. En este punto, se busca definir cuál es la variable adecuada para el caso de estudio y cómo cuantificarla.

Tal como se observa en el cuadro 5, en todas las regiones del país la moda de la población estudiada es 12 años de escolaridad; sin embargo, en cuanto a la media, existen leves diferencias entre las regiones. Además, en la mayoría de las regiones, la media es inferior a la mediana, lo que seguramente se debe a la presencia de casos extremos. Otra característica es la fuerte dispersión de la variable escolaridad respecto de su media.

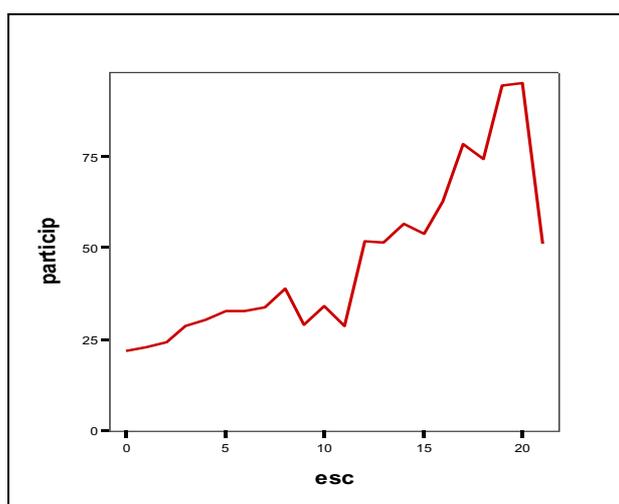
Cuadro 5: Media, mediana, moda y desviación típica de escolaridad por región y país (años)

	Media	Mediana	Moda	Desv. típica
Tarapacá	11	12	12	4
Antofagasta	11	12	12	3
Atacama	10	11	12	4
Coquimbo	10	11	12	4
Valparaíso	11	12	12	4
B. O'Higgins	10	10	12	4
Maule	9	10	12	4
Biobío	10	11	12	4
Araucanía	9	10	12	4
Los Lagos	9	9	12	4
Aysén	9	10	12	4
Magallanes	11	12	12	4
Metropolitana	11	12	12	4
País	10	11	12	4

Fuente: Elaboración propia.

El gráfico 3 muestra la participación laboral por años de escolaridad. Se observa con claridad que a partir de 12 años de escolaridad, la actividad laboral aumenta. Ese momento coincide con el término de la educación media. A partir de entonces, según el gráfico, el incremento de la actividad es irregular.

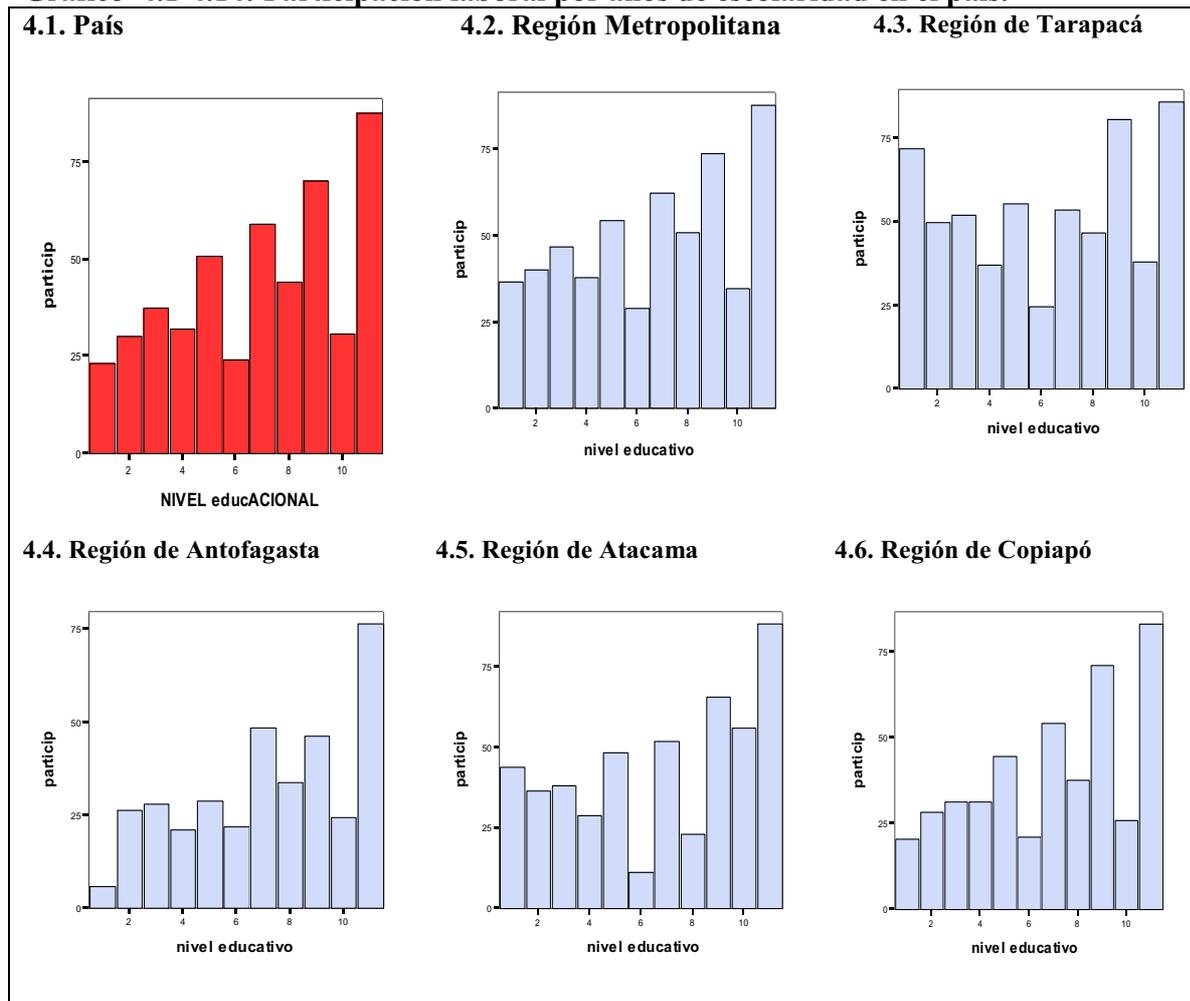
Gráfico 3: Participación laboral por años de escolaridad en el país.



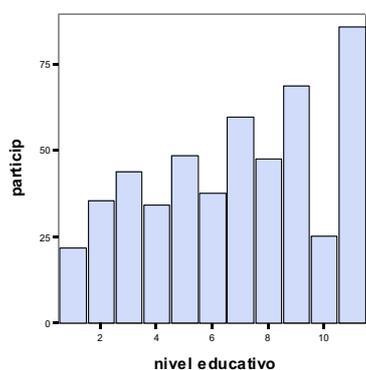
Fuente: Elaboración propia.

Se sospecha que la participación laboral de las mujeres aumenta cuando ellas completan un ciclo de estudios, es decir, cuando terminan educación media, técnica, profesional o universitaria. Para contrastarlo, se realizan gráficos (4.1 a 4.14) que muestran la relación entre tasas de actividad laboral y nivel educativo, a nivel global y por región. Su lectura confirma las sospechas: las tasas de actividad aumentan fuertemente, en todas las regiones, cuando los niveles educativos, medios, técnicos y universitarios están completos, en especial en este último caso. Esta tendencia comienza a darse a partir de poseer educación media completa, lo que coincide con los 12 años de escolaridad, como se observaba anteriormente.

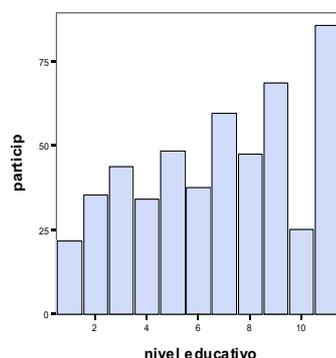
Gráfico 4.1-4.14: Participación laboral por años de escolaridad en el país.



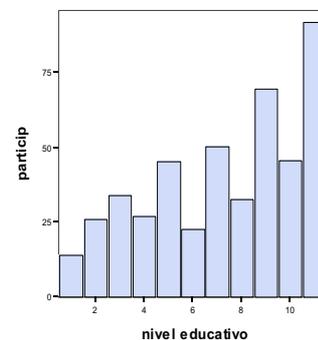
4.7. Región de Valparaíso



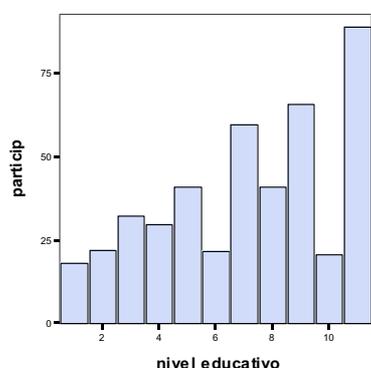
4.8. Región B. O'Higgins



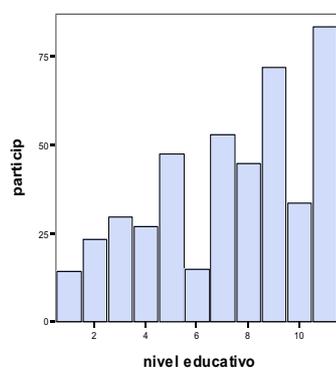
4.9. Región del Maule



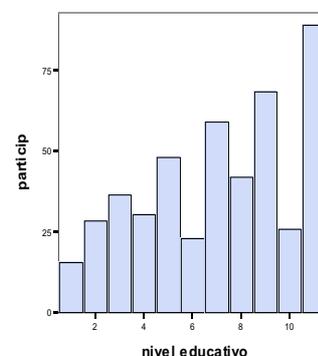
4.10. Región del Biobío



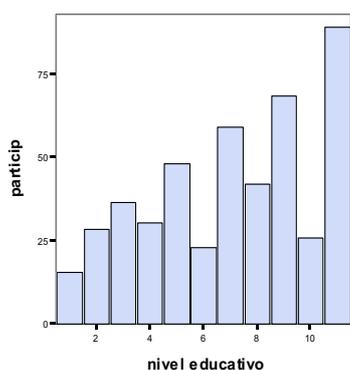
4.11. Región de La Araucanía



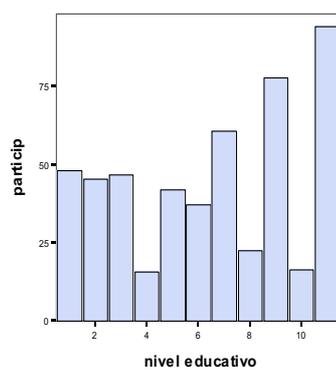
4.12. Región de Los Lagos



4.13. Región de Aysén



4.14. Región de Magallanes



Niveles educativos:
 1 sin educación formal;
 2 básica incompleta;
 3 básica completa;
 4 media científico humanista incompleta;
 5 media científico humanista completa;
 6 media técnico-profesional incompleta;
 7 media técnica profesional completa;
 8 formación técnica superior incompleta;
 9 formación técnico superior completa;
 10 universitaria incompleta;
 11 universitaria completa.

Fuente: Elaboración propia.

En consecuencia, un año adicional en educación no es relevante en la decisión de participar o no en el mercado laboral, al menos no lo es en el tramo de 0 a 12 años de escolaridad. En cambio sí es importante terminar educación media, técnica o universitaria, claramente impacta positivamente a la decisión de participación.

Con estos antecedentes y procurando contar un número suficiente de observaciones por tramo, se definen dos categorías:

Tramo 1: mujeres que no han completado el nivel educativo de enseñanza media.

Tramo 2: mujeres que al menos tienen educación media completa.

En consecuencia, un año adicional en educación no es relevante en la decisión de participar o no en el mercado laboral, al menos no lo es en el tramo de 0 a 12 años de escolaridad. En cambio sí es importante terminar educación media, técnica o universitaria ya que estos hechos, claramente impactan positivamente en la decisión de participación.

Con estos antecedentes, procurando contar con un número suficiente de observaciones por tramo, y teniendo en cuenta que en Chile se define la escolaridad mínima en 12 años de estudios (educación media completa), se definen dos categorías:

Tramo 1: mujeres que no han completado el nivel educativo de enseñanza media.

Tramo 2: mujeres que al menos tienen educación media completa.

Como se observa en el cuadro 6, a pesar de que se definen rangos bastante amplios, la participación laboral en cada tramo es muy distinta entre las regiones.

Cuadro 6: Participación laboral por tramo educativo, región y país.

Región	Sin educación media completa (tramo 1)	Con educación media completa (tramo 2)	Variación en participación
Tarapacá	49,74	51,29	1,55
Antofagasta	25,24	45,31	20,07
Atacama	38,58	49,75	11,17
Coquimbo	34,21	48,99	14,78
Valparaíso	41,03	56,03	15
B. O'Higgins	35,36	55,34	19,98
Maule	31,78	53,29	21,51
Biobío	30,68	55,04	24,36
Araucanía	30,43	48,2	17,77
Los Lagos	34,23	54,18	19,95
Aysén	42,81	54,75	11,94
Magallanes	36,01	57,82	21,81
Metropolitana	45,5	59,9	14,4
País	38,77	56,22	17,45

Fuente: Elaboración propia.

3.3. Situación conyugal

La evidencia estudiada indica que las mujeres casadas tienen menor probabilidad de participar en el mercado laboral que las solteras. Sin embargo, como se ha indicado en el capítulo anterior, varias investigaciones se han preocupado en particular del estudio de la actividad laboral de las mujeres casadas, puesto que en muchos países, en ellas se ha observado un incremento notable en la actividad laboral.

En esta investigación se usa la variable estado civil. La base de datos de la encuesta CASEN clasifica las respuestas a esta variable en siete alternativas: casada, conviviente, anulada, separada legalmente, separada de hecho, viuda y soltera. La muestra seleccionada presenta la siguiente distribución de frecuencia por opción:

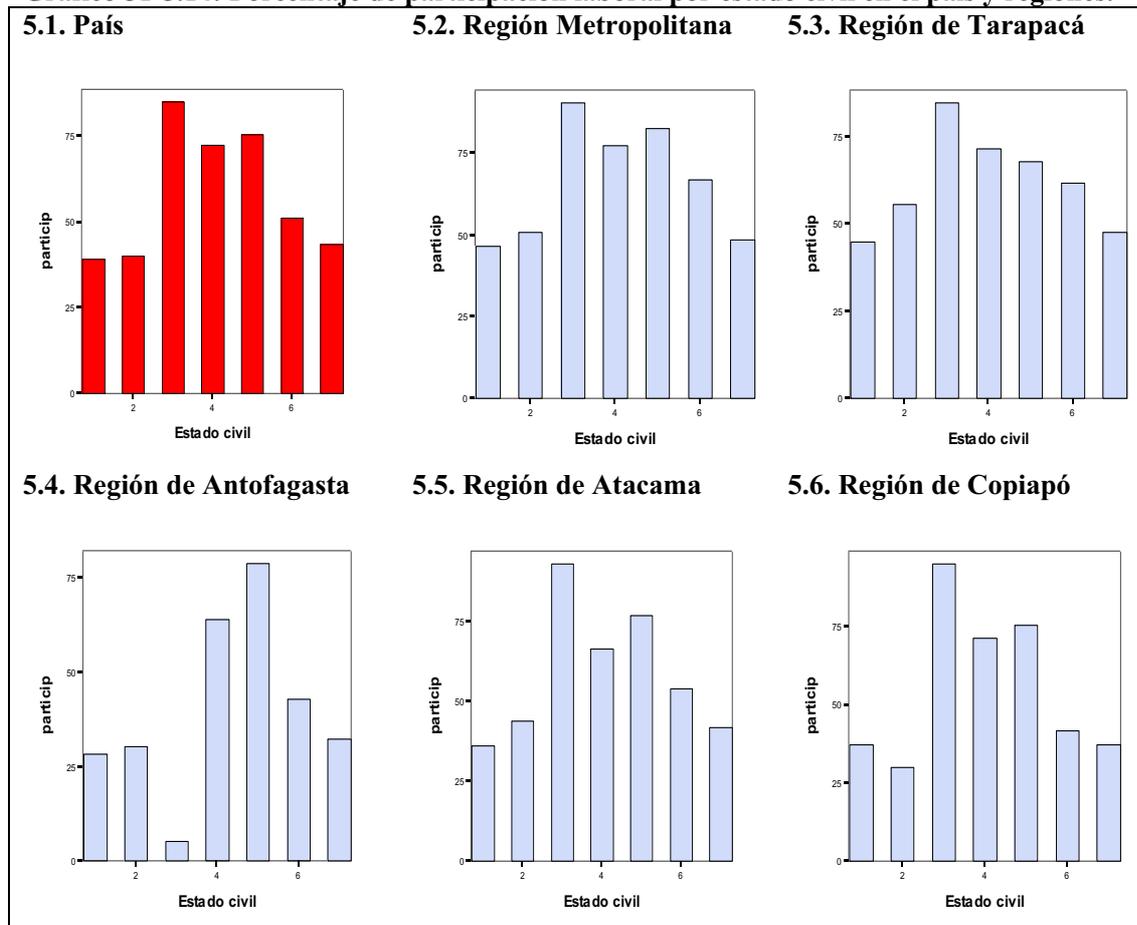
Cuadro 7: Estado civil en frecuencia, valor, porcentaje y porcentaje acumulado.

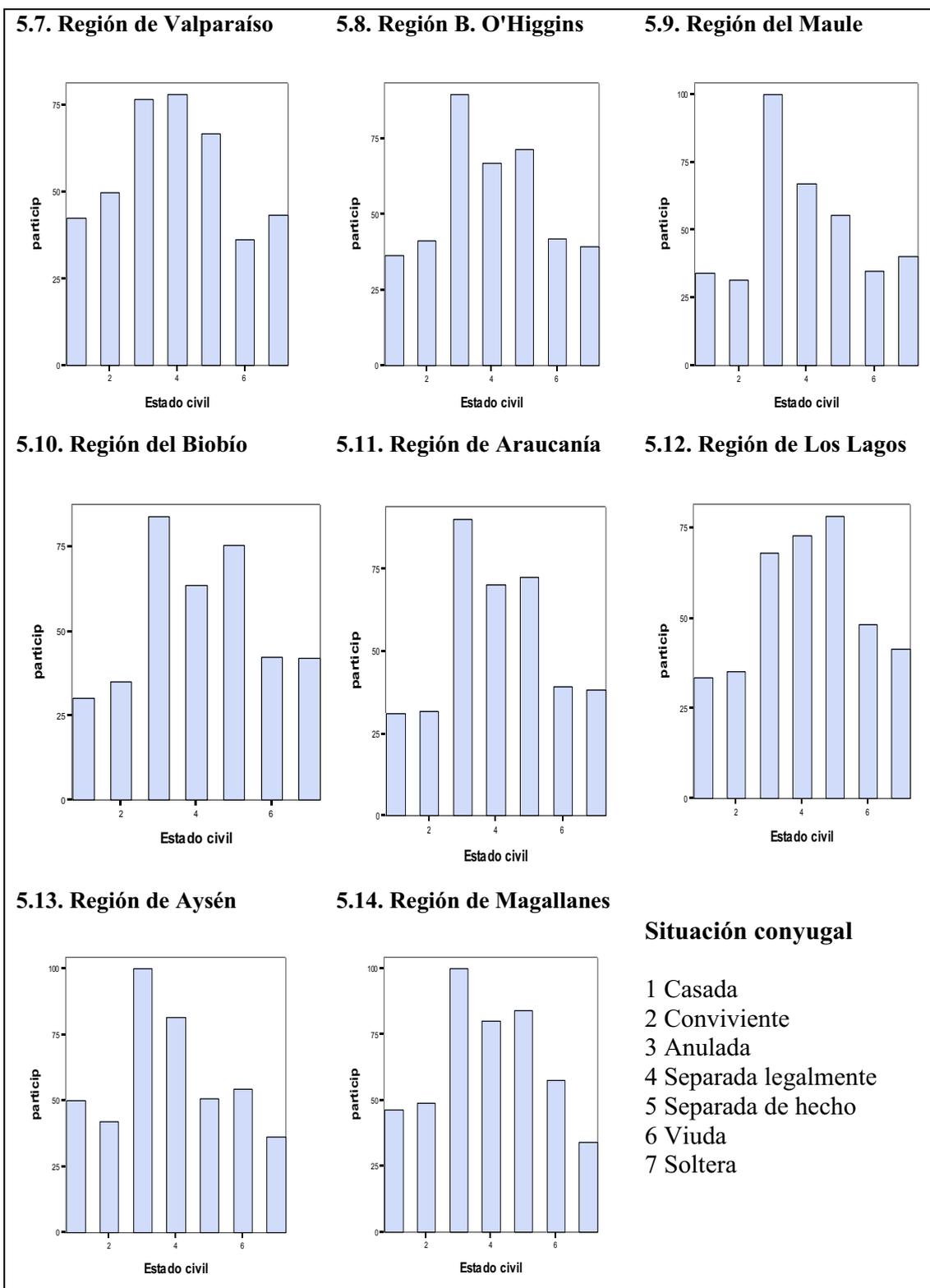
	Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje acumulado
Casada	2.212.578	46,4	46,4
Conviviente	489.138	10,3	56,6
Anulada	11.167	0,2	56,9
Separada de unión legal	171.848	3,6	60,5
Separada de unión de hecho	134.964	2,8	63,3
Viuda	115.045	2,4	65,7
Soltera	1.634.519	34,3	100,0
Total	4.769.259	100,0	

Fuente: Elaboración propia.

Como se observa, las mayores frecuencias corresponden a tres opciones: cerca de la mitad de las mujeres del país se encuentra casada, poco más de un tercio soltera y un 10% posee pareja sin estar casada. Los siguientes gráficos muestran la participación laboral según la situación conyugal. Primero se muestra el comportamiento para el país y luego para cada una de las regiones.

Grafico 51-5.14: Porcentaje de participación laboral por estado civil en el país y regiones.





Fuente: Elaboración propia.

Los gráficos reflejan un comportamiento similar en todo el país. Se observa que la participación laboral es baja en mujeres casadas o convivientes y es muy alta en los casos de estar anulada y separadas, mucho mayor que en el caso de las viudas, cuya disminución se explica, tal vez, porque, en muchos casos, ellas perciben un ingreso no laboral. Al comparar entre solteras, separadas y anuladas, la menor participación en la mayoría de las regiones ocurre en las solteras, lo que se explica seguramente porque muchas de ellas son de menor edad y, por lo tanto, viven en el hogar materno y/o se encuentran en el sistema de educación formal, por lo que muchas no participan en el mercado laboral.

La región que exhibe un comportamiento más disímil es Antofagasta (gráfico 5.4), donde las mujeres anuladas tienen una baja participación laboral, es posible que en todo caso en esta categoría la muestra disminuye significativamente, para el país representa el 0,2% de la población estudiada (cuadro 7), de modo que era esperable alguna distorsión.

Considerando el comportamiento de la muestra y el tamaño de la población por tipo de estado civil se definen finalmente dos tramos:

Tramo 1: mujeres casadas o convivientes.

Tramo 2: mujeres solteras, viudas, separadas o anuladas.

Efectivamente, cada tramo incluye una proporción similar de unidades. Además esta clasificación coincide con la utilizada en otras investigaciones.

El cuadro 8 muestra que la participación laboral por tramo es muy distinta, tanto a nivel global, como en cada región. En todas, salvo en las regiones de Aysén y Magallanes, las tasas de actividad laboral de las mujeres del tramo 1 (casadas o convivientes) son menores a las del tramo 2 (solteras, viudas, separadas o anuladas).

Cuadro 8: Participación laboral por situación conyugal en tramo, región y país

REGION	Casada	Soltera	Variación en participación
Tarapacá	48,19	53,45	5,26
Antofagasta	28,71	39,63	10,92
Atacama	38,33	47,38	9,05
Coquimbo	35,29	42,35	7,06
Valparaíso	43,81	48,05	4,24
B. O'Higgins	37,26	43,53	6,27
Maule	33,67	42,7	9,03
Biobío	31,00	45,40	14,40
Araucanía	31,1	41,39	10,29
Los Lagos	33,75	46,43	12,68
Aysén	48,14	41,56	-6,58
Magallanes	46,82	45,84	-0,98
Metropolitana	47,43	54,89	7,46
País	40,67	49,13	8,46

Fuente: Elaboración propia

Niños

Otro factor determinante de la actividad laboral de las mujeres son los niños en el hogar. En el capítulo referente al marco teórico, se dijo que una mujer que tiene hijos o niños en el hogar posee un mayor salario de reserva que otra que no los tiene. Su impacto es claro, el costo de los cuidados de los niños representa el valor adicional que la mujer exige al salario de reserva, por consiguiente se reduce su probabilidad de participar en el mercado del trabajo

La evidencia empírica demuestra la importancia de esta variable, pero no está claro cómo definirla para este estudio.

Ya se ha mencionado que en Chile se considera población en edad de trabajar a las personas a partir de los 15 años. Eso explica que haya estudios que denominan a niños a aquellos sujetos que tienen menos de 15 años de edad. Sin embargo, la evidencia indica que cuanto menor es la edad del niño, mayor es la dependencia con el adulto, en este caso una mujer, luego más aumenta su salario de reserva, reduciendo su probabilidad de participar en el mercado laboral. Por el contrario, el factor asistencia del niño a algún establecimiento de educación afecta negativamente al salario de reserva de la mujer y positivamente a su tasa de actividad.

La educación formal de los niños en Chile se divide en: prebásica (3 a 5 años de edad), primer ciclo básico (normalmente de 6 a 9 años de edad) y el segundo ciclo básico (generalmente con niños de 10 años y más). Dados estos antecedentes, en el presente estudio se decide denominar niños a los que tienen una edad menor o igual a 9 años, lo que coincide con el tramo identificado en otras investigaciones señaladas en el capítulo II. Como se puede ver en el cuadro 9, en Chile, el 62% de las mujeres viven en hogares compuestos por un niño entre 0 y 9 años de edad.

Cuadro 9: Número de niños entre 0 y 9 años de edad en el hogar, frecuencia, porcentaje y porcentaje acumulado

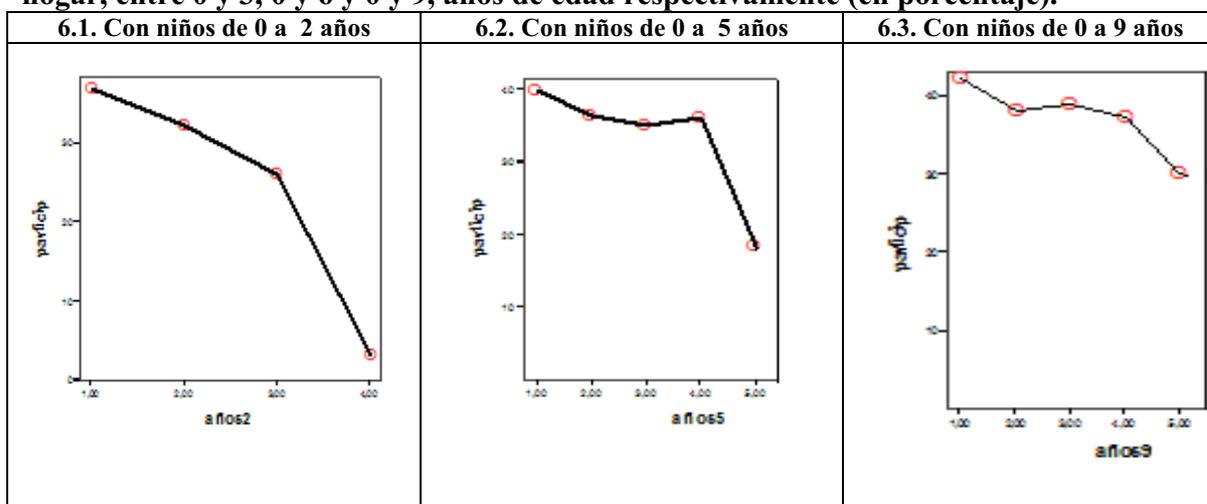
Número de niños	Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje acumulado
1	1.623.484	62,63	62,63
2	725.607	27,99	90,62
3	184.307	7,11	97,73
4	58.855	2,27	99,47
Total	2.592.253		

Fuente: Elaboración propia

Para especificar mejor la variable, se va a analizar la relación entre tasas de actividad femenina y niños clasificados en tres tramos: 0 a 2, 0 a 5 y 0 a 9 años de edad. Claramente en el primer tramo están sólo los niños que no tienen acceso al nivel educativo inicial¹⁵, de modo que en este tramo se esperaría una menor participación. Se han obtenido gráficos de tasas de actividad laboral primero en función del número de hijos en esa edad (gráficos 6.1, 6.2, 6.3), y luego, en relación a si hay o no niños en el hogar (7.1, 7.2 y 7.3), para los distintos tramos de edad. Con respecto al número de niños, se aprecia una relación negativa entre ambas variables, es decir, a medida que aumenta el número de niños, la participación laboral disminuye. Además es posible confirmar la evidencia antes mencionada, de que la existencia de niños de menor edad tiene un mayor afecto sobre la participación laboral de las mujeres.

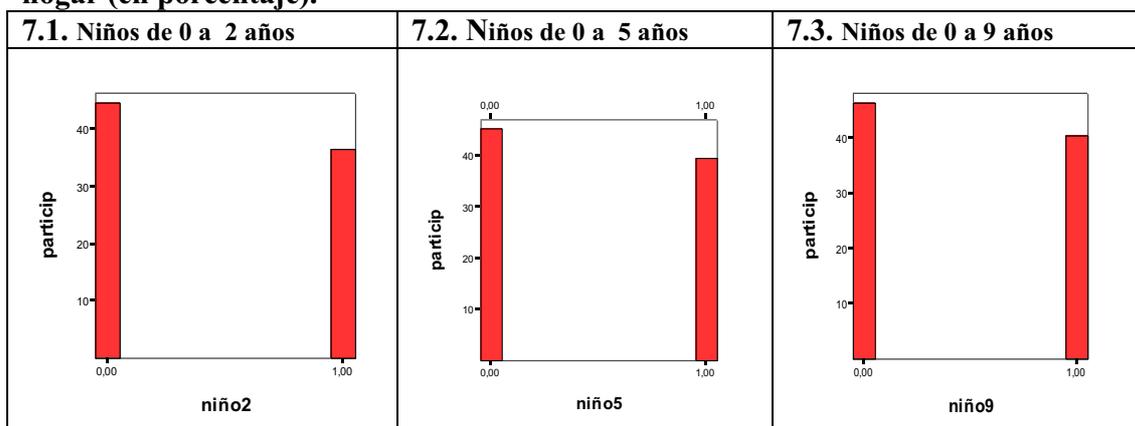
¹⁵ Los niños de 0 a 2 años pueden asistir a jardines y guarderías infantiles en Chile, pero a diferencia de lo sucedido en los niveles prebásico y básico, en este caso la cobertura estatal en el año 2000 era muy baja.

Gráfico 6.1-6.3: Participación laboral de la mujer en Chile, por número de niños en el hogar, entre 0 y 3, 0 y 6 y 0 y 9, años de edad respectivamente (en porcentaje).



Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 7.1-7.3: Participación laboral de las mujeres en Chile con y sin, niños en el hogar (en porcentaje).



Fuente: Elaboración propia.

El cuadro 10 muestra que en el tramo que incluye a los niños de 0 a 2 años de edad, la participación laboral es menor a la de los otros rangos. Sin embargo, los datos no permiten una conclusión similar en los dos tramos siguientes. Por ejemplo, para el país, la participación de mujeres que tienen niños de 0 a 2 años de edad es de un 39%; aumenta a un 46% cuando se trata de niños de 0 a 5 años y luego cae nuevamente a 42% si se consideran niños de 0 a 9 años de edad. Por otra parte, los gráficos muestran que existen diferencias de tasas de participación similares, en cada uno de los tramos analizados, gráficos 7.1- 7.3.

Cuadro 10: Participación laboral por región y país, de mujeres con y sin niños de 0 a 9 años edad y por tramo de edad (en porcentaje).

Región	Con niños de 0 a 2 años	Con niños de 0 a 5 años	Con niños de 0 a 9 años	Sin niños de 0 a 9 años
Tarapacá	48	51	49	53
Antofagasta	27	35	31	35
Atacama	32	45	42	43
Coquimbo	32	40	36	42
Valparaíso	39	47	44	48
B. O'Higgins	31	42	38	42
Maule	30	40	35	40
Biobío	31	39	35	40
Araucanía	34	36	34	37
Los Lagos	33	41	36	43
Aysén	42	47	43	49
Magallanes	41	48	41	50
Metropolitana	45	52	48	54
País	39	46	42	47

Cuando se analiza el tramo de niños de 0 a 9 años de edad (cuadro 10, dos últimas columnas), se observan diferencias importantes entre regiones. Por ejemplo, a nivel país la tasa de actividad de las mujeres que tienen niños de 0 a 9 años es inferior en 5 puntos de las, que no tienen niños. Esta diferencia varía por región, de forma que en Magallanes llega a 9 puntos y mientras que en Atacama sólo a 1 punto porcentual. Pero en todo caso la conclusión es que, tanto a nivel de país como en las regiones, la actividad laboral femenina disminuye cuando hay niños de 0 a 9 años de edad en el hogar.

Realizando el estudio, finalmente se define la variable como sigue:

Tramo 1: Mujeres sin niños de 0 a 9 años de edad en el hogar.

Tramo 2: Mujeres con niños de 0 a 9 años de edad en el hogar.

Otros ingresos

Se ha mencionado anteriormente que la decisión de incorporarse al mercado laboral puede estar fuertemente afectada por el nivel de ingreso en el hogar, en particular por aquellos ingresos monetarios que perciben otros miembros del mismo.

Si bien es posible que sea interesante tomar en cuenta como variable los ingresos totales del hogar, en este caso, no se ha hecho así, para evitar un problema de sesgo de selección. Si se incluyeran los ingresos totales de los hogares correspondientes a cada mujer, se daría el caso de que aquéllas que trabajan se les atribuiría un ingreso debido a su actividad laboral igual al que realmente perciben, mientras que a las que no trabajan, se les atribuiría un ingreso nulo. Esto constituiría un problema de selección muestral al que ya se ha aludido en esta tesis, ya que las mujeres que no trabajan también tienen un ingreso potencial, que condiciona su decisión de participar o no, pero dicho ingreso no es observable.

Al no incluir los ingresos totales, pero sí los ingresos de la unidad familiar no obtenidos por la mujer, se hace el supuesto razonable de que el ingreso propio esperado por dos mujeres de iguales características (en relación al resto de los factores: edad, estado civil, educación, etc.), es el mismo, independiente de que trabajen o no.

Para medir el impacto del ingreso en la participación laboral de las mujeres, se define una variable que evalúe a todos los ingresos monetarios que se obtienen en el hogar al que pertenece una mujer en estudio, excluyendo los percibidos por ella misma. La variable recoge, por lo tanto, subsidios y/o ingresos provenientes de factores productivos que obtienen otros miembros del hogar. Posteriormente, se calcula el valor per cápita; a esta variable se le denomina otros ingresos per cápita del hogar.

El cuadro 11 muestra algunas medidas de estadística descriptiva asociada a esta variable. Se observa que a las mujeres que participan en el mercado laboral les corresponden valores mayores, lo que contradice la evidencia empírica. En el percentil 5, la situación es contraria, esto es, considerando sólo el 5% de las mujeres que obtienen menores ingresos no asociados a su trabajo, las que no participan obtienen un ingreso per cápita mayor que las activas.

Cuadro 11: Medidas descriptivas según participación laboral.

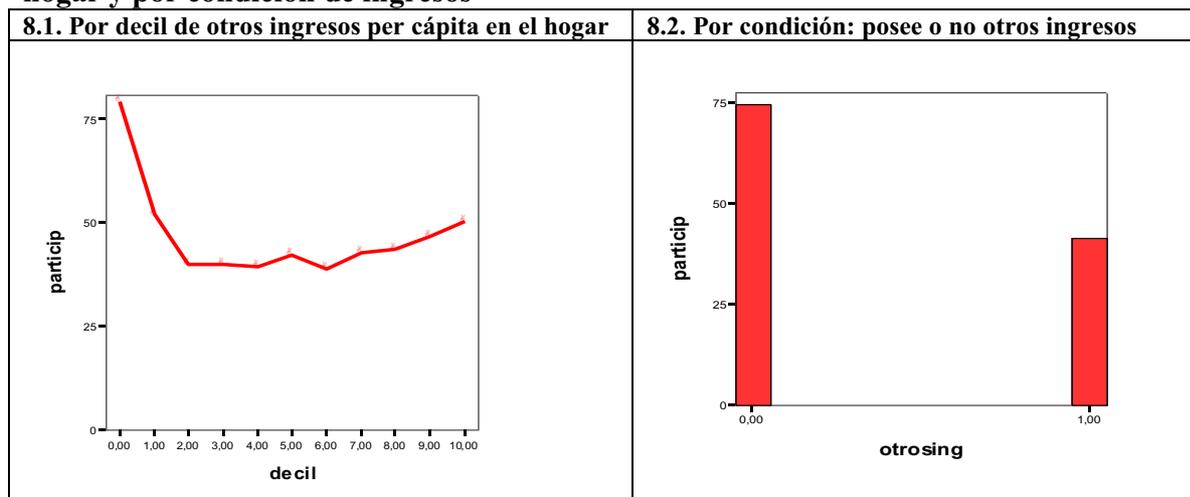
Fuente: Elaboración propia.

	No participan	Participan
Mediana	58.655,17	60.866,67
Media	108.477,41	123.687,88
Moda	30.000,00	50.000,00
Percentil 5	14.248,00	9.130,00
Percentil 95	318.227,40	433.190,00
Desviación típ.	229.719,31	237.010,48

En el gráfico 8.1, se observa que aquellas mujeres que no cuentan con otros ingresos en el hogar exhiben una alta actividad, aunque representan sólo un 2,18% de la población. Sin embargo, de la lectura por decil se obtiene que en el 10% de menor ingreso la participación cae drásticamente y se estabiliza en los siguientes deciles, no habiendo una influencia clara de la variable en la decisión de participación, aún cuando en el decil 9 y 10 se aprecia una tendencia al alza.

El gráfico 8.2 es más claro, en general las que no perciben otros ingresos tienen una participación media mayor, del 79,5%, respecto al 43,6% de actividad media correspondiente a las mujeres que están en hogares que reciben ingresos adicionales. La misma conclusión se obtiene cuando se observan los datos por regiones, como muestra el cuadro 12.

Cuadro 8.1-8.2: Tasas de participación laboral por decil de otros ingresos per cápita del hogar y por condición de ingresos



Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 12: Tasas de participación laboral según otros ingresos per cápita en el hogar por región y país.

Región	Con otros ingresos	Sin otros ingresos
Tarapacá	49,77	80,99
Antofagasta	32,65	54,74
Atacama	40,77	85,13
Coquimbo	37,80	83,08
Valparaíso	45,23	75,41
B. O'Higgins	39,27	85,15
Maule	36,67	84,74
Biobío	36,32	83,40
Araucanía	34,87	75,79
Los Lagos	38,18	83,29
Aysén	44,83	88,78
Magallanes	45,77	74,30
Metropolitana	49,93	78,64
País	43,55	79,49

Fuente: Elaboración propia.

Finalmente se decide considerar la variable categorizada en dos tramos:

Tramo 1: no existen ingresos adicionales a los que la mujer pueda obtener por su trabajo.

Tramo 2: existen ingresos adicionales a los que la mujer pueda obtener por su trabajo

Por otra parte, dada la importancia que tiene esta variable, se probará también su incorporación en forma continua en el análisis econométrico, es decir, considerando la variable ingresos adicionales.

4. Variables cruzadas

En este punto, se estudian las posibles interacciones entre las variables definidas con anterioridad, con relación a la actividad laboral de las mujeres, para posteriormente incluirlas en el análisis econométrico.

Edad y nivel educativo

Se trata de investigar aquí si la relación observada entre la participación laboral y la edad, cambia con el nivel educativo. Es decir, si en mujeres con educación media completa, la participación por tramo de edad es distinta de las que se observa en aquellas con menor educación.

Los resultados aparecen en el cuadro 13. Se aprecia que, en el caso de las mujeres de mayor educación, las tasas de participación no varían fuertemente entre los tramos de edad 2 y 3 y en ellos son más altas. En cambio, cuando los niveles educativos son menores, las tasas de actividad se reducen, en particular en tramos de mayor edad. Más aún, se puede evidenciar que para el país, la participación laboral de las mujeres menos educadas tiende a ser más pareja entre tramos de edad que cuando poseen mayor educación. No obstante, el comportamiento no es homogéneo entre regiones.

Cuadro 13: Tasas de actividad laboral por tramo de educativo y edad, por región y país.

REGION	Con educación media completa			Sin educación media completa		
	edad 1	edad 2	edad 3	edad 1	edad 2	Edad 3
Tarapacá	43,45	59,41	58,92	41,82	47,21	60,79
Antofagasta	34,88	58,15	50,47	16,68	27,48	32,67
Atacama	31,53	64,46	67,38	31,14	44,00	39,41
Copiapó	34,11	67,08	58,29	27,70	40,12	34,36
Valparaíso	45,40	67,44	65,15	33,87	49,88	39,16
B. O'Higgins	39,50	77,81	67,60	28,25	42,52	34,09
Maule	40,91	63,43	79,17	30,60	35,41	28,79
Biobío	38,53	68,71	69,87	28,18	35,81	27,06
Araucanía	34,81	64,36	68,58	30,10	31,55	29,35
Los Lagos	38,24	69,39	77,26	28,76	40,11	32,52
Aysén	40,75	62,07	90,11	29,25	56,09	41,78
Magallanes	39,39	73,21	67,47	27,55	43,42	36,05
Metropolitana	47,82	70,72	71,81	35,40	53,71	46,13
Total País	47,82	70,72	71,81	35,40	53,71	46,13

Fuente: Elaboración propia.

De acuerdo a estos antecedentes, se decide considerara estudiar la edad controlada por el nivel educativo en el análisis econométrico.

Educación y situación conyugal

En este caso, se estudia si la relación observada, entre la participación laboral y el nivel educativo cambia frente a distinta situación conyugal.

Como se indica en el cuadro 14, en las casadas se observa que las diferencias en tasas de actividad son muy altas, producto de los distintos niveles educativos. A nivel global, la brecha entre las que tienen educación media completa y las que no la tienen es de 21 puntos porcentuales, en cambio en las solteras se cuantifican sólo 5 puntos de diferencia.

Sin embargo, en las solteras el impacto de una mayor educación, en algunas regiones genera una disminución de las tasas de actividad. En concreto, en el caso de Tarapacá y Aysén, el indicador de participación laboral de las mujeres solteras con menor nivel educativo es mayor que el de aquéllas más instruidas.

Cuadro 14: Participación laboral por tramo de situación conyugal y nivel educativo por región y país (en porcentaje).

	Soltera			Casadas			Variación de las diferencias de participación casada-soltera
	Educ 1	Educ0	Diferencia Educ1-educ0	Educ 1	Educ0	Diferencia Educ1-educ0	
Tarapacá	48,24	58,31	-10,07	54,26	44,95	9,31	19,38
Antofagasta	47,4	33,28	14,12	43,54	20,75	22,79	8,67
Atacama	49,19	46,45	2,74	50,21	33,78	16,43	13,69
Coquimbo	43,2	41,9	1,3	55,89	28,88	27,01	25,71
Valparaíso	52,58	45,49	7,09	59,77	37,83	21,94	14,85
B. O'Higgins	46,3	42,29	4,01	67,81	30,98	36,83	32,82
Maule	47	40,51	6,49	60,56	26,58	33,98	27,49
Biobío	55,01	39,98	15,03	55,1	24,34	30,76	15,73
Araucanía	42,08	40,98	1,1	55,9	23,91	31,99	30,89
Los Lagos	49,61	44,86	4,75	60,24	27,96	32,28	27,53
Aysén	36,03	43,38	-7,35	66,81	42,47	24,34	31,69
Magallanes	49,81	41,32	8,49	65,09	32,75	32,34	23,85
Metropolitana	57,88	52,8	5,08	61,92	40,72	21,2	16,12
País	57,88	52,8	5,08	61,92	40,72	21,2	16,12

Fuente: Elaboración propia.

Al contrario, en las mujeres casadas el resultado es consistente en todas las regiones, de manera que el nivel educativo incide de manera clara y positiva en la participación laboral.

Por lo tanto, se decide incorporar en el análisis econométrico la variable educación controlada por estado civil.

Edad y situación conyugal

Aquí se estudian las variaciones en participación laboral de las mujeres de distintos rangos de edad, cuando tienen diferente situación conyugal. Se trata de verificar si la actividad laboral de, por ejemplo, las solteras de diferentes edades, observa una tendencia distinta a la de las casadas.

De los datos del cuadro 15, se observa que en las mujeres solteras las diferencias en actividad laboral son mucho mayores que en las casadas. En las primeras la participación laboral es notablemente mayor en los tramos de edad 2 y 3, con lo que su participación en el país crece en 41 puntos porcentuales cuando aumenta la edad desde el tramo 1 al 2 y luego cae en 17 puntos cuando aumenta la edad a más de 44 años.

Cuadro 15: Participación laboral por tramo en situación conyugal y edad, por región y país (en porcentaje).

Región	Soltera					Casada				
	Edad1	Edad2	Edad3	Edad2- edad1	Edad3- edad2	Edad1	Edad2	Edad3	Edad2- edad1	Edad3- edad2
Tarapacá	39,22	76,16	71,2	36,94	-4,96	47,34	44,02	54,64	-3,32	10,62
Antofagasta	26,41	67,44	55,61	41,03	-11,83	23,64	29,47	31,73	5,83	2,26
Atacama	32,99	78,88	56,92	45,89	-21,96	27,92	41,75	39,57	13,83	-2,18
Copiapó	28,31	73,57	55,01	45,26	-18,56	34,46	38,18	31,14	3,72	-7,04
Valparaíso	37,21	77,11	55,32	39,9	-21,79	41,49	48,23	38,62	6,74	-9,61
B. O'Higgins	33,1	67,62	52,87	34,52	-14,75	29,25	43,63	32,33	14,38	-11,3
Maule	34,36	63,46	52,45	29,1	-11,01	34,12	36,07	29,81	1,95	-6,26
Biobío	31,27	73,35	50,12	42,08	-23,23	32,73	32,66	27,32	-0,07	-5,34
Araucanía	32,61	67,18	46,32	34,57	-20,86	30,62	31,55	30,72	0,93	-0,83
Los Lagos	33,7	73,17	59,56	39,47	-13,61	28,22	37,29	31,95	9,07	-5,34
Aysén	26,66	75,16	60,06	48,5	-15,1	43,29	51,84	46,36	8,55	-5,48
Magallanes	29,01	76,63	59,4	47,62	-17,23	44,51	51,27	41,07	6,76	-10,2
Metropolitana	39,86	84,21	69,89	44,35	-14,32	43,55	50,89	44,51	7,34	-6,38
País	35,87	77,36	60,62	41,49	-16,74	37,78	43,71	37,89	5,93	-5,82

Fuente: Elaboración propia.

En las casadas la diferencia de actividad entre los tramos de edad es baja, en el país es de 6 puntos porcentuales entre uno y otro. En este caso, en la mayoría de las regiones las casadas con 30 a 44 años observan mayor actividad laboral, la excepción son las regiones de Tarapacá y Antofagasta, en ambos casos tener 45 años o más años aumenta la participación y en Tarapacá también crece cuando tienen edad entre 15 y 29 años.

Finalmente se va a incluir en el análisis econométrico la variable edad controlada por situación conyugal.

Niños y situación conyugal

Anteriormente se constató que el poseer niños en el hogar afecta a la participación laboral de las mujeres. Ahora se verá que esa relación depende de su situación conyugal.

En efecto, como muestra el cuadro 16, en mujeres casadas la variable niños en el hogar afecta negativamente a la participación laboral en todas las regiones. Por el contrario, en el caso de las mujeres solteras, si hay niños en el hogar la participación tiende a aumentar levemente, lo que se observa en nueve regiones del país.

Cuadro 16: Participación laboral por tramo en situación conyugal y niños en el hogar, por región y país (en porcentaje).

Región	Soltera			Casada		
	Sin Niños	Con Niños	Con Niños - Sin Niños	Sin Niños	Con Niños	Con Niños - Sin Niños
Tarapacá	52,41	54,3	1,89	52,91	45,26	-7,65
Antofagasta	40,47	38,8	-1,67	30,65	27,6	-3,05
Atacama	44,41	49,7	5,29	40,84	37,08	-3,76
Coquimbo	42,85	41,86	-0,99	40,21	32,54	-7,67
Valparaíso	47,15	49,19	2,04	48,79	40,6	-8,19
B. O'Higgins	43,08	44,16	1,08	41,58	34,41	-7,17
Maule	42,87	42,51	-0,36	37,46	31,37	-6,09
Biobío	45,97	44,61	-1,36	33,19	29,56	-3,63
Araucanía	39,56	43,48	3,92	34,76	28,96	-5,8
Los Lagos	45,97	46,98	1,01	39,11	30,45	-8,66
Aysén	39,91	44,16	4,25	56,88	42,35	-14,53
Magallanes	45,05	47,7	2,65	55,62	38,45	-17,17
Metropolitana	54,38	55,5	1,12	53,75	43,36	-10,39
País	48,68	49,68	1	45,74	37,45	-8,29

Fuente: Elaboración propia.

Al observarse estas diferencias, se decide probar la variable niños en el hogar controlada por situación conyugal.

Nivel educativo y niños en el hogar

De forma similar a lo expuesto en el punto anterior, en éste se intenta ver si la relación entre la participación laboral de las mujeres y la presencia de niños en el hogar se ve afectada por el nivel educativo.

A partir del cuadro 17, se observa que la tendencia se mantiene tanto en el grupo de mujeres sin educación media completa como en las más instruidas; en ambos casos tener niños en el hogar disminuye las tasas de actividad laboral. Por esta razón, en el modelo no se controlará la variable niños en el hogar, por nivel educativo.

Cuadro 17: Participación laboral por tramo en nivel educativo y niños en el hogar, por región y país (en porcentaje).

	Sin educación media completa			Con educación media completa		
	Sin Niños	Con Niños	Con Niños - Sin Niños	Sin Niños	Con Niños	Con Niños - Sin Niños
Tarapacá	56,57	45,26	-11,31	47,44	54,23	6,79
Antofagasta	27,17	23,83	-3,34	48,76	43	-5,76
Atacama	38,01	38,92	0,91	52,45	48,04	-4,41
Copiapó	37,13	32,29	-4,84	50,75	47,34	-3,41
Valparaíso	41,97	40,25	-1,72	59,92	52,21	-7,71
B. O'Higgins	38,31	32,93	-5,38	53,26	58,01	4,75
Maule	34,58	29,58	-5	54,93	51,82	-3,11
Biobío	30,45	30,87	0,42	61,39	47,62	-13,77
Araucanía	30,29	30,53	0,24	51,22	45,04	-6,18
Los Lagos	38,31	31,14	-7,17	53,95	54,43	0,48
Aysén	44,77	41,17	-3,6	58,93	49,5	-9,43
Magallanes	38,91	32,48	-6,43	61,25	52,42	-8,83
Metropolitana	49,15	42,64	-6,51	62,08	57,85	-4,23
País	41,2	36,9	-4,3	58,8	53,8	-5

Fuente: Elaboración propia.

Situación conyugal y otros ingresos medios en el hogar

Por último se examina si la relación entre tener otros ingresos a la actividad laboral de la mujer depende de su situación conyugal.

A partir del cuadro 18 se verifica que, salvo para Antofagasta, tanto en mujeres casadas como en solteras la participación laboral es mayor cuando no se perciben otros ingresos en el hogar. Sin embargo, la tendencia indica que, en mujeres solteras sin otros ingresos, la actividad laboral aumenta más que en las casadas. En particular, la actividad laboral de las solteras, en el país, crece 38 puntos porcentuales si dejan de contar con otros ingresos, mientras que en las casadas la variación es sólo de 24 puntos. Este comportamiento se repite para todas las regiones, excepto para la Región de Antofagasta.

Cuadro 18: Participación laboral por tramo en situación conyugal y otros ingresos en el hogar, por región y país (en porcentaje).

Región	Soltera			Casada		
	Sin otros ingresos	Con otros ingresos	Con otros ingresos - Sin otros ingresos	Sin otros ingresos	Con otros ingresos	Con otros ingresos - Sin otros ingresos
Tarapacá	77,54	52,89	-24,65	84,28	47,58	-36,7
Antofagasta	72,53	38,54	-33,99	14,05	28,84	14,79
Atacama	99,02	45,81	-53,21	74,05	37,43	-36,62
Copiapó	98,11	41,02	-57,09	42,06	35,24	-6,82
Valparaíso	89,14	47,1	-42,04	52,37	43,72	-8,65
B. O'Higgins	88,47	42,31	-46,16	74,92	37,01	-37,91
Maule	98,02	41,56	-56,46	69,61	33,21	-36,4
Biobío	88,27	43,31	-44,96	62,69	30,71	-31,98
Araucanía	84,45	40,32	-44,13	61,18	30,77	-30,41
Los Lagos	89,28	44,97	-44,31	69,02	33,39	-35,63
Aysén	100	39,65	-60,35	69,06	47,91	-21,15
Magallanes	76,26	45,17	-31,09	72,94	46,21	-26,73
Metropolitana	83,15	53,65	-29,5	67,2	47,17	-20,03
País	85,85	47,79	-38,06	64,71	40,38	-24,33

Fuente: Elaboración propia.

Como se observa que la variable otros ingresos en el hogar afecta de forma similar la actividad laboral de casadas y solteras, se decide no incluir esta variable en el análisis econométrico, aún cuando la región de Antofagasta nos presente la excepción.

5. Conclusiones

Como conclusión del estudio realizado a lo largo del capítulo, en este punto se muestran las variables seleccionadas para construir los modelos econométricos, así como la definición de cada una. Todas ellas fueron creadas a partir de la información entregada en los manuales de la encuesta CASEN 2000. El siguiente cuadro contiene la información.

Cuadro 19: Descripción de las variables a considerar en modelos econométricos.

Variable	Etiqueta	Tipo	Definición
Participación laboral	PARTICIP	Dependiente	1 = Participa en el mercado laboral 0 = No participa en el mercado laboral
15 a 29 años de edad	EDAD1	Independiente	1 = edad entre 15 y 29 años 0 = Con más de 29 años de edad
45 a 60 años de edad	EDAD3	Independiente	1 = edad entre 45 y 60 años 0 = con menos de 45 años de edad
Nivel educativo	EDUCACIO	Independiente	1 = Con al menos educación media completa 0 = Con nivel educativo menor a educación media completa
Situación Conyugal	CASADA	Independiente	1 = Casada o conviviente 0 = Soltera, viuda, separada o anulada
Niños menores en el hogar	NIÑOS9	Independiente	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	Independiente	1 = cuenta con otros ingresos en el hogar, distinto al que ella pueda generar por su trabajo 0 = no cuenta con otros ingresos en el hogar
Edad controlada por nivel educativo	EDAD1*EDUCACIO EDAD3*EDUCACIO	Independiente	1 = Si pertenece al tramo de edad y cuenta con educación media completa. 0 = En cualquier otro caso.
Edad controlada por situación conyugal	EDAD1*CASADA EDAD3*CASADA	Independiente	1 = Si pertenece al tramo de edad y está casada o convive. 0 = En cualquier otro caso.
Educación controlada por situación conyugal	EDUCACIO*CASADA	Independiente	1 = Si cuenta con educación media completa y está casada o convive. 0 = En cualquier otro caso.
Niños en el hogar controlada por situación conyugal	NIÑO9*CASADA	Independiente	1 = Si tiene niños en el hogar y está casada o convive. 0 = En cualquier otro caso.

Fuente: Elaboración propia.

Capítulo IV.

Diferencias regionales de participación laboral femenina en Chile: Un análisis a través de modelos logísticos uniecuacionales

1. Introducción

El objetivo de este capítulo es evaluar las diferencias regionales en el comportamiento de las variables que explican la participación laboral de la Mujer en Chile. Para ello se estimarán, en forma independiente, 13 modelos uniecuacionales, uno para cada región. Esto es, cada ecuación representará la probabilidad que tienen las mujeres de una región determinada de Chile de participar en el mercado laboral. Además, inicialmente se hará el supuesto de que todas las ecuaciones incluyen las mismas variables explicativas, aquellas que aparecen en el cuadro 19, del capítulo anterior. Es importante observar que todas las variables explicativas se consideran exógenas. El análisis de la endogeneidad de las variables explicativas de un modelo econométrico posee importantes peculiaridades, ya que es imprescindible utilizar métodos específicos de estimación, como Mínimos Cuadrados en Dos Etapas, que es un caso particular del método de Variables Instrumentales, o Mínimos Cuadrados en Tres Etapas, también incluido en Variables Instrumentales, que utiliza Información Completa para estimar un sistema de ecuaciones con variables explicativas endógenas. Al respecto Martínez (2001) presenta un estudio interesante para estimar oferta laboral de mujeres casadas en España.

Lógicamente, en el caso de esta investigación, los métodos mencionados en el párrafo anterior deberían ser combinados con el análisis logit (Wooldridge, 2006: 631-632; Wooldridge, 2002: 472-478). En este sentido existen aportaciones en las que se analiza la posible endogeneidad de ciertas variables explicativas en una ecuación con variable dependiente cualitativa (Álvarez, 2002; Bover y Arellano, 1995; Martínez, 2001). Dado que el objetivo de esta tesis, comparar la participación laboral femenina en las trece regiones chilenas, ya presenta suficientes problemas específicos, la consideración de variables explicativas endógenas se dejará pendiente para una futura investigación.

En este capítulo, la estimación de la participación laboral de las mujeres en las regiones de Chile se realiza a partir de modelos uniecuacionales de regresión logística binaria, uno para cada región. Se estimarán, por lo tanto, cada una de las ecuaciones por separado, ya que, en principio, no hay un procedimiento que permita estimar

simultáneamente un conjunto tan numeroso de ecuaciones logísticas. Dicho, de otra forma, en este capítulo, el modelo global se estima con “información limitada”, ya que no se considera información sobre las relaciones entre las perturbaciones de distintas ecuaciones. Sin embargo, como se ha indicado, en el próximo capítulo se abordarán posibles relaciones entre distintas ecuaciones y se utilizará otro procedimiento, como aportación de esta tesis, con el fin de obtener mejores estimadores.

En este caso la estimación y evaluación de los modelos econométricos se realiza aplicando los programas Eviews 3.1 y Eviews 5.0

Esta sección se estructura de la siguiente forma: en la primera parte se presentan las estimaciones logit; luego se hace la evaluación de los modelos usando distintas pruebas estadísticas; posteriormente se realiza el análisis de los resultados, interpretando los coeficientes; más tarde se calculan las probabilidades de participación laboral de las mujeres chilenas por región con distintas características; y finalmente, se exponen las conclusiones del capítulo.

1. Uso del factor de expansión

Antes de proceder al análisis descriptivo de los datos de la encuesta CASEN, en el capítulo III, se consideró la conveniencia de utilizar el factor de expansión de la muestra, y se obtuvo la conclusión de que era necesario utilizarlo. Pues bien, antes de proceder al análisis econométrico, es imprescindible realizar esa misma consideración.

A diferencia de lo que sucede en el análisis descriptivo, cuando el objetivo del tratamiento de los datos es un análisis econométrico, la conclusión sobre la utilización del factor de expansión no es clara. Deaton (1997: 63-73 p.) afirma que si lo que se pretende es estimar los parámetros de una regresión clásica, el EMCO es inconsistente cuando la muestra no es una muestra aleatoria simple (con igual probabilidad de selección en todos los sectores de la muestra). Pero en general, si se utilizan las ponderaciones, el estimador tampoco es un estimador consistente. Además, suponiendo el caso de que 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: 70 p).

Asegura el mencionado autor que éste es el argumento clásico para no ponderar: si los sectores no son homogéneos, los dos estimadores son inconsistentes; y si los sectores son homogéneos, el estimador no ponderado es preferible al ponderado. Por lo tanto, afirma que en muchos casos ponderar es, al menos, un esfuerzo inútil.

Según el párrafo anterior, se podría sostener que, siguiendo el argumento clásico, no merece la pena usar el factor de expansión. Por lo tanto, la opción de no ponderar es, al menos, tan aceptable como la de ponderar. Este criterio es el que se ha utilizado para no usar el factor de expansión en el este capítulo.

Ahora bien, Deaton (1997: 70 p.) sigue afirmando que, no obstante también es posible encontrar argumentos que defiendan el uso de las ponderaciones. De manera que, como se decía, en cuanto a la aplicación de factores de expansión a los modelos econométricos no hay una opción válida frente a la otra que no lo es. Por ello, las características concretas de la investigación deberán determinar la decisión. Como se verá más adelante, en el capítulo V de este trabajo, será preciso utilizar los factores de expansión.

Respecto al diseño muestral Deaton, (1997: 75 p.) explica que cuando se trata de un muestreo bietápico (como es el caso de diseño de la encuesta CASEN), en que primero se eligen los clusters y luego, dentro de cada uno, se seleccionan los hogares, no se puede aceptar que las observaciones sean independientes. Se podría asumir, por ejemplo, que las perturbaciones de distintos cluster están incorrelacionadas, pero las del mismo clusters están correlacionadas. A los estratos se les puede aplicar el mismo razonamiento que a los clusters. Bajo este argumento, continúa Deaton, se podría utilizar el EMCO modificando su matriz de varianzas y covarianzas y consecuentemente los estadístico para realizar los contrastes de significación individual y conjunta. Ahora bien, si además existiera correlación entre los distintos clusters el estimador más adecuado sería el de Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG).

Pues bien en cuanto al contenido del último párrafo, conviene adelantar que la aportación que se propone en la tesis (capítulo V) para obtener los mejores estimadores

consiste es un complejo procedimiento (recuérdese que la variable objeto de la investigación es cualitativa), que engloba la estimación por MCG (en realidad, Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles).

2. Estimación Logística con Información Limitada

En esta parte se presentan los resultados de la estimación logística “con información limitada”, es decir los obtenidos al estimar de forma independiente 13 ecuaciones, una para cada región.

3.1. Modelo final.

Teniendo en cuenta las variables seleccionadas y construidas en el capítulo anterior (cuadro 19 del capítulo III), finalmente para cada región se especificó la siguiente ecuación (ver apéndice 2 o capítulo I):

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

donde,

$$z_i = x_i \beta = \beta_1 + \beta_2 EDAD1_i + \beta_3 EDAD3_i + \beta_4 EDUCACI_i + \beta_5 CASADA_i + \beta_6 NINO9_i + \beta_7 OTROSING_i + \beta_8 EDAD1 * EDUCACIO_i + \beta_9 EDAD3 * EDUCACIO_i + \beta_{10} EDAD1 * CASADA_i + \beta_{11} EDAD3 * CASADA_i + \beta_{13} EDUCACIO * CASADA_i + \beta_{13} NINO9 * CASADA_i$$

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

- edad comprendida entre 30 y 44 años, (EDAD2 =0, EDAD1=1, 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)
- sin otros ingresos en el hogar (OTROSING = 0)

El modelo se estimó aplicando a cada ecuación el método de máxima verosimilitud (apéndice 1) incorporando 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.

El cuadro 1 muestra las estimaciones por Máxima Verosimilitud (MV) del modelo planteado anteriormente, para cada una de las Regiones, utilizando el programa Eviews 3.1 y 5.0.

Como se observa, la variable OTROSING es totalmente significativa para explicar la participación de la mujer en el mercado laboral. El análisis descriptivo realizado en el capítulo anterior 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. A pesar de ello, dado que al definir la variable como cualitativa (existen o no esos ingresos) indiscutiblemente se produce pérdida de información, en este capítulo se considera la inclusión de la variable en forma cuantitativa (YPERCAPI).

Como el campo de variación de la variable cuantitativa relativa a los ingresos (YPERCAPI) es muy diferente al de las demás variables explicativas, para comparar los efectos relativos de los regresores sobre la decisión de las mujeres de incorporarse al mercado laboral, conviene tipificar dicha variable, restando la media y dividiendo por la desviación típica de la correspondiente región¹⁶.

Consecuentemente, se estiman también las 13 ecuaciones, sustituyendo la variable cualitativa OTROSING por la variable cuantitativa YPERCAPI normalizada. Finalmente, se introdujeron las dos variables juntas (OTROSING y YPERCAPI), aun sabiendo que es posible generar un problema de multicolinealidad.

Los resultados se exponen en el apéndice 4. Se obtiene 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

¹⁶ No obstante, como la normalización sólo afecta al coeficiente y su desviación típica, pero no al estadístico que permite analizar la significación individual de la variable, ni obviamente al nivel de significación asociado, ni a los demás resultados que se utilizan para evaluar el modelo. Por lo tanto, con la variable sin tipificar se obtienen conclusiones idénticas, respecto a la conveniencia de incluirla en el modelo.

sólo es significativa para 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 YPERCAPI de un modelo en el que aparece OTROSING.

Cuadro 1: Coeficient, z-Statistic y Probabilidades asociadas por región. (Fuente: Elaboración propia. Ver apéndice 3)

	TARAPACÁ	ANTOFAG.	ATACAMA	COQUIMBO	VALAPAR.	O'HIGGINS	MAULE	BIOBIO	ARAUCANIA	LOS LAGOS	AYSÉN	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	0,0005	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
NINO9	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
NINO9*CASADA	-0,407	-0,2364	-0,2695	-0,8356		-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		-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	0,0219	0,0089	0

En definitiva, al comparar las tres opciones (incluir sólo una de las dos variables en el modelo e incluir las dos), mediante los procedimientos de evaluación del modelo que más tarde se comentarán, 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.

4. Evaluación del modelo

En este capítulo, se ha estimado mediante el método de Máxima Verosimilitud, un conjunto de trece ecuaciones logit independientes. La validez del modelo depende de su correcta especificación, es decir, de que se verifiquen los supuestos bajo los cuales el método de estimación empleado es el más adecuado.

En el capítulo V, como se ha venido diciendo, se propondrá y aplicará un método de estimación que mejora los resultados obtenidos en el presente capítulo. Por esa razón, en el presente apartado, no se estudiará la correlación entre las perturbaciones de distintas ecuaciones ni la heteroscedasticidad dentro de cada ecuación. Esos temas serán abordados en el siguiente capítulo, donde se estima el modelo con “información completa”. No obstante, a continuación se presentan algunas consideraciones importantes.

En los modelos de variable dependiente cualitativa, puede haber confusión al analizar los problemas de heteroscedasticidad y no normalidad, (Wooldridge, 2002: 479 p.), ya que hay distintas perturbaciones implicadas, relacionadas con las diversas formas de especificar el modelo (mediante variable latente, datos individuales, datos agrupados, etc.).

Sobre la forma adecuada de llevar a cabo los contrastes de heteroscedasticidad y no normalidad se pueden ver Davidson y Mackinnon (1993: 153-157 y 560-582 p.), Cabrer, Sancho y Serrano (2001: 146 y 156) y Bullich y Calonge (2008:1994 p.).

De todas formas, la mayoría de los autores están de acuerdo en que la forma más adecuada de proceder en un modelo econométrico, es esforzarse en especificarlo correctamente, para evitar el incumplimiento de los supuestos asumidos. Esto es especialmente válido en los modelos de respuesta cualitativa, para los cuales las formas funcionales flexibles en cuanto a las variables explicativas suelen funcionar bastante bien (Wooldridge, 2006: 632 p.).

En el capítulo V, como se ha dicho, se analizará la correcta especificación global del modelo. Precisamente, la aportación realizada en ese capítulo tiene el objetivo de ofrecer un método que permite contrastar correctamente (garantizando los supuestos estadístico – econométrico necesario) restricciones lineales sobre los parámetros del modelo. Por tanto, allí se argumentará la normalidad asintótica que da validez a la inferencia.

En este capítulo, baste de decir que si el modelo está correctamente especificado, el estimador MV es consistente, asintóticamente eficiente (Wooldridge, 2006: 625 p. y Wooldridge, 2002: cap. 13), garantizando con ello la validez asintótica de las contrastes habituales, entre ellos los de significación individual y conjunta de las variables explicativas. Con la realización de estos últimos contrastes finaliza este apartado.

Antes de realizar los mencionados contrastes, se aplicarán algunas técnicas habituales para evaluar e interpretar los resultados de un modelo uniecuacional: el análisis de la bondad de ajuste y de la capacidad predictiva.

4.1. Bondad de ajuste y capacidad predictiva del modelo

En este caso, la bondad de ajuste se interpreta como el grado de ajuste entre las probabilidades estimadas y las decisiones observadas de participar en el mercado del trabajo. Las medidas aquí utilizadas son: R^2 de McFadden, Akaike (AIC), Schwarz (SC), Hannan-Quinn (H-Q), número de predicciones erróneas y contraste de Hosmer-Lemeshow (HL).

R^2 de McFadden¹⁷

Este coeficiente de determinación se obtiene a partir de la función de verosimilitud del modelo, comparando el valor que toma dicha función en su punto máximo (es decir, en el estimador MV) con el valor que tomaría si en el modelo la única variable explicativa fuera la ficticia, es decir, si sólo hubiera término constante. Concretamente, el coeficiente se define como:

$$R^2 = 1 - \frac{\ln L_{SR}}{\ln L_{CR}}$$

donde $\ln L_{SR}$ es el logaritmo de la función de verosimilitud del modelo sin restringir, mientras que, $\ln L_{CR}$ es el logaritmo de la función de verosimilitud del modelo restringido, siendo la restricción que todos los parámetros, excepto el término constante, son nulos.

La medida esta acotada entre 0 y 1.

Si ambas funciones de verosimilitud son iguales, el estadístico tomará valor cero. En ese caso el modelo estimado no aportaría ninguna ventaja frente a un modelo sin variables explicativas.

¹⁷ R^2 Propuesto por McFadden en 1974, McFadden R-squared (Cabrer, Sancho y Serrano, 2001).

Si cada vez que el valor observado es 1 (la mujer participa), la predicción es también 1 y cada vez que el valor es 0 (no participa) la predicción es también 0, el coeficiente tomaría valor 1. Eso indicaría ajuste perfecto, pero como se ve es la interpretación análoga a la del coeficiente de determinación de Theil aquí resulta un tanto forzada, ya que el modelo predice valores entre 0 y 1 y, por ejemplo, una predicción de 0,9 para un caso en que el valor observado es 1 podría considerarse una excelente predicción. En definitiva, es imposible que R^2 de Mc Fadden tome valor 1 y el hecho de que no esté muy cerca de 1 no significa que el modelo no prediga correctamente.

De acuerdo a la información proporcionada por el cuadro 2, se observan valores entre 0,05 (regiones de Tarapacá) y 0,10 (región del Biobío). Estos valores, aunque bajos, son aceptables, dado el tipo de modelos, la medida utilizada y el elevado número de observaciones.

Cuadro 2: Contraste R^2 Mc Fadden, Akaike, Schwarz y Número Observaciones

Regiones	McFadd en R- squared	Akaike info criterio	Schwarz criterio	Hannan- Quinn criter.	Número Observa- ciones	Observaciones con variable dependiente = 0	Observaciones con variable dependiente = 0
Tarapacá	0,051051	1.325.235	1.357.145	1.336857	2.347	1.218	1.129
Antofagasta	0,089085	1.204.953	1.240.273	1.217898	2.075	1.324	751
Atacama	0,060762	1.259.390	1.292.095	1.271320	2.278	1.411	867
Coquimbo	0,079597	1.181.950	1.204.261	1.189900	3.607	2.396	1.211
Valparaíso	0,069150	1.265.384	1.277.564	1.269570	7.370	4.329	3.041
B. O'Higgins	0,065951	1.222.721	1.238.118	1.228087	5.598	3.596	2.002
El Maule	0,075621	1.164.246	1.176.104	1.168315	7.605	5.161	2.444
Biobío	0,102554	1.080.401	1.087.568	1.082790	13.643	9.706	3.937
Araucanía	0,082408	1.096.546	1.108.649	1.100704	7.425	5.325	2.100
Los Lagos	0,088072	1.149.210	1.162.392	1.153762	6.719	4.559	2.160
Aysén	0,066194	1.310.921	1.380.289	1.337420	900	502	398
Magallanes	0,094217	1.269.726	1.345.851	1.298970	800	456	343
Metropolitana	0,079294	1.275.676	1.281.831	1.277710	16.255	8.533	7.722

Fuente: A partir de Salidas de la aplicación del programa Eviews, Apéndice 3.

Akaike¹⁸ (AIC), Schwarz¹⁹ (SC) y Hannan – Quinn²⁰ (H-Q)

Estos criterios miden la bondad de ajuste considerando los grados de libertad de los modelos, esto es, realizan una corrección al estadístico LR de acuerdo al número de parámetros del modelo y al tamaño de la muestra. Se definen como:

$$AIC = \frac{2k}{n} - \frac{2 \ln L}{n}$$

$$SC = \frac{k * \ln n}{n} - \frac{2 \ln L}{n}$$

$$H - Q = \frac{2 * k * \ln(\ln n)}{n} - \frac{2 \ln L}{n}$$

Donde $\ln L$ es el logaritmo de la función de verosimilitud, k el número de parámetros que se estiman y n el tamaño de la muestra.

Estos criterios sirven para comparar la bondad de ajuste de distintos modelos con las mismas variables dependientes. Es preferible la estimación con menor valor de AIC , AC o $H-Q$, es decir, con mayor valor del logaritmo de la función de verosimilitud.

En el cuadro 2 se exponen los resultados. Se observa que todos los modelos presentan un ajuste similar, usando cualquiera de los criterios, AIC , AC o $H-Q$. En cuanto a las leves diferencias, también son coincidentes los tres criterios. La región del Biobío es la que presenta mejor ajuste.

Análisis del número de estimaciones erróneas²¹

a. Probabilidades Estimadas: Este criterio considera el número de errores obtenidos en las predicciones del modelo.

¹⁸ Propuesta por Akaike en 1973 (Cabrer, Sancho y Serrano, 2001)

¹⁹ Propuesta por Schwarz en 1978 (Cabrer, Sancho y Serrano, 2001)

²⁰ Propuesta por Hannan-Quinn en 1979 (Cabrer, Sancho y Serrano, 2001)

²¹ EVIEWS User's Guide 3 (1997: 423p) y Jacques (2000: 55 p.).

Se obtiene a partir de:

$$\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2, \text{ donde } \hat{y}_i = 1 \text{ si } \hat{P}_i \geq 0,5 \text{ y } \hat{y}_i = 0 \text{ si } \hat{P}_i \leq 0,5 \text{ }^{22}.$$

Este criterio tiene los siguientes inconvenientes:

- El valor 0,5 es arbitrario. Aunque se utilizan otros valores según las características del modelo, este trabajo usa 0,5 que es el valor habitual.
- Los errores se penalizan con el mismo valor, concretamente 1, independientemente del valor exacto de \hat{P}_i , ya que sólo se tiene en cuenta si supera o no el límite establecido (en este caso 0,5).

En la parte superior de cada cuadro del apéndice 5 se encuentran los resultados. Se compara la capacidad predictiva del modelo estimado (Estimated Equation) para cada región con la del modelo en el que todos los coeficientes son iguales a cero excepto el término constante (constant probability). Para cada región, se calculan las probabilidades estimadas para cada individuo de la muestra y se determinan aquellas en las que el modelo acierta y en aquellas que el modelo comete un error. Para ello se usa el criterio antes mencionado, esto es, asignar 0 cuando la probabilidad es menor o igual a 0,5 y 1 cuando es mayor a 0,5.

En el cuadro 3 se resumen los resultados de la aplicación de este criterio. Se observa que los modelos logran estimar adecuadamente más del 60% de las observaciones en cada región. En concreto la región que mejor resultado obtiene es Biobío donde se estiman correctamente el 74,68% de las observaciones, mientras que la región que obtiene peor resultado es Tarapacá, con el 60,2% de éxito. Más aún, el modelo de probabilidad constante estima acertadamente un porcentaje inferior en todas las regiones, de forma, la ganancia del modelo estimado va desde 11,34 puntos en la región metropolitana, a 2,88 puntos en la región de la Araucanía, lo que supone una contribución del 23,88% y 10,19% respectivamente. Además, se aprecia que el modelo

²² Nótese que cada error de predicción se contabiliza con un 1, pues $(y_i - \hat{y}_i)^2 = 1$ si $y_i \neq \hat{y}_i$

predice mejor la no participación en el mercado laboral, ya que en este caso se estima correctamente más de un 80% de las observaciones en todas las regiones.

Cuadro 3: Evaluación de probabilidades estimadas

Regiones	Predicciones correctas Modelo (%)	Predicciones correctas modelo restringido (%)	Aciertos en la probabilidad de no participar (%)	Aciertos en la probabilidad de participar (%)	Ganancia (variación absoluta)	Ganancia Porcentual
Tarapacá	60,20	51,90	80,13	38,71	8,31	17.27
Antofagasta	69,54	63,81	85,05	42,21	5,73	15.85
Atacama	66,46	61,94	87,24	32,64	4,52	11.88
Coquimbo	70,56	66,43	90,65	30,80	4,13	12.30
Valparaíso	65,50	58,74	87,16	34,66	6,76	16.38
B. O'Higgins	68,61	64,24	91,46	27,57	4,38	12.24
El Maule	70,82	67,86	91,59	26,96	2,96	9.21
Biobío	74,68	71,14	91,20	33,96	3,54	12.27
Araucanía	74,60	71,72	96,09	20,10	2,88	10.19
Los Lagos	72,21	67,85	92,02	30,42	4,36	13.56
Aysén	63,67	55,78	80,08	42,96	4,37	17.84
Magallanes	68,12	57,12	86,00	44,31	11,00	25.66
Metropolitana	63,84	52,49	83,01	42,6	11,34	23.88

Fuente: A partir de salidas de la aplicación del programa Eviews, Apéndice 5.

b. Predicciones esperadas: En este caso, se estiman las probabilidades esperadas para cada ecuación correspondiente a una región determinada. Aunque la estructura de los datos es similar a lo planteado, la forma de obtener las probabilidades es distinta.

En el modelo de probabilidad constante, la probabilidad total de no participar en el mercado laboral se obtiene como $n\bar{p}$, donde n es el tamaño muestra y \bar{p} la proporción de no participación. La esperanza total de obtener “cero”, se calcula considerando la probabilidad de no participar en el mercado laboral que realiza el modelo para el total de las observaciones.

En la parte inferior de los cuadros del apéndice 5 se muestran las probabilidades esperadas. El cuadro 4 muestra un resumen de estos resultados.

Cuadro 4: Evaluación de predicciones esperadas.

Regiones	Acierto en obtener 0 (%)	Acierto en obtener 1 (%)	Total de aciertos (%)	Total Aciertos modelo nulo (%)	Ganancia	Ganancia porcentual
Tarapacá	55,15	51,61	53,44	50,07	3,37	6,75
Antofagasta	68,03	43,64	59,20	53,81	5,39	11,67
Atacama	64,96	42,98	56,60	52,85	3,75	7,94
Coquimbo	69,92	40,49	60,04	55,40	4,65	10,42
Valparaíso	62,55	46,69	56,01	51,53	4,48	9,24
B. O'Higgins	67,33	41,32	58,03	54,05	3,97	8,65
El Maule	70,97	38,69	60,59	56,38	4,21	9,66
Biobío	74,87	38,05	64,24	58,94	5,30	12,91
Araucanía	74,68	35,80	63,69	59,43	4,25	10,49
Los Lagos	71,52	39,88	61,35	56,37	4,97	11,40
Aysén	59,70	49,17	55,04	50,67	4,37	8,86
Magallanes	62,51	50,06	57,17	51,02	6,16	12,57
Metropolitana	57,43	52,96	55,31	50,12	5,18	10,40

Fuente: A partir de salidas de la aplicación del programa Eviews, Apéndice 5.

En el modelo estimado, la “esperanza correcta” de obtener cero, corresponde a la suma de las probabilidades de no participar en el mercado laboral de aquellas observaciones donde ésta efectivamente no participó. Los resultados indican que la región que obtiene una peor predicción es Tarapacá, con un 55,15% de los casos (900,73 veces). Así, la esperanza de no participar coincide con lo que realmente ocurrió. A su vez las “esperanzas incorrectas” se refieren a la suma de las probabilidades de obtener cero de aquellas observaciones que indicaron lo contrario, es decir que participaron en el mercado laboral. Para la región de Tarapacá, esta “esperanza incorrecta” ocurre en el 48,39% de las observaciones (546,33 veces).

Siguiendo el mismo razonamiento, se estima la esperanza total de participar en el mercado laboral. Las “esperanzas correctas”, son las probabilidades totales de estimar “uno” cuando las observaciones de la muestra lo indican, en el caso de la región de Tarapacá sucede en el 51,61% de los casos (582,67 veces). Continuando con el ejemplo, para Tarapacá el modelo estimado predice en promedio correctamente el 53,44% de las observaciones, cifra que es superior al porcentaje de las estimaciones correctas del modelo de probabilidad constante en 3,37 puntos porcentuales, lo que supone una ganancia de errores de un 6,75% sobre el porcentaje de estimación.

En todas las regiones se observa que el modelo estimado predice correctamente en más del 53% de los casos. También en todas las regiones se aprecia una ganancia en la predicción del modelo estimado sobre el de probabilidad constante. Además, en el modelo estimado, es mayor el porcentaje de aciertos en la predicción y menor el porcentaje de errores.

En las regiones de Biobío y Magallanes, el modelo observa las mayores ganancias en la predicción. La región del Biobío predice correctamente la no participación en un 74,87% y la participación laboral en un 38,05. En promedio, el modelo estimado predice un 64,24% de las observaciones, lo que permite una ganancia respecto del modelo de probabilidad constante de 5,3 puntos porcentuales y supone una ganancia de un 12,91% sobre el porcentaje de estimaciones de errores.

Contraste de Hosmer-Lemeshow²³ (H-L)

Una vía alternativa para medir la bondad del ajuste es dividir la muestra en intervalos iguales y, para cada uno de ellos, comparar la suma de las probabilidades esperadas de obtener cero (uno) con el número total de ceros (uno) observados en la variable dependiente.

Si p es el valor que asume la función ajustada para un sujeto cualquiera, de modo que se puede calcular $p_1, p_2, p_3, \dots, p_n$ a partir del modelo ajustado, luego ordenar de menor a mayor y dividir en grupos, en este caso en deciles, cada uno con m_i observaciones, el estadígrafo H-L se calcula como:

$$H - L = \sum_{j=1}^j \frac{(y_j - (m_j \bar{p}_j))^2}{m_j \bar{p}_j (1 - \bar{p}_j)} \approx \chi_{j-2}^2$$

Donde \bar{p}_j corresponde al promedio de las probabilidades estimadas en el grupo j , y_i al número de observaciones iguales a 1 en el grupo j .

²³ EViews User's Guide 3 (1997: 426-427 p.) y Jacques (2000: 84-85 p.).

$$\bar{p}_j = \sum_{i \in j} \hat{p}_i / m_j = \sum_{i \in j} [1 - F(-x_i' \hat{\beta})] / m_j$$

$$y_i = \sum_{i \in j} y_i$$

De este modo, el estadístico *H-L* es mayor conforme aumenta la diferencia entre el número de valores iguales a 1 observados y la probabilidad acumulada de que ello acontezca. *H-L* se distribuye como una χ^2 con $J-2$ grados de libertad, en este caso 8 g.l.

En los cuadros del apéndice 6, se presentan los resultados de la aplicación del estadígrafo a cada modelo. En ellos, se observan las diferencias entre los valores observados y estimados en cada decil. Aunque dichas diferencias varían por regiones, en la mayoría de los casos son muy pequeñas.

El cuadro 5 muestra el resumen con los resultados finales del estadístico *H-L* y la probabilidad asociada al valor muestral del estadístico. Se observa que en todos los casos el valor de la χ^2 de *H-L* es bajo y según el contraste *H-L* para el total de las observaciones en cada modelo, no se rechaza la hipótesis de un buen ajuste.

Cuadro 5: Resultados Contraste Hosmer – Lenmehow (H-L).

Regiones	Estadístico H-L	Andrews Prob. Chi-q (8)	Prob. Chi-q (10)
Tarapacá	3,4334	13,6218	0,9043
Antofagasta	1,2102	5,5332	0,9965
Atacama	4,0116	9,5978	0,8561
Coquimbo	2,5170	4,6799	0,9609
Valparaíso	4,5289	8,0282	0,8065
B. O'Higgins	5,7151	13,6882	0,6791
El Maule	12,2924	24,2166	0,1386
Biobío	9,7173	14,6354	0,2854
Araucanía	7,2796	15,3422	0,5068
Los Lagos	2,6622	6,3593	0,9537
Aysén	4,5665	7,4735	0,8027
Magallanes	6,4897	8,2988	0,5925
Metropolitana	13,3476	29,5119	0,1004

Fuente: A partir de salidas de la aplicación del programa Eviews, Apéndice 6.

4.2. Análisis de significación individual de las variables explicativas

Dadas las propiedades estadísticas de los estimadores máximo-verosímiles y su distribución asintótica normal, se puede plantear el siguiente contraste de hipótesis sobre un coeficiente de regresión individual:

$$H_0 : \beta_k = 0$$

$$H_1 : \beta_k \neq 0$$

El estadístico de contraste es: $\frac{\hat{\beta}_k}{s_{\hat{\beta}_k}} \approx N(0,1)$

Del cuadro 1 se obtienen los estadísticos z-statiscs y su probabilidad asociada (prob), que permite contrastar la significación individual de cada una de las variables explicativas. Los resultados muestran que en los modelos de las Regiones Metropolitana y del Biobío todas las variables son significativas individualmente. Sin embargo, existen problemas en algunas de las otras regiones. Como se aprecia, las variables marcadas con * no son significativas individualmente al nivel del 5%. De esta forma, las regiones: Tarapacá, Atacama, Aysén y Magallanes presentan mayor cantidad de variables con problemas de significación individual.

4.3. Análisis de significación conjunta de las variables explicativas.

Aquí se trata de probar si desde el punto de vista estadístico, la presencia de las variables introducidas tiene concomitancia real con la probabilidad de participar en el mercado laboral. En concreto, si el valor de los coeficientes es distinto de cero por azar o porque hay suficiente evidencia muestral.

A partir del programa utilizado, Eviews, se realiza el contraste de la razón de verosimilitud o LR statistic, en el cual el estadístico de contraste es:

$$LR = -2 \ln(\lambda) = -2(\ln L_{CR} - \ln L_{SR}) = -2(\ell_{CR} - \ell_{SR})$$

Donde $\ln L_{CR}$ es el logaritmo neperiano de la función de verosimilitud evaluada cuando todos los coeficientes del modelo, excepto el término constante, son cero y $\ln L_{SR}$ es el logaritmo neperiano de la función sin restringir.

La diferencia entre la función de verosimilitud sin restricción y restringida mide el aporte que hacen las variables incorporadas al modelo. Cuanto mayor sea esta diferencia mayor la evidencia para rechazar la hipótesis nula.

Las hipótesis nula y alternativa se plantean como:

$$H_0 = \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \cdot \\ \cdot \\ \beta_k \end{pmatrix} = 0 \quad ; \quad H_1 = \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \cdot \\ \cdot \\ \beta_k \end{pmatrix} \neq 0$$

LR se distribuye según una χ^2 con un número de grados de libertad igual al de restricciones. Para el estudio en todos los modelos el número de restricciones es 12, el valor crítico de χ^2 con $\alpha = 0,05$ y 12 grados de libertad es 21,0.

En el cuadro 6 se encuentran los resultados para todas las regiones. Como se puede observar, en todos los casos se obtiene un valor muy alto del estadístico LR y consecuentemente una probabilidad nula asociada a este contraste. Por lo tanto, para cualquier nivel de significación que se establezca, se rechaza la hipótesis nula de no significación conjunta. En conclusión, las variables explicativas consideradas son significativas conjuntamente para explicar la participación laboral de la mujer en cada una de las regiones chilenas.

Cuadro 6: Contraste la Razón de Verosimilitud o LR statistic.

	Log likelihood	Restr. log likelihood	LR statistic (12 df)	Probability(LR stat)
Tarapacá	-1542164	-1625129	1659301	0.000000
Antofagasta	-1237138	-1358127	2419782	0.000000
Atacama	-1421445	-1513402	1839145	0.000000
Coquimbo	-2118646	-2301867	3664412	0.000000
Valparaíso	-4649939	-4995368	6908577	0.000000
B. O'Higgins	-3409396	-3650126	4814600	0.000000
El Maule	-4414046	-4775149	7222054	0.000000
Biobío	-7356956	-8197655	1681398	0.000000
Araucanía	-4057926	-4422365	7288773	0.000000
Los Lagos	-3847772	-4219380	7432144	0.000000
Aysén	-5769146	-6178101	8179102	1.88E-12
Magallanes	-4948905	-5463675	1029541	1.11E-16
Metropolitana	-10355.06	-11246.87	1783621	0.000000

Fuente: A partir de Salidas de la aplicación del programa Eviws, Apéndice 3.

5. Análisis de resultados

En este apartado se analizan los resultados, a partir de los coeficientes de la estimación final, calculando probabilidades y examinando las diferencias entre las regiones.

Una vez obtenidos 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 y las diferencias entre regiones.

5.1. Estimación de probabilidades de participación laboral femenina por región

Para cada región se ha estimado un modelo logit usando el método de máxima verosimilitud. 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. En este caso sería:

$$\frac{\partial \Lambda(x_i \beta)}{\partial x_{ki}} = \frac{\partial \left(\frac{e^{x_i \beta}}{1 + e^{x_i \beta}} \right)}{\partial x_{ki}} = \frac{e^{x_i \beta}}{1 + e^{x_i \beta}} \beta_k, \text{ donde, } x_i \text{ es el vector de características de la}$$

mujer iésima que determinan su decisión de participar o no en el mercado laboral, en este caso todas corresponden a variables binarias y k es el número de variables independientes.

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: 755 p.). Por ese motivo, para interpretar adecuadamente los resultados, en lugar de la medida anterior, se calcularán probabilidades cuando cambia cada una de las variables explicativas.

Para determinar la probabilidad de participar se lleva a cabo el siguiente procedimiento:

1. Se calcula el valor del índice $z_i = x_i \hat{\beta}$. Por ejemplo, el valor del índice para la Región Metropolitana se calcularía de la siguiente forma:

$$z_i = x_i \hat{\beta} = 2,418051 + -1,893644 * EDAD1_i + -0,917709 * EDAD3_i + 0,617027 * EDUCACIO_i + -1,290185 * CASADA_i + 0,13172 * NINO9_i + -1,197025 * OTROSING_i + -0,248078 * EDAD1 * EDUCACIO_i + 0,271372 * EDAD3 * EDUCACIO_i + 1,716823 * EDAD1 * CASADA_i + 0,501514 * EDAD3 * CASADA_i + 0,296423 * EDUCACIO * CASADA_i + -0,600964 * NINO9 * CASADA_i$$

2. Se obtiene la probabilidad de participar mediante la función logística:

$F(x_i\beta) = \frac{1}{1 + e^{-z_i}} = \frac{e^{z_i}}{1 + e^{z_i}}$, donde $F(.)$ es la función de distribución logística.

Así, para una mujer con las características de referencia, las variables explicativas toman valor cero y z es igual a la constante, 2,418051. Por lo tanto, la probabilidad de que esa mujer participe se estima como:

$$Prob(y = 1) = \Lambda(x_i\beta) = \Lambda(z_i) = \frac{e^{2,418051}}{1 + e^{2,418051}} = 91,82\% .$$

En la primera columna del cuadro 7 se presenta la estimación de probabilidades de participación laboral de las mujeres que poseen las características definidas como de referencia, para cada región. En el resto de las columnas, se encuentra probabilidades de actividad laboral frente a un cambio en las características, en relación a las del sujeto de referencia, para cada una de las variables que ingresaron al modelo y las trece regiones del país. También se muestra la variación porcentual de las probabilidades, al cambiar alguna de las características del vector de referencia, en cada región.

En el cuadro 8 se expone el valor medio de las probabilidades regionales asociadas al vector de referencia y a un cambio en la variable señalada, y la desviación estándar de los resultados a nivel nacional, de acuerdo con los resultados del cuadro 7.

Cuadro 7: Probabilidad de participar en el mercado laboral por región y variación respecto de las variables de referencia (en porcentaje).

REGION		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
BIOBIO	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
AYSEN	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 1.

Cuadro 8: Media y Desviación Estándar entre regiones de la probabilidad de participar en el mercado laboral y variación respecto de las variables de referencia, en porcentaje.

VARIABLES	PROMEDIO	DESV. ESTANDAR
C	88,95	3,56
EDAD1	68,21	7,36
EDAD3	81,24	4,76
EDUCACIO	94,35	1,99
CASADA	74,69	8,24
NINO9	90,52	2,91
OTROSING	60,81	10,21
EDAD1*EDUCACIO	80,89	9,58
EDAD3*EDUCACIO	90,60	4,39
EDAD1*CASADA	95,92	2,09
EDAD3*CASADA	91,03	4,16
EDUCACIO*CASADA	93,59	1,96
NINO9*CASADA	81,65	6,61

Fuente: Elaboración propia.

5.2. Análisis de probabilidades

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, en la que baja en 14 puntos porcentuales (cuadro7).

Como se ha mencionado, la edad es una determinante importante de la participación laboral femenina. Se observa que la probabilidad de participación de una mujer que cuente con las características del grupo de referencia, pero con tenga menor edad (15 a 29 años), baja sustancialmente en todas las regiones. En este caso, la probabilidad media de participación es de un 68,21%. Más aún, 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, donde la probabilidad de participar cae 32,3 puntos cuando disminuye la edad y 12,3 puntos cuando aumenta la edad.

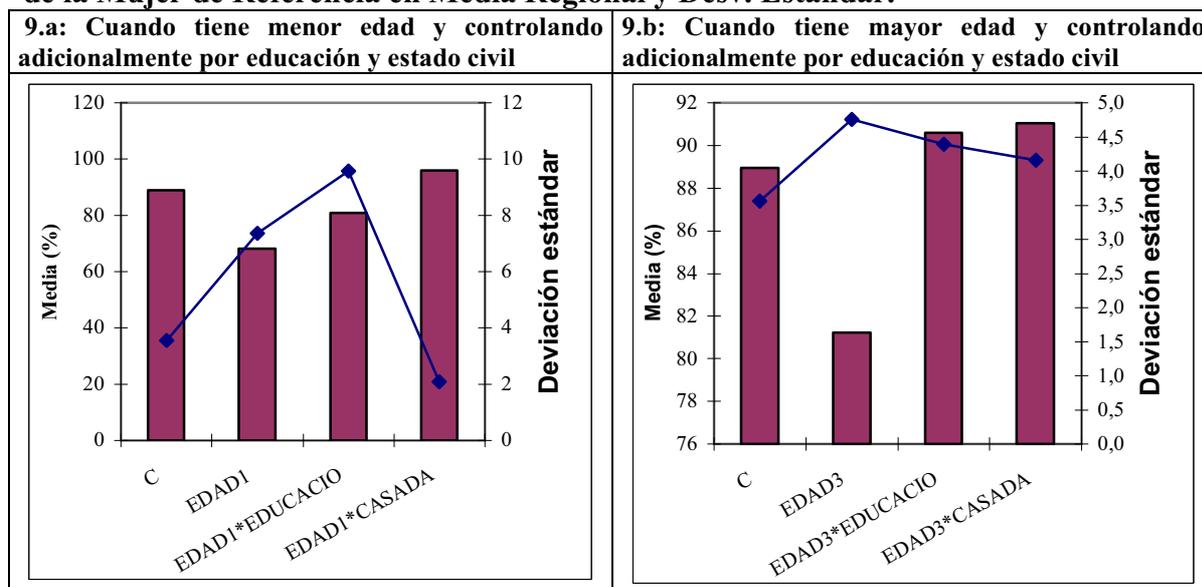
La variable individual de mayor impacto sobre la decisión de participación laboral es el nivel de estudios. Contar con un nivel educativo de enseñanza secundaria, o mayor, más hace aumentar la probabilidad de participación. A excepción de la región de Aysén, todas las regiones registran una probabilidad estimada mayor, que en la media alcanza un 94,35%. La región donde el nivel educativo provoca un mayor aumento en la probabilidad de participar (variación de 16,11 puntos porcentuales) es la Araucanía.

En relación al impacto de la situación conyugal de las mujeres, resultados confirman la hipótesis planteada al inicio de este capítulo. Las mujeres casadas tienen una probabilidad de participar en el mercado laboral menor que las solteras, en todas las regiones del país. Al revisar las variaciones de las probabilidades de la mujer de referencia (soltera) con respecto a las de una casada (permaneciendo constante el resto de las variables), se observa una gran variabilidad entre las regiones, que va desde un 6,85% en la región de Aysén hasta un 29,78% en la región de 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%.

Más interesante aún resulta analizar la probabilidad cuando las variables cambian en forma conjunta. Como se observa en el cuadro de probabilidades, el cambio en la probabilidad de participar, cuando se trata de una mujer con un nivel educativo mayor y que, además, se encuentra casada, es positivo en todas las regiones del país, de manera tal que, en promedio regional, la probabilidad de participar es de un 93,53%, o sea, 4,64 puntos porcentuales más que en el caso de referencia.

El efecto conjunto de las características asociadas a cambios en edad y educación es importante. En el siguiente gráfico se observa que la probabilidad media regional cae, respecto al vector de referencia, cuando las mujeres pertenecen al primer tramo de edad. Sin embargo, cuando ellas además tienen un nivel educativo mayor, la participación aumenta en promedio 12,67 puntos porcentuales. No obstante, se observa un alto nivel de dispersión entre regiones, de modo que estos aumentos son mayores en las regiones Metropolitana, Valparaíso y Tarapacá. No obstante, se observa que la actividad cae en dos regiones, las de Arauco y Biobío.

Gráfico 1: Sensibilización de la Probabilidad de Participar en el Mercado Laboral de la Mujer de Referencia en Media Regional y Desv. Estándar.



Fuente: A partir de la cuadro 14.

En el caso de mujeres del tramo de menor edad (15 a 29 años) 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 deciden trabajar. Sucede, entonces que mujeres casadas de menor edad exhiben tasas de participación mayores que las de referencia y además con baja dispersión entre regiones.

En el tramo de edad superior (mujeres entre 45 y 60 años de edad), se observa una caída relevante en la probabilidad de participar. Sin embargo, cuando las mujeres poseen un mayor nivel educativo, la probabilidad media aumenta, más aún, es levemente superior a la del sujeto de referencia en la mayoría de las regiones (en 9 de 13 regiones). El mismo comportamiento se observa en mujeres de mayor edad y casadas, cuya probabilidad de participar en el mercado laboral aumenta en todas las regiones.

Al comparar la participación de las mujeres según a su tramo de edad, se puede afirmar que, en promedio, las de mayor edad participan más que las más jóvenes y que las primeras presentan una menor dispersión. Además, entre las de mayor edad, el nivel educativo es más decidor, porque impacta alta y positivamente en la probabilidad media de participación y con baja dispersión entre regiones. Algo similar sucede en ambos

grupos (mayor y menor edad) con el estado civil, aunque tiene un mayor impacto en las mujeres de menor edad.

Las características familiares, como la existencia de 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, se observa que la probabilidad aumenta a 90,52% y existe una baja dispersión en este resultado. Sin embargo, cuando se trata de una mujer casada se produce un 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.

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. A modo de ejemplo, dada una mujer con las características de referencia, salvo que pertenezca a una familia donde existen otros ingresos, su probabilidad 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. Por ejemplo, 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%, es decir en esta última el cambio no es tan importante, cae sólo en 14,6 puntos.

5. Conclusiones

El objetivo de este capítulo ha sido evaluar las diferencias regionales en el comportamiento de las variables explicativas de la participación laboral de la Mujer en Chile. Los resultados indican que las variables tienen el comportamiento esperado de acuerdo a la literatura especializada, analizada en los capítulos precedentes. Sin embargo, el efecto que tiene cada variable sobre la participación laboral de las mujeres es muy distinto entre regiones.

El estudio ha consistido en modelar por región la participación laboral de las mujeres, mediante modelos logit regionales, de corte transversal, dónde la participación se cuantifica mediante variables binarias.

En este capítulo se han utilizado las variables que fueron construidas en el capítulo anterior, las que a su vez se ha definido conforme a la argumentación teórica planteada en el primer capítulo de la tesis y la evidencia empírica desarrollada en el segundo. La fuente de información usada es la base de datos de la Encuesta Casen de año 2000.

Una vez obtenidos los modelos, han calculado los efectos de las variables independientes sobre la variable endógena, sensibilizando cada variable independiente, para posteriormente analizar las diferencias entre regiones. De acuerdo a las probabilidades estimadas las principales conclusiones son:

- Las mayores diferencias en participación laboral por regiones se deben al efecto de la variable “otros ingresos en el hogar”. Por ejemplo, la variable impacta reduciendo la probabilidad de participación en una 19% en la Región de Tarapacá, en contraste con un 44% en la Región del Maule.
- La variable que tiene un efecto más claro sobre la participación laboral es el nivel educativo, porque además de provocar un cambio importante en la probabilidad, su impacto es igualmente relevante en todas las regiones. Sin embargo, si se analiza su efecto sólo en las mujeres de entre 15 y 30 años, el impacto es muy diferente entre las regiones. Por ejemplo, en la Región de Aysén su impacto es prácticamente nulo, pero en la Araucanía es de un 26%.
- Otra variable que genera efectos fuertemente diferenciados entre regiones es el estado civil, por ejemplo en la Araucanía el efecto es de un 24%, en cambio en Aysén es de un 6,85%.

Estos resultados podrían ser útiles para identificar las variables que generan un mayor impacto sobre la participación laboral de las mujeres en cada región. Por ejemplo, en la Región de la Araucanía, que registra una menor participación laboral, se deberían aplicar políticas específicas asociadas a la variable otros ingresos en el hogar, que generan mayor impacto. En otras regiones, los esfuerzos tendrían que ir en otra dirección, por ejemplo en la Región Metropolitana, deberían centrarse en la variable edad en el tramo menor.

En este punto cabe mencionar que para cumplir los objetivos de este capítulo otro enfoque, esto es, la utilización de variables ficticias regionales. En relación con el trabajo realizado, el enfoque de las variables ficticias regionales es equivalente²⁴.

Para llevarlo a cabo, se estimaría una ecuación logística para todas las mujeres de Chile, introduciendo en el modelo 12 variables ficticias regionales, cada una de las cuales tomaría el valor 1 en una región determinada y cero en el resto de las regiones. Además, las variables ficticias deberían interactuar con el resto de las variables del modelo, para considerar la posibilidad de que el efecto de cada una de éstas sobre la participación laboral femenina fuese distinto en las diferentes regiones de Chile. Para conseguir esto, se introducirían en el modelo las variables ficticias, además de en forma aditiva, en forma multiplicativa, con todas las variables utilizadas en esta investigación, algunas de las cuales son ya multiplicativas, pues recogen efectos cruzados de otras dos. De manera, que habría variables explicativas producto de tres variables. Como se puede observar, el modelo tendría un número muy elevado de variables explicativas. Pero eso sería necesario para no estimar bajo la restricción de que en ciertas regiones, se producen los mismos impactos de variables explicativas sobre la variable dependiente.

En definitiva, utilizando otro enfoque, se haría el mismo análisis que en el capítulo. Sin embargo, surgirían los mismos problemas, que, en este caso, se percibirían al analizar el comportamiento de las perturbaciones. Ahora bien, el hecho de percibirlos no significa que se pudieran resolver de forma automática, ya que los esquemas de autocorrelación habituales resultan particularmente adecuados para series temporales, y no lo son para datos de corte transversal. Es decir, el enfoque de las variables ficticias es equivalente al utilizado en el capítulo y, como éste, carece de las ventajas que supone la aportación realizada en el capítulo V.

En la siguiente sección se analizará la problemática planteada aquí, mediante otro procedimiento aportado en esta tesis. Se propondrá otra forma de modelar que examina la posible relación entre las distintas ecuaciones, con el fin de obtener mejores estimadores, utilizando un método de estimación con información completa.

²⁴ Esta metodología la adopta Mizala et al (1999) para estimar oferta laboral en Chile.

Capítulo V.

Construcción y aplicación de un modelo econométrico para realizar comparaciones interregionales de participación laboral

1. Introducción

Este capítulo aborda el cuarto objetivo de la tesis: Desarrollar una aplicación novedosa de los métodos econométricos al caso de interés, de manera que el modelo permita explicar correctamente la participación laboral femenina en las regiones de Chile, así como las disparidades existentes, en cuanto a ese fenómeno, entre las distintas regiones.

En el capítulo IV se ha alcanzado el tercer objetivo planteado, esto es: Explicar la participación laboral femenina en cada una de las regiones de Chile, mediante la metodología econométrica tradicionalmente utilizada para un objetivo análogo.

En el presente capítulo, se plantea y resuelve el problema que se explica a continuación: Cada una de las ecuaciones estimadas en el capítulo IV representa la probabilidad de participación laboral de las mujeres de una región concreta de Chile. Si las perturbaciones de las distintas ecuaciones están correlacionadas, el método utilizado en aquel capítulo, aunque sea el habitual por su viabilidad, no proporciona los mejores resultados, como se explicará más adelante.

Para abordar el problema anterior, se plantea la hipótesis alternativa de correlación entre las perturbaciones de ecuaciones correspondientes a distintas regiones. De este modo, se probará que la forma más correcta de estimar es hacerlo a través de un sistema de ecuaciones simultáneas. Consecuentemente, se propone, desarrollar y aplicar el método al que hemos denominado “Estimación de un Sistema de Ecuaciones Logísticas Aparentemente no Relacionadas” (SULR: Seemingly Unrelated Logit Regression), que es un método de estimación con información completa.

A continuación se argumenta la hipótesis que sustenta la investigación realizada en este capítulo.

La decisión de las mujeres de participar en el mercado laboral depende de las variables incluidas en los modelos estimados en el capítulo anterior, pero también de

otros factores determinantes que no se pueden incluir explícitamente. Entre ellos, se encuentran factores asociados al comportamiento del mercado de trabajo chileno y a la situación económica y social de las diversas regiones del país.

Cuando se intenta explicar la participación laboral femenina mediante una estimación para cada región, no es posible que los factores regionales aparezcan de forma explícita en cada ecuación, debido a que son comunes para todas las mujeres de una misma región. Por lo tanto, dichos factores quedan recogidos, de hecho, en las perturbaciones, que también contienen factores relativos a la situación económica y social de Chile.

En el contexto explicado en los párrafos anteriores, es muy posible que exista relación entre las perturbaciones de distintas ecuaciones correspondientes a regiones del mismo país. Dicha hipótesis será contrastada estadísticamente en este capítulo, de modo que se probará que existe relación entre las perturbaciones de las distintas ecuaciones logísticas.

Cuando hay correlación entre las perturbaciones de las distintas ecuaciones, el estimador que se obtiene, estimando cada ecuación por separado, no es el más eficiente, ni siquiera asintóticamente. Además, en ese caso, se estima incorrectamente las varianzas de los estimadores y se usan indebidamente para realizar la inferencia. Así pues, en esta fase del trabajo, se estimará el conjunto de ecuaciones como un sistema de ecuaciones simultáneas, para obtener el mejor estimador, el más eficiente. De hecho, se obtendrá el más eficiente asintóticamente, ya que en la práctica es imposible obtener el más eficiente.

Posteriormente, teniendo en cuenta el objetivo del trabajo, analizar el efecto de las distintas variables explicativas en la variable participación laboral de las mujeres en Chile, se realizará la inferencia adecuada a este caso (en que las perturbaciones de distintas ecuaciones están correlacionadas), considerando las distribuciones estadísticas (de hecho, distribuciones asintóticas) correctas, que se obtendrán a partir del estimador más eficiente asintóticamente, obtenido anteriormente, mediante la estimación simultánea del sistema de ecuaciones.

Ahora bien, cada una de las ecuaciones del sistema corresponde a un modelo logit, lo que constituye un problema importante, ya que no es viable estimar simultáneamente un sistema de trece ecuaciones logit. Así que, en principio, no se podría obtener el mejor estimador y realizar la inferencia de la forma más adecuada. No obstante, en esta investigación se resolverá el problema de forma satisfactoria. A lo largo del capítulo, se irá explicando detalladamente el procedimiento propuesto y aplicado en la tesis. A continuación se resume brevemente.

En el caso objeto de estudio, todas las ecuaciones tienen la misma variable dependiente y en principio las mismas variables explicativas, que además son exógenas. Por lo tanto, si las ecuaciones fueran lineales, la metodología adecuada para llevar a cabo la mejor estimación sería considerar que se trata de un caso particular de los sistemas de ecuaciones simultáneas: “Sistema de ecuaciones simultáneas para regresiones que aparentemente no están relacionadas” (en adelante, SUR). Sin embargo, en el caso objeto de estudio, el sistema está constituido por un conjunto de trece ecuaciones no lineales. De ahí que la propuesta se presenta como una aportación novedosa de esta investigación. Consiste en integrar las metodologías logit y SUR en un único procedimiento que proporcione el mejor estimador y permita realizar adecuadamente los contrastes estadísticos necesarios para alcanzar los objetivos planteados. Además, como se verá en este caso, las ecuaciones del sistema tienen distinto número de observaciones, por lo que también será necesario prestar la debida atención a este problema específico. El procedimiento global utilizado se ha denominado, como se ha dicho, Estimación de un Sistema de Ecuaciones Logísticas Aparentemente no Relacionadas (en adelante, SULR: *Seemingly Unrelated Logit Regression*).

Respecto a la aplicación de la metodología SUR, es importante hacer una aclaración. Al especificar el modelo es habitual admitir la probabilidad de correlaciones “contemporáneas” entre perturbaciones de distintas ecuaciones. La palabra “contemporáneas” tiene un sentido literal cuando la metodología se aplica a series temporales. En esta investigación, sin embargo, se trabaja con una base de datos de corte transversal, por lo que la posible correlación se plantea entre perturbaciones

correspondientes a casos similares (mujeres de ciertas características) de distintas regiones.

Este capítulo se estructura de la siguiente forma: en la primera parte se presenta el diseño metodológico que permitirá probar la hipótesis planteada; luego se realizarán las estimaciones para aplicar el contraste de prueba y verificar que las perturbaciones de las ecuaciones de las distintas regiones están relacionadas; posteriormente se muestran los resultados de la aplicación de la metodología SULR y la evaluación del modelo; y finalmente, se analizará los resultados y se compararán con los obtenidos en el capítulo anterior.

2. Diseño metodológico

En primer lugar, se determinará la forma de especificar las ecuaciones, de modo que cumplan con la condición de ecuaciones lineales susceptibles de configurar un SUR.

A continuación, se presenta el marco metodológico diseñado para desarrollar la primera parte de este capítulo. Este punto se estructura de la siguiente forma:

En la primera parte, se estudian los fundamentos de la metodología SUR, para lo cual se comienza con la especificación del modelo general y luego se analizan sus implicancias.

Si el sistema de ecuaciones se estima por el método de Mínimos Cuadrado Ordinarios (MCO), se obtienen exactamente los mismos resultados que si se aplica MCO a cada ecuación por separado. Como se ha dicho, cuando existe correlación entre las perturbaciones de distintas ecuaciones, la estimación individual no proporciona los mejores resultados, ya que los estimadores obtenidos no son los más eficientes (tampoco asintóticamente), sus varianzas se estiman incorrectamente y la inferencia se realiza de forma indebida.

Por lo tanto, si se prueba la existencia de correlación entre las perturbaciones de distintas ecuaciones, es preciso estimar el sistema en forma simultánea, mediante el

método SUR. Además, dado que cada ecuación del sistema es una ecuación logística, es preciso combinar en un único procedimiento las metodologías logit y SUR. Por separado ambas metodologías requieren el análisis, en distintos contextos, de un “Modelo de Regresión Generalizado”: En cuanto al SUR, finalmente el sistema constituye un Modelo Generalizado; en cuanto al logit, es imprescindible analizar la posible presencia de heteroscedasticidad en los “Modelos de Variable Dependiente Cualitativa”. En esta investigación, resulta ineludible resolver este último problema, si aparece, ya que para el tratamiento del SUR, será preciso configurar una matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones acorde con los supuestos de la especificación SUR, es decir, una matriz que, aunque globalmente se corresponda con un Modelo Generalizado, asuma homoscedasticidad para cada ecuación, es decir varianza constante para las perturbaciones correspondientes a la misma región.

La explicación anterior justifica el hecho de que en la primera y en la segunda parte de este punto se dedique atención al Modelo Generalizado y al estimador de Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles (MCGF), en dos contextos diferentes.

La segunda parte contiene la propuesta metodológica que, como novedad, presenta esta investigación. En ella, por lo tanto, se resuelven de forma adecuada todos los problemas planteados, mediante el método propuesto en esta tesis, que como se ha dicho, se ha denominado “Estimación de un Sistema de Ecuaciones Logísticas Aparentemente no Relacionadas” (Seemingly Unrelated Logit Regressions: SULR). En esta parte, se revisan los antecedentes, se explica el procedimiento SULR y se justifican las buenas propiedades de los estimadores (tanto de los parámetros como de las varianzas de los estimadores), así como la validez de la inferencia, en el caso de correlación entre perturbaciones de distintas ecuaciones. Por último, se explica el método que se utilizará para verificar ese último supuesto, atendiendo a la peculiaridad de ecuaciones con distinto número de observaciones.

2.1. Metodología SUR

En esta sección se exponen los fundamentos y el tratamiento de los sistemas de ecuaciones aparentemente no relacionadas (Zellner, 1962), conocidos usualmente como SUR (Seemingly Unrelated Regressions).

Llegados a este punto de la investigación, se dispone de un conjunto de variables explicativas, todas ellas exógenas, que determinan la participación en el mercado laboral de las mujeres de las regiones de Chile. Se piensa, no obstante, que las perturbaciones probablemente recogerán el efecto de otras variables asociadas a la estructura social y económica de Chile y de sus regiones. Ello originaría correlaciones entre perturbaciones de distintas ecuaciones, lo que justifica que dentro del procedimiento que se propone en esta tesis se integre la metodología SUR.

En el método SUR es muy importante la estructura de correlaciones entre los vectores de perturbación de las distintas ecuaciones. Es decir, para la estimación del modelo, es fundamental la especificación que se realice de la matriz de covarianzas del vector ampliado que se forma con los términos de perturbación de todas las ecuaciones. En este punto se estudia en detalle la forma que toma dicha matriz cuando se asume cierto tipo de correlación. En las covarianzas se encuentra la información que no se incorpora cuando se realizan las estimaciones ecuación por ecuación. Además, en la mayoría de los casos la matriz de varianzas y covarianzas no es conocida, por lo que debe ser estimada. En este apartado, se revisan todas estas cuestiones y se clarifica el procedimiento completo de estimación de un SUR.

2.1.1. Especificación del modelo

Considere el modelo econométrico siguiente:

$$\begin{aligned} y_{1i} &= \beta_{10} + \beta_{11}x_{1i} + \beta_{12}x_{2i} + \dots + \beta_{1k}x_{ki} + \mu_{1i} \\ y_{2i} &= \beta_{20} + \beta_{21}x_{1i} + \beta_{22}x_{2i} + \dots + \beta_{2k}x_{ki} + \mu_{2i} \\ &\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots \\ y_{Mi} &= \beta_{M0} + \beta_{M1}x_{1i} + \beta_{M2}x_{2i} + \dots + \beta_{Mk}x_{ki} + \mu_{Mi} \end{aligned}$$

donde M es el número de ecuaciones y de variables endógenas; k es el número de variables explicativas reales (además, existe un regresor ficticio, porque las ecuaciones tienen término constante); los parámetros se representan mediante la letra β , indicando el primer subíndice la ecuación y el segundo la variable explicativa que la acompaña; y las perturbaciones aleatorias se representan mediante la letra μ , indicando en primer subíndice la ecuación y el segundo el sujeto (o instante) observado.

En esta tesis, el modelo tiene 13 ecuaciones, una por cada región y 7 variables explicativas, incluyendo el término constante, con lo que se estiman 91 parámetros.

Antes de nada, es preciso aclarar que, en este trabajo, existe distinto número de observaciones para cada región, por lo tanto, para la M ecuaciones se podrías indicar mediante N_1, N_2, \dots, N_M , sin embargo, para no complicar la notación, se especifica el modelo suponiendo que existe el mismo número de observaciones en todas la ecuaciones. Más adelante se dedicará un apartado a este tema. No obstante, conviene adelantar que Schmidt (1977) demuestra que es posible aplicar SUR en el caso de ecuaciones con distinto número de observaciones.

De otro modo, el modelo de M ecuaciones se puede se puede generalizar de la siguiente forma:

$$y_m = X_m \beta_m + U_m, \quad m = 1, 2, \dots, M$$

donde: y_m es un vector de dimensión $N \times 1$; X_m , es una matriz $N \times K_m$; β_m , un vector $K_m \times 1$ y U_m , un vector $N \times 1$ ²⁵.

En forma abreviada, se puede representar como:

$$Y = X\beta + U,$$

²⁵ En general, las ecuaciones pueden tener distinto número de variables explicativas, de ahí que aparezca en la notación K_m ; no obstante, en esta tesis $K_m = K$

Donde Y es una matriz de $MN \times 1$, X una matriz de $MN \times \left(\sum_{m=1}^M K_m\right)$, β una matriz de $\left(\sum_{m=1}^M K_m\right) \times 1$ y U una matriz $MN \times 1$

$$\text{o bien: } \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ y_M \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & 0 & \cdot & \cdot & \cdot & 0 \\ 0 & X_2 & \cdot & \cdot & \cdot & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ 0 & 0 & \cdot & \cdot & \cdot & X_M \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \beta_M \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \mu_M \end{bmatrix},$$

cada vector Y , β y U tiene N observaciones y matriz X es diagonal a bloques donde cada bloque es la matriz X_m correspondiente a cada ecuación.

2.1.2. Matriz de varianzas y covarianzas

Los supuestos del modelo SUR establecen que no existe autocorrelación ni heteroscedasticidad dentro de las ecuaciones, pero existe correlación entre las perturbaciones de distinta ecuaciones.

Entonces la matriz de varianzas y covarianzas de cada ecuación es de la forma:

$$E[U_m U_m'] = \sigma_m^2 I_N \quad m = 1, 2, \dots, M, \text{ donde } I_N \text{ es la matriz identidad de orden } N.$$

Además las perturbaciones de la matriz de varianzas y covarianzas tienen media nula.

De este modo, sucede que en cada ecuación, la matriz de varianzas y covarianzas es “una matriz escalar”, es decir, es el producto de un escalar por una matriz identidad. Como los términos de perturbación no presentan autocorrelación ni heteroscedasticidad, la diagonal es una constante y las celdas que están fuera de la diagonal principal son cero.

Dado el conjunto de ecuaciones, y las covarianzas entre las perturbaciones de las distintas ecuaciones, se supone que toda correlación es contemporánea, esto es:

$$E[U_m, U_j'] = \sigma_{mj} I_N, \text{ donde } m \neq j, \quad m, j = 1, 2, \dots, M.$$

Luego la matriz de varianzas y covarianzas completa está constituida por un conjunto de bloques.

Para esta investigación, es importante aclarar el concepto correlación contemporánea que se utiliza cuando se estudia la metodología SUR. Ocurre que muchos autores (Novales, 1996; Greene, 1999; entre otros) lo usan y aplican a series de tiempo. En esta tesis se utiliza el concepto pero se debe considerar que se está trabajando con datos que son de corte transversal. Por tanto, cuando se menciona que se admite correlación contemporánea entre perturbaciones, se está suponiendo que la covarianza entre perturbaciones correspondientes a dos mujeres con las mismas características, pero pertenecientes a distintas regiones, será distinta de cero e independiente del caso observado (sólo dependerá de cuáles sean las dos regiones). Por otro lado, no existe correlación entre distintos casos (mujeres con características diferentes), ni dentro de la misma región ni entre regiones.

Si se tiene un conjunto de M ecuaciones, se puede generalizar y plantear la matriz de varianzas y covarianzas como:

$$\Omega = E[UU'] = \begin{bmatrix} E(U_1U_1') & E(U_1U_2') & \cdot & \cdot & \cdot & E(U_1U_M') \\ E(U_2U_1') & E(U_2U_2') & \cdot & \cdot & \cdot & E(U_2U_M') \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ E(U_MU_1') & E(U_MU_2') & \cdot & \cdot & \cdot & E(U_MU_M') \end{bmatrix}$$

La matriz Ω está formada por $\left[\frac{M(M+1)}{2} \right]$ bloques cuadrados diferentes, cada uno de tamaño N x N. Cada bloque diagonal de esta matriz corresponde a la matriz de varianzas y covarianzas del vector de perturbaciones de cada una de las ecuaciones. Por ejemplo, el bloque (1,1) muestra la matriz de varianzas y covarianzas del vector U_1 . Los bloques que quedan fuera de la diagonal principal (en bloque) muestran las covarianzas entre dos vectores de perturbación, asociados a dos ecuaciones distintas, por ejemplo el bloque (1,2) muestra las covarianzas entre los componentes de los vectores U_1 y U_2 .

Como se supone que no hay autocorrelación dentro de cada ecuación, en cada uno de los bloques situados a lo largo de la diagonal principal hay una matriz diagonal. Además, bajo el supuesto de homoscedasticidad en cada ecuación, cada uno de estos bloques es escalar. Por otra parte, bajo el supuesto de que toda la correlación entre distintas ecuaciones es contemporánea, ocurre que los bloques que están fuera de la diagonal principal son también matrices escalares (Novales, 1996).

Adaptando el supuesto de correlación contemporánea (Novales, 1996: 274 p.), en este trabajo se establecen los siguientes supuestos:

- Cuando dos casos, i y s , coinciden, la covarianza entre las perturbaciones de las ecuaciones m y j es distinta de cero y no depende de i y s , sólo de m y j :
$$si\ i = s \Rightarrow E[\mu_{mi}\mu_{js}] = \sigma_{mj}.$$
- Cuando dos casos, i y s , no coinciden, la covarianza entre las perturbaciones de las ecuaciones m y j es igual a cero, igual que entre perturbaciones de la misma ecuación: $si\ i \neq s \Rightarrow E[\mu_{mi}\mu_{js}] = 0.$

Como cualquier matriz de varianzas y covarianzas, Ω es simétrica y semidefinida positiva. Si se supone que es no singular, también es definida positiva.

La matriz Ω no es escalar. Como se ha dicho, las correlaciones entre los términos de perturbación generan bloques no nulos fuera de la diagonal principal. Esto es relevante, ya que implica que si el modelo se estimara por MCO, los estimadores no serían eficientes, dado que "...el estimador MCO ignora la información contenida en estas covarianzas entre observaciones contemporáneas de distintas ecuaciones..." (Novales, 1996: 276 p.). Para obtener el mejor estimador, se debería utilizar el método de mínimos cuadrados generalizados (MCG), o, en la práctica mínimos cuadrados generalizados factibles (MCGF).

En consecuencia, de acuerdo a lo expuesto hasta este punto, existen dos problemas a resolver en esta tesis: (1) heteroscedasticidad en las ecuaciones, heredada de la utilización de "Modelos de Variable Dependiente Cualitativa" y (2) las correlaciones entre perturbaciones de distintas ecuaciones hacen que el modelo de ecuaciones

simultáneas, en su conjunto, sea un caso especial del “Modelo Generalizado”, un caso en que la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones adopta la forma particular $\Omega = \Sigma \otimes I_N$.

2.1.3. Estimación de un modelo SUR

El procedimiento más adecuado de estimación de un modelo SUR, cuando son conocidos los elementos de la matriz Ω , es el de MCG. Sin embargo, cuando no es conocida, es imposible obtener el estimador de MCG y, en su lugar, se puede obtener el estimador de mínimos cuadrados generalizados factibles (MCGF).

a. Estimación con matriz Ω conocida: En este caso es posible obtener el estimador más eficiente, el de MCG o estimador de Aitken que fue quien lo propuso en 1935 (Greene, 1999: 444 p.):

$$\tilde{\beta} = [X' \Omega^{-1} X]^{-1} X' \Omega^{-1} Y$$

donde, $\Omega = \Sigma \otimes I_N$, siendo Σ la matriz de orden $M \times M$ siguiente:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} & \sigma_{13} & \cdot & \cdot & \sigma_{1M} \\ \cdot & \sigma_2^2 & \sigma_{23} & \cdot & \cdot & \sigma_{2M} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \sigma_M^2 \end{bmatrix}$$

entonces, en este contexto, el estimador MCG adopta la siguiente expresión:

$$\tilde{\beta} = [X' \Sigma^{-1} \otimes I_N X]^{-1} X' (\Sigma^{-1} \otimes I_N) Y$$

De otra forma:

$$\tilde{\beta} = \begin{bmatrix} \tilde{\beta}_1 \\ \tilde{\beta}_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \tilde{\beta}_M \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma^{11} X_1' X_1 & \sigma^{12} X_2' X_2 & \cdot & \cdot & \sigma^{1M} X_1' X_M \\ \sigma^{21} X_2' X_1 & \sigma^{22} X_2' X_2 & \cdot & \cdot & \sigma^{2M} X_2' X_M \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \sigma^{M1} X_M' X_1 & \sigma^{M2} X_M' X_2 & \cdot & \cdot & \sigma^{MM} X_M' X_M \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \sum_{m=1}^M \sigma^{1m} X_1' y_m \\ \sum_{m=1}^M \sigma^{2m} X_2' y_m \\ \cdot \\ \cdot \\ \sum_{m=1}^M \sigma^{Mm} X_M' y_m \end{bmatrix}$$

donde los escalares σ^{mj} corresponden al elemento mj de la matriz inversa de Σ .

La matriz de varianzas y covarianzas del estimador mínimo cuadrático generalizado de β es:

$$Var(\tilde{\beta}) = (X' \Omega^{-1} X)^{-1} = [X' (\Sigma^{-1} \otimes I_N) X]^{-1}$$

En el contexto de un SUR convencional, el estimador de MCG es MELI, es decir, el mejor estimador lineal insesgado.

b. Estimación con matriz Ω desconocida: En este caso, dada la imposibilidad de obtener el estimador de MCG, se puede obtener el estimador de mínimos cuadrados generalizados factibles (MCGF), para lo cual es preciso estimar la matriz Ω .

En esta investigación se recurrirá al estimador de MCGF en dos contextos bien diferentes: por un lado, en el contexto de un modelo logit uniecuacional, para resolver los problemas de heteroscedasticidad de algunas ecuaciones del sistema; por otro lado, en el contexto de un modelo SUR, para obtener el estimador más eficiente.

Dado que, de los dos contextos anteriores, la aplicación más compleja del estimador de MCGF corresponde al modelo SUR, en el punto siguiente se revisará esa metodología en dicho contexto.

2.1.4. Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles en el contexto de un Modelo de Ecuaciones Aparentemente no Relacionadas: Estimador de Zellner

En el modelo de ecuaciones lineales aparentemente no relacionadas, el estimador de MCGF también es conocido como estimador de Zellner, debido a que fue este autor quien propuso su aplicación a este contexto (Zellner, 1962). Se define dicho estimador como:

$$\bar{\beta} = \left(X' \hat{\Omega}^{-1} X \right)^{-1} X' \hat{\Omega}^{-1} Y = \left[X' \left(\hat{\Sigma}^{-1} \otimes I_N \right) X \right]^{-1} X' \left(\hat{\Sigma}^{-1} \otimes I_N \right) Y$$

Donde:

$$\hat{\Omega} = \hat{\Sigma} \otimes I_N$$

$$\hat{\Sigma} = \begin{bmatrix} \hat{\sigma}_{11} & \hat{\sigma}_{12} & \cdot & \cdot & \cdot & \hat{\sigma}_{1M} \\ \hat{\sigma}_{12} & \hat{\sigma}_{22} & \cdot & \cdot & \cdot & \hat{\sigma}_{2M} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \hat{\sigma}_{M1} & \hat{\sigma}_{M2} & \cdot & \cdot & \cdot & \hat{\sigma}_{MM} \end{bmatrix},$$

Siendo $\hat{\sigma}_{mj}$ un estimador de σ_{mj} .

En el contexto de un modelo uniecuacional Generalizado, en el que la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones es de la forma $\sigma^2 \Omega$, (siendo Ω una matriz de un único bloque) Schmidt (1976: 70 p.) demuestra que una condición suficiente para que el estimador de MCGF sea consistente es que se cumplan simultáneamente los dos

requisitos siguientes: $p \lim \frac{X' \hat{\Omega}^{-1} X}{N}$ sea finita y no singular y $p \lim \frac{X' \hat{\Omega}^{-1} \mu}{N} = 0$.

Además, el mismo autor (Schmidt, 1976: 70 p.) recoge el teorema siguiente: Para que el EMCG y el EMCGF tengan la misma distribución asintótica es condición

suficiente que se verifiquen simultáneamente los dos requisitos que aparecen a continuación:

$$p \lim \frac{X' \begin{pmatrix} \hat{\Omega}^{-1} & \\ & -\hat{\Omega}^{-1} \end{pmatrix} X}{N} = 0 \text{ y } p \lim \frac{X' \begin{pmatrix} \hat{\Omega}^{-1} & \\ & -\Omega^{-1} \end{pmatrix} \mu}{\sqrt{N}} = 0$$

Las condiciones anteriores, que aseguran que el EMCGF es consistente y posee la misma distribución asintótica que el EMCG, se suelen cumplir cuando se utiliza un estimador de la matriz Ω consistente. Aunque es posible encontrar excepciones, ésta es la condición práctica que se requiere en la mayor parte de los casos y de forma específica en un SUR (Schmidt, 1976: 71 p.).

Pues bien, volviendo al contexto del SUR, donde Ω es una matriz de bloques, tal como se ha especificado en el punto 2.1.2, de la forma $\Sigma \otimes I$, Zellner (1962) demuestra que el estimador por él propuesto, $\bar{\beta}$, es consistente y tiene la misma distribución asintótica que $\tilde{\beta}$. Conviene hacer notar que en el procedimiento SUR, propuesto por Zellner, se utiliza un estimador consistente de Ω , o lo que es lo mismo en este caso, de los elementos de la matriz Σ (Schmidt, 1976: 71-85 p.)²⁶.

Puesto que el estimador de Zellner tiene la misma distribución asintótica que el de MCG, se puede afirmar que posee una distribución asintótica normal y que es asintóticamente eficiente. En definitiva, es consistente, asintóticamente eficiente y asintóticamente normal, lo que da validez asintótica a la inferencia.

Las propiedades del estimador para muestras finitas son en general desconocidas, aunque haya algún caso particular en el que se conozcan. Schmidt (1977: 365-377 p.)

²⁶ Si $e_j = y_j - x_j(x_j'x_j)^{-1}x_j'y_j$, es el residuo MCO de la ecuación j del sistema de ecuaciones, entonces un estimador consistente de σ_{mj} es $\hat{\sigma}_{mj} = \frac{1}{N} e_m'e_j$

muestra un caso interesante en que el estimador es insesgado²⁷. Otros autores han estudiado su comportamiento en casos particulares, en este sentido, Greene (1999: 585 p.) cita a Zellner y Kmenta, entre otros.

2.2. Propuesta metodológica para solucionar los problemas del modelo planteado: Sistema de Ecuaciones Logísticas Aparentemente no Relacionadas

2.2.1. Antecedentes y planteamiento de la propuesta

En este apartado, se describen brevemente los antecedentes que, respecto a la propuesta metodológica planteada en esta tesis, se hallan en la literatura econométrica.

Para conseguir mayor claridad, las aportaciones se presentan numeradas según su orden cronológico:

1º El estimador de MCGF de un modelo uniecuacional logit con datos agrupados u observaciones repetidas también se conoce como “Estimador de Mínima Chi Cuadrado para el modelo Logit²⁸ y fue propuesto por Berkson en varias investigaciones publicadas a partir de 1944 (Maddala, 1985: 28-32 p.; Amemiya, 1986: 275-281p.).

2º Zellner y Lee (1965) aplican el método de Berkson a un sistema de dos ecuaciones logit con distinta variable dependiente y demuestran que el estimador es consistente y asintóticamente normal.

3º Ashford y Snowden (1970) realizan una aplicación práctica, estimando un sistema de dos ecuaciones logit con distinta variable dependiente.

²⁷ Schmidt demuestra que si $\hat{\Omega}$ es tal que un cambio en el signo de las perturbaciones no cambia $\hat{\Omega}$, entonces el estimador $\bar{\beta}$ está simétricamente distribuido respecto a β ; y en este caso $\bar{\beta}$ es insesgado, si su media existe.

²⁸ Pertenece a un grupo de estimadores que tienen la característica de que la función objetivo evaluada en el estimador se distribuye asintóticamente como una Chi cuadrado (Amemiya, 1986: 275p).

4° Amemiya (1972) retoma el caso de Ashford y Snowden y obtiene el estimador al que llama “de Mínima Chi Cuadrado con Información Completa” (Full – Information Minimum Chi – Square: FIMC). Amemiya demuestra que el método de Zellner y Lee es un caso particular del suyo: el caso en el que no se tiene en cuenta la correlación existente entre las variables dependientes. De ahí que Amemiya llame al estimador de Zellner y Lee “de Mínima Chi Cuadrado con Información Limitada” (Limited – Information Minimum Chi – Square: LIMC). No obstante, Amemiya (1986: 277 p.) afirma que si el modelo tiene varias variables explicativas, su estimador puede ser imposible de obtener.

5° Lee (1979) demuestra que, a efectos del método y contexto considerados en el punto 2°, si las variables explicativas son de tipo cualitativo, los métodos logit y probit son estadísticamente equivalente.

6° Maddala (1985) afirma que el estimador de Amemiya es muy difícil de generalizar al caso de más de dos variables dependientes. Además comprueba que en los ejemplos con dos ecuaciones llevados a cabo, los resultados obtenidos para los estimadores FIMC (Amemiya) y LIMC (Zellner y Lee) son muy parecidos entre sí y también muy parecidos a los obtenidos para el estimador de Máxima Verosimilitud.

Una vez expuestos los antecedentes bibliográficos anteriores, a continuación se relacionan con la aportación metodológica de esta investigación.

Como se ha expuesto, los trabajos anteriores consideran sistemas de dos ecuaciones, debido a que las distintas aportaciones resultan casi imposibles de aplicar a sistemas mayores. Ahora bien, sea cual sea el número de ecuaciones, desde el punto de vista teórico, las propiedades de los estimadores y la adecuación de la inferencia quedan plenamente justificadas por dichas aportaciones. Sobre este punto, se volverá más adelante.

En este trabajo, el sistema consta de trece ecuaciones logit simultáneas. Por lo tanto, el procedimiento de estimación de Máxima Verosimilitud es totalmente inviable. Entre los estimadores de Zellner – Lee y Amemiya, sería preferible obtener el último, ya

que, por utilizar un método de estimación con información completa, sería el más eficiente asintóticamente.

Sin embargo, persiste el problema que supone el gran número de ecuaciones y es aún más grave, ya que, como asegura Maddala, el estimador FIMC, de Amemiya, es aún más difícil de obtener, puesto que requiere considerar los coeficientes de correlación contemporánea (se asume que no hay correlación para distintos períodos) entre todas las parejas de variables dependientes. En el caso de tres ecuaciones, el procedimiento resulta inviable. Por otro lado, el propio Amemiya advierte que su procedimiento puede ser imposible de llevar a cabo si hay más de una variable explicativa, como es el caso de esta tesis.

Ahora bien, en el presente trabajo, las trece ecuaciones tienen las mismas variables dependientes, observadas para las distintas regiones. Ésta es otra característica diferencial con respecto a los antecedentes analizados. Además, todas las variables explicativas son exógenas. En estas condiciones, las correlaciones existentes entre las distintas variables dependientes coinciden con las correlaciones existentes entre las perturbaciones de distintas ecuaciones.

Dado que el procedimiento que se aplicará en esta tesis considera específicamente las correlaciones entre perturbaciones (o, lo que es lo mismo en este caso entre variables dependientes), el estimador obtenido será el más eficiente asintóticamente y se puede considerar un caso particular tanto del estimador de Zellner y Lee, como del de Amemiya.

La particularidad de esta aportación que, partiendo de un caso específico muy complejo (gran número de ecuaciones logísticas relacionadas entre sí, varias variables explicativas y distinto número de observaciones en las distintas ecuaciones), se lleva a cabo un procedimiento que permite obtener el mejor estimador, es decir, el que posee propiedades idénticas al que tendría el de máxima verosimilitud, si pudiese ser obtenido.

Por otro lado, en este trabajo las variables explicativas son de tipo cualitativo. Por ello, se puede aplicar el resultado de Lee, según el cual los modelos Logit y Probit son estadísticamente equivalente. En consecuencia, el hecho de desarrollar y aplicar la metodología para la especificación Logit no resta generalidad al trabajo.

A continuación, se expone el procedimiento llevado a cabo, especificando las diversas etapas.

2.2.2. Especificación lineal

En este epígrafe se explica la transformación del conjunto de ecuaciones Logit del capítulo IV en un sistema de ecuaciones simultáneas que, siendo ecuaciones logísticas, poseen una especificación lineal en su parte derecha.

Como se ha explicado en el epígrafe anterior, la transformación se debe a Berkson y fue popularizada por Zellner y Lee. Es conocida como transformación “para datos agrupados”, o “con observaciones repetidas” (Maddala, 1985: 28-34 p.). Además, el procedimiento de agrupamiento de datos es equivalente al “análisis Logit de Cuadros de Contingencia (Pindyck y Rubinfeld, 2001: 325 p.; citando a Theil, 1970 y Goodman, 1970).

En el Apéndice 2 de esta tesis, siguiendo a Gujarati (2003: 574-582 p.), se explica la transformación correspondiente a cada una de las ecuaciones del capítulo IV. Aquí basta con recordar que una ecuación que pretende explicar directamente la probabilidad que la mujer i tiene de participar en el mercado laboral P_i se transforma en otra como la siguiente:

$$L_i = \ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = X_i'\beta + \mu_i,$$

que explica, en logaritmo, la relación entre la probabilidad de participar y la de no participar. Como se decía, continúa siendo una especificación logística, pero la parte derecha de la ecuación posee una especificación lineal, lo que resulta necesario para aplicar las etapas posteriores del procedimiento.

Para que la nueva ecuación pueda ser estimada, es imprescindible llevar a cabo un agrupamiento de los datos, como se explica a continuación.

2.2.3. Agrupamiento de los datos

Dado que los valores de P_i son ceros y unos, con datos individuales es imposible y no tiene sentido llevar a cabo la estimación de la ecuación transformada (Gujarati, 2003: 577 p.). Para las mujeres que participan en el mercado laboral, el cociente de la parte izquierda de la ecuación sería infinito, y para las que no participan, esa relación de probabilidades sería cero. Debido a este tema, los datos individuales se transforman en datos agrupados.

A continuación, se describen los pasos realizados para llevar a cabo el agrupamiento de los datos, en la presente investigación:

1. Determinación del número de grupos en que se observan las mismas características en las variables explicativas (X'_i), examinando todas las combinaciones posibles, a partir de las siete variables iniciales del estudio, EDAD1, EDAD2, EDAD3, EDUCACIO, CASADA, NINO9 y OTROSING, en cada región. Por ejemplo, un grupo lo constituyen las mujeres que tienen entre 15 y 24 años, que no han logrado educación media completa, solteras, sin niños y sin otros ingresos en el hogar.
2. Cálculo del número de mujeres (N_i) que se ubica en cada grupo, en cada región. Por ejemplo: la muestra en la Región Metropolitana tiene 22 observaciones con las características expuestas en el punto anterior.
3. Determinación del número de mujeres que participan en el mercado laboral en cada grupo (n_i). Para el ejemplo planteado, en esa región, existen 13 mujeres, con las características indicadas, que participan en el mercado laboral.
4. Cálculo de la frecuencia relativa $\frac{n_i}{N_i}$, que será una estimación de la verdadera P_i correspondiente a cada X'_i . Si N_i es suficientemente grande, \hat{P}_i será una estimación razonablemente buena de P_i . En este caso, \hat{P}_i representa la probabilidad de participar en el mercado laboral, correspondiente a cada mujer

perteneciente al conjunto de mujeres con iguales características, X'_i . En el ejemplo, \hat{P}_i es 0,5909 y se interpreta como la estimación de la probabilidad que una mujer de la Región Metropolitana, con las mencionadas características, tiene de participar en el mercado laboral.

En aquellos casos en que el valor de \hat{P}_i podría resultar 0 ó 1, se supuso que era 0,01 ó 0,99 respectivamente (Gujarati, 2003: 568 p.).

De esta forma, después de agrupar, quedaron siete variables, en lugar de las trece que se incluyeron en las regresiones logísticas del capítulo anterior. Así, se obtuvo un número máximo de 48 grupos. Tras examinar los datos, se observó que existían muchos grupos con un valor de N muy bajo (inferior a 5), de modo que en este caso, al contrario de lo que se hizo en el capítulo anterior, se decidió trabajar con la muestra expandida, esto es, utilizando los factores de expansión²⁹.

Finalmente, dado que el problema de la falta de observaciones persistía en algunos grupos, para resolverlo se optó por trabajar con distinto número de observaciones para las distintas observaciones. El siguiente epígrafe de dedicará a aclarar este tema.

El procedimiento descrito en este epígrafe se llevó a cabo mediante tablas de contingencia, que se obtuvieron con la aplicación del software SPSS 12.0.

Determinados los grupos se obtiene la ecuación logística en cada uno de ellos, para lo cual se aplica $\hat{L}_i = \ln \left[\frac{\hat{P}_i}{(1 - \hat{P}_i)} \right]$.

2.2.4. Ecuaciones con distinto número de observaciones

Antes de continuar con el procedimiento, se debe considerar que la perturbación de cada ecuación puede ser heteroscedástica (Gujarati, 2003: 578 p.), es decir, es posible

²⁹ Este tema ha explicado en el capítulo el capítulo IV de esta tesis.

que la varianza de las perturbaciones no sea constante. Este tema se revisará en detalle en el punto siguiente. Sin embargo, se adelanta aquí que después de solucionar este problema, cada ecuación del sistema queda formada por igual número de variables explicativas y distinto número de observaciones, que corresponde a la cantidad de grupos obtenidos por región según el paso anterior. Al respecto, la aplicación de SUR también puede llevarse a cabo cuando se tiene ecuaciones con distinto número de observaciones, según explica Schmidt (1977).

Schmidt analiza el caso de un sistema de dos ecuaciones aparentemente no relacionadas, con distinto número de observaciones, y obtiene estimadores de los coeficientes en dos situaciones distintas, cuando se conoce y cuando no se conoce la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones.

Si una ecuación contiene N observaciones y la otra N+E, bajo los supuestos habituales del SUR, especificados en el punto 2.1, la matriz Ω se plantea de la siguiente forma:

$$\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_{11}I_N & \sigma_{12}I_N & 0 \\ \sigma_{21}I_N & \sigma_{22}I_N & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{22}I_E \end{bmatrix}$$

donde σ_{mj} representa el correspondiente elemento de la matriz Σ .

Schmidt obtiene el estimador de MCG o de Aitken a partir de la conocida expresión $\tilde{\beta} = (X\Omega^{-1}X)^{-1} X'\Omega^{-1}Y$

En este caso, las matrices Y y X son:

$$Y = \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \end{bmatrix}, \quad X = \begin{bmatrix} X_1 & 0 \\ 0 & X_2 \end{bmatrix}$$

A su vez, los bloques Y_2 y X_2 se pueden escribir de la siguiente manera:

$$Y_2 = \begin{bmatrix} Y_2^* \\ Y_2^0 \end{bmatrix}, \quad X_2 = \begin{bmatrix} X_2^* \\ X_2^0 \end{bmatrix}$$

donde los vectores Y_2^* y X_2^* contienen N observaciones y los vectores Y_2^0 y X_2^0 contienen E observaciones de manera que se obtiene la siguiente expresión para el estimador de Aitken:

$$\tilde{\beta} = \begin{bmatrix} \sigma^{11} X_1' X_1 & \sigma^{12} X_1' X_2^* \\ \sigma^{21} X_2^{*'} X_1 & \sigma^{22} X_2^{*'} X_2^* + \frac{1}{\sigma_{22}} X_2^{0'} X_2^0 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \sigma^{11} X_1' y_1 + \sigma^{12} X_1' y_2^* \\ \sigma^{21} X_2^{*'} y_1 + \sigma^{22} X_2^{*'} y_2^* + \frac{1}{\sigma_{22}} X_2^{0'} y_2^0 \end{bmatrix}$$

Posteriormente, Schmidt considera el caso en que Σ es desconocida y utiliza distintos estimadores consistentes de σ_{mj} para obtener los correspondientes EMCGF. El autor demuestra que todos estos EMCGF son consistentes y tienen la misma distribución asintótica que $\tilde{\beta}$.

En conclusión, la utilización de distinto número de observaciones en las distintas regiones, desde el punto de vista econométrico está plenamente justificada, siempre que se utilice uno de los estimadores consistentes de σ_{mj} propuestos por Schmidt. En el punto 2.2.6. se explicará cuál de esos estimadores alternativos se utilizará en esta investigación.

2.2.5. Heteroscedasticidad en cada ecuación logit

Como se menciona en el punto anterior, las perturbaciones del modelo logit a veces son heteroscedásticas como resultado del agrupamiento de los datos. Gujarati (2003: 578 p.) menciona que se puede demostrar que si N_i es suficientemente grande y cada observación en un grupo dado tiene una distribución independiente, entonces μ_i sigue una distribución normal con media 0 y varianza igual a $1/[N_i P_i (1 - P_i)]$. En consecuencia, el autor sugiere que N_i no debe ser inferior a 5 (Gujarati, 2003: 578 p. citando a D.R. Cox, 1970: 33p.).

Para corregir el problema de heteroscedasticidad, se usa la propuesta de Maddala (1985), quien demuestra que la expresión adecuada para ponderar es $\sqrt{w_i} = \sqrt{N_i \hat{P}_i (1 - \hat{P}_i)}$.

Así, multiplicado por $\sqrt{w_i}$ en cada una de las ecuaciones que presentan problemas de heteroscedasticidad, se obtiene el modelo transformado:

$$L_i^* = \sqrt{w_i} L_i = \beta_1 \sqrt{w_i} + \beta_2 \sqrt{w_i} X_{2i} + \dots + \beta_7 \sqrt{w_i} X_{7i} + \sqrt{w_i} \mu_i \quad \text{o bien}$$

$$L_i^* = \sqrt{w_i} L_i = \beta_1 \sqrt{w_i} + \beta_2 X_{2i}^* + \dots + \beta_7 X_{7i}^* + v_i, \text{ donde,}$$

$$L_i^* = L_i \text{ transformada o ponderada,}$$

$$X_{2i}^* = X_{2i} \text{ transformada o ponderada,}$$

$$v_i = \text{Perturbación transformada.}$$

De este modo, considerando que la varianza de la perturbación original es $\sigma_{\mu}^2 = 1/[N_i P_i (1 - P_i)]$ y que se ha estimado correctamente P_i , la perturbación del modelo transformado, v_i , es homoscedástica.

2.2.6. Estimación del SULR

El procedimiento utilizado en esta fase involucra, a su vez, varias etapas. La primera de ellas consiste en estimar el sistema por MCO, con el objetivo de estimar la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones.

En los apartados 2.1.2 y 2.1.3, se ha descrito con suficiente detalle la estructura de la matriz Ω en un SUR. También se ha explicado que, aunque el estimador más eficiente, en un SUR con correlación entre las perturbaciones de distintas ecuaciones, es el de MCG, en la práctica, debido a que Ω es desconocida, es preciso estimarla y obtener, por tanto, el estimador de MCGF³⁰. Para estimar la matriz Ω , se propone estimar el sistema por MCO (o estimar ecuación a ecuación por MCO, puesto que se obtienen los mismos resultados). De esta forma, se obtienen los residuos de MCO. A partir de ellos, se proponen diversos estimadores de los elementos de la matriz Ω .

Sea e_m el vector de residuos de MCO de la m -ésima ecuación, Novales (1996: 278 p.) propone el siguiente estimador para σ_{mj} :

$$\hat{\sigma}_{mj} = \frac{e'_m e_j}{(N - k_m)^{1/2} (N - k_j)^{1/2}}$$

Greene (1999: 585 p.) sugiere otra alternativa: $\hat{\sigma}_{mj} = \frac{e'_m e_j}{N - \max(k_m, k_j)}$ y afirma que, aunque este estimador es insesgado sólo si $m = j$, “no está claro que la insesgadez de las estimaciones de Ω utilizadas para MCGF sea una ventaja en este caso. Las propiedades asintóticas de $\bar{\beta}$ no dependen de un estimador insesgado de Ω ”

Similar es el procedimiento utilizado en esta investigación. Se trata del estimador que genera el software EVIEWS, cuando se aplica la rutina seemingly unrelated regressions, esto es:

$$\hat{\sigma}_{mj} = \frac{e'_m e_j}{\max(N_m, N_j)}$$

Todos los estimadores de σ_{mj} descritos son consistentes, porque están basados en el EMCO de los parámetros de un modelo generalizado (dicho EMCO es consistente, aunque no sea el más eficiente asintóticamente).

Una vez obtenidos los elementos de $\hat{\Omega}$, es decir, los $\hat{\sigma}_{mj}$, se realiza la estimación del modelo por MCGF.

El estimador que finalmente se obtiene es consistente, asintóticamente normal y el más eficiente asintóticamente. Ya se ha dicho (Schmidt, 1976) que en el SUR, para que se cumplan estas propiedades, la única condición que se requiere es que el estimador de la

³⁰ Si las perturbaciones de distintas ecuaciones no están correlacionadas, el mejor estimador es el de MCO. En el punto 2.2.8. se expone el método práctico de elección entre ambos estimadores, MCO y MCGF.

matriz de varianzas y covarianzas sea consistente, lo cual queda garantizado con el uso de cualquiera de los estimadores anteriores de σ_{mj} .

Una vez obtenido un primer estimador, a partir de él, es posible generar unos nuevos residuos, y con ellos, unos nuevos estimadores de σ_{mj} , que permitirán obtener un segundo estimador de MCGF. A este procedimiento que podría repetirse hasta alcanzar la convergencia, se le llama Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles Iterados (MCGFI).

La aplicación de MCGFI no mejora las propiedades asintóticas, ya que las obtenidas mediante MCGF son las únicas y mejores que se puede esperar. Sin embargo, Greene (1999: 589 p.) plantea una ventaja al iterar, dice que “aunque los EMCGFI poseen las mismas propiedades que las de los EMCGF, al iterar se acerca numéricamente al EMCG”.

Sin embargo, Novales (1999: 279 p.) argumenta que si la dimensión de la matriz de varianzas y covarianzas es grande con respecto al tamaño muestral, este procedimiento deja de tener interpretación estadística razonable. Considerando los argumentos anteriores, parece claro que, la elección entre iterar o no iterar es discutible y dependerá del conjunto de datos considerado. En todo caso, conviene insistir en que asintóticamente ninguno de los dos métodos es superior al otro, aunque iterar conduce numéricamente al EMV, pero no es adecuado si el tamaño de la matriz de varianzas y covarianzas es grande con respecto al tamaño muestral. En la aplicación práctica, se analizará esta última cuestión.

2.2.7. Propiedades del estimador

El procedimiento empleado en esta investigación involucra, a su vez, varios procedimientos econométricos de estimación: Estimación Logística con Datos Agrupados, Estimación por Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles y Estimación de un Sistema de Ecuaciones Aparentemente no Relacionadas.

A lo largo de las páginas anteriores, se han justificados debidamente las propiedades de los estimadores asociados a cada uno de los métodos de estimación

empleados. En cada etapa del trabajo, se ha explicado la transformación del modelo necesario para que se cumplan los supuestos estadísticos que permiten garantizar las correspondientes propiedades. Igualmente se ha indicado cómo estimar los diferentes parámetros involucrados, para asegurar que son aplicables los resultados demostrados por diversos econométricos de reconocida autoridad en la materia (Zellner, Schmidt, Maddala, Amemiya).

Por otro lado, en este capítulo, se ha explicado también que el procedimiento propuesto en esta investigación se puede considerar una variante del de Zellner y Lee (estimador de Mínima Chi Cuadrado con información completa). Las particularidades de la presente aportación son: ecuaciones con la misma variable dependiente (observada en distintas regiones); número elevado de ecuaciones logísticas (correlacionadas entre sí, como se verá); varias variables explicativas; distinto número de observaciones en las distintas ecuaciones. Como se ha justificado en los desarrollos del capítulo, ninguna de esas particularidades invalidan los resultados de Zellner y Lee, Amemiya, y otros autores mencionados en el apartado.

En definitiva, el estimador que se obtiene con el procedimiento propuesto es consistente, asintóticamente eficiente y tiene una distribución asintóticamente normal, lo que hace que la inferencia realizada a partir de dicho estimador esté justificada. Es decir, además de obtener un estimador mejor que el obtenido en el capítulo IV, los contrastes estadísticos tienen mayor validez asintótica.

En este punto, conviene justificar por qué en la parte práctica de esta investigación no se realiza el contraste de normalidad de las perturbaciones. El motivo es el siguiente: En el modelo que se construye, la distribución de las perturbaciones es desconocida. Pero eso es irrelevante, pues ninguno de los resultados deseables, en cuanto a propiedades de los estimadores y validez de la inferencia, está basado en la distribución de las perturbaciones, sino, como se ha visto en las páginas precedentes, en los requisitos estadísticos (Schmidt, 1976: 82 p.) que se han logrado asegurar mediante el trabajo realizado. En este sentido, conviene recordar que las variables explicativas del modelo se consideran exógenas y, por tanto, incorrelacionadas con las perturbaciones. Como se

indicará al final de la tesis, en futuras investigaciones, se planteará la posible endogeneidad de alguna variable explicativa.

2.2.8. Contraste de correlación entre perturbaciones de distintas ecuaciones

Si las perturbaciones asociadas a las ecuaciones de distintas regiones no estuvieran correlacionadas, el mejor estimador sería el de MCO del sistema transformado (con matriz de varianzas y covarianzas “escalar” dentro de cada ecuación), debido a que, en ese caso, el EMCG coincidiría con el EMCO. Sin embargo, en el caso contrario, como se viene exponiendo, el mejor estimador es el EMCGF (o el EMCGFI, en caso de que se opte por iterar el procedimiento). Por lo tanto, es necesario averiguar a cuál de las dos situaciones corresponde el caso objeto de estudio.

La decisión se toma a partir de un contraste en el que la hipótesis nula es la ausencia de correlación entre perturbaciones de distintas ecuaciones, es decir, la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones es diagonal:

$$H_0 : \sigma_{mj} = 0, \forall i \neq j, \quad \text{es decir, } \Omega \text{ es diagonal}$$

$$H_1 : \text{al menos una de las covarianzas es distinta de 0, es decir, } \Omega \text{ no es diagonal}$$

Greene (1999: 588 p.) plantea el estadístico que propone Breusch y Pagan (1980), para realizar un test de multiplicadores de Lagrange

El contraste se obtiene a partir de:

$$\lambda_{LM} = N \sum_{m=2}^M \sum_{j=1}^{n-1} r_{mj}^2 \approx \chi_{\frac{M(M-1)}{2}}^2, \text{ donde } N \text{ es el número de observaciones, } M$$

el número de variables endógenas, r_{mj} es el estimador del coeficiente de correlación lineal entre las perturbaciones de dos regiones (correspondientes a dos mujeres con las mismas

características, como se describió en 2.1.2): $r_{ij} = \frac{\hat{\sigma}_{mj}}{\sqrt{\hat{\sigma}_{mm} \hat{\sigma}_{jj}}}$.

Ahora bien, dado que en esta investigación se trabaja con distinto número de observaciones en las ecuaciones, como se ha expuesto en 2.2.4. y 2.2.6., el estimador

consistente que se utiliza para σ_{mj} es $\hat{\sigma}_{mj} = \frac{e'_m e_j}{\max(N_m, N_j)}$, esto es, para estimar el coeficiente de correlación se utiliza el máximo de los dos tamaños muestrales correspondientes a las dos regiones. Análogamente, para calcular λ_{LM} , también se utiliza el mayor tamaño muestral regional.

3. Resultados obtenidos mediante la aplicación de la metodología propuesta

En este apartado se presentan los resultados de la aplicación de la metodología expuesta en el apartado anterior, a la que hemos denominado metodología SULR.

Como se ha expuesto, las primeras etapas del procedimiento que se propone en esta tesis tienen el objetivo de transformar el sistema de ecuaciones logísticas no lineales en un sistema logístico lineal. Ello requiere, entre otras cosas, un agrupamiento de los datos. Pues bien, una vez llevadas a cabo esas etapas, cada ecuación, representativa de una región, tiene distinto número de observaciones. En teoría, en cada región debería haber 48 grupos (observaciones); sin embargo, en cada grupo el número de mujeres con las correspondientes características varía mucho entre regiones y se da la situación de que en algunos grupos no hay observaciones. Es por ello que se presenta finalmente un sistema de ecuaciones con distinto número de observaciones. En el apartado anterior se ha justificado suficientemente este tema.

En el primer punto se presentan los resultados de la estimación por MCO del sistema logístico lineal. En el segundo, se evalúan dichos resultados, en cuanto a la existencia de heteroscedasticidad y autocorrelación. En el tercer punto, se presentan los resultados de la estimación por MCGF. En el cuarto, se realiza un contraste para analizar si las ecuaciones, que explican la participación laboral de las mujeres en las distintas regiones del país, están correlacionadas a través de las perturbaciones. La conclusión de dicho contraste justifica la aplicación del procedimiento SUR, cuyos resultados se presentan en el punto 3.6 y serán analizados posteriormente.

3.1 Estimación por MCO del sistema con datos Agrupados

Una vez agrupados los datos, se obtiene un sistema de 13 ecuaciones con distinto número de observaciones y con las mismas variables observables.

A continuación, se describen estas nuevas variables, comenzando por la endógena. La definición es igual a la presentada en el capítulo III.

- ✓ PR_{mi} : variable endógena, que indica si la mujer i -de la región m participa o no en el mercado laboral.

Las variables exógenas son:

- ✓ $EDA1_m$: Edad entre 15 y 29 años
- ✓ $EDA2_m$: Edad entre 30 y 44 años.
- ✓ $EDA3_m$: Edad entre 45 y 60 años.
- ✓ $EDUCACI_m$: Nivel educativo.
- ✓ $CASAD_m$: Situación conyugal.
- ✓ $NIN9_m$: Niños menores en el hogar.
- ✓ $OTROSIN_m$: Otros ingresos en el hogar.

El nuevo sistema se ha estimado por MCO, obteniéndose, como es lógico, los mismos resultados que si se aplica el método de MCO a cada una de las ecuaciones. Dichos resultados se presentan en el cuadro 1.

Cuadro 1: Estimación MCO: Coeficientes, estadístico t y prob. por variable y Región (*).

		C	EDAD1	EDAD3	EDUCACIO	CASADA	NINO9	OTROSING
TARAPACÁ	Coefficient	3,9798	-1,1738	-0,6964	0,3081	-0,6372	-0,3002	-2,7851
	t-Statistic	5,3820	-1,7194	-0,9366	0,5277	-1,0958	-0,5142	-4,6954
	Prob.	0	0,0862	0,3495	0,598	0,2738	0,6074	0
ANTOFAGASTA	Coefficient	2,6696	-2,8199	-0,4221	1,6996	-1,2718	-0,4469	-1,9358
	t-Statistic	3,1620	-3,5615	-0,5447	2,6296	-1,9251	-0,6942	-2,9301
	Prob.	0,0017	0,0004	0,5862	0,0088	0,0548	0,4879	0,0036
ATACAMA	Coefficient	3,8014	-0,9991	0,1854	1,0874	-1,1037	-0,0527	-3,4371
	t-Statistic	6,6687	-1,8882	0,3437	2,4771	-2,4622	-0,1189	-7,5892
	Prob.	0	0,0596	0,7312	0,0136	0,0142	0,9054	0
COQUIMBO	Coefficient	2,3725	0,4866	-0,1666	0,3340	-1,6241	0,2897	-1,7465
	t-Statistic	2,1547	0,4786	-0,1630	0,3947	-1,9087	0,3395	-1,9729
	Prob.	0,0317	0,6324	0,8706	0,6932	0,0569	0,7344	0,0491
VALPARAÍSO	Coefficient	2,6186	-1,4737	-0,8627	0,5760	-1,736	0,1642	-1,1483
	t-Statistic	4,1087	-2,4703	-1,4441	1,1731	-3,5365	0,3360	-2,3384
	Prob.	0	0,0139	0,1494	0,2414	0,0004	0,737	0,0198
B. O'HIGGINS	Coefficient	3,0258	-1,4796	-0,2053	1,4948	-0,0458	-0,9130	-2,5941
	t-Statistic	4,9167	-2,5316	-0,3432	3,0240	-0,0949	-1,8383	-5,1682
	Prob.	0	0,0117	0,7315	0,0026	0,9244	0,0667	0
MAULE	Coefficient	3,3432	-1,4491	-0,3299	1,8353	-1,5481	-0,4112	-2,6004
	t-Statistic	6,4348	-2,9190	-0,6669	4,5211	-3,8337	-1,0222	-6,4059
	Prob.	0	0,0037	0,5052	0	0,0001	0,3072	0
BIOBÍO	Coefficient	2,3956	-1,5266	-0,0783	1,2132	-0,0597	-0,4768	-2,2114
	t-Statistic	3,5819	-2,4215	-0,1243	2,3431	-0,1153	-0,9209	-4,2712
	Prob.	0,0004	0,0158	0,9011	0,0196	0,9082	0,3576	0
ARAUCANÍA	Coefficient	1,4218	-1,0595	0,6673	1,0951	-0,7944	-0,2243	-1,4131
	t-Statistic	1,9029	-1,5149	0,9333	1,8764	-1,3692	-0,3853	-2,4212
	Prob.	0,0577	0,1305	0,3511	0,0612	0,1716	0,7001	0,0159
LOS LAGOS	Coefficient	2,1075	-2,0928	0,0398	1,6590	-1,9594	0,1825	-0,9887
	t-Statistic	2,7433	-2,8691	0,0532	2,6747	-3,2387	0,2985	-1,5940
	Prob.	0,0063	0,0043	0,9576	0,0078	0,0013	0,7655	0,1116
AYSEN	Coefficient	3,8969	-1,3080	-0,8533	1,8429	-1,0878	0,2606	-2,9937
	t-Statistic	3,7657	-1,3773	-0,9301	2,2783	-1,4442	0,3443	-3,5012
	Prob.	0,0002	0,1691	0,3528	0,0232	0,1494	0,7307	0,0005
MAGALLANES	Coefficient	2,6789	-3,2803	-2,0576	0,5145	0,6692	-1,0853	-0,9742
	t-Statistic	2,5106	-3,1150	-2,1538	0,6286	0,8101	-1,2842	-1,1023
	Prob.	0,0124	0,002	0,0318	0,5299	0,4183	0,1997	0,2709
METROPOLITANA PONDERADA	Coefficient	2,7124	-0,9082	-0,3126	0,6424	-0,5283	-0,8351	-1,4142
	t-Statistic	5,2653	-1,9174	-0,6482	1,6412	-1,3496	-2,1334	-3,6129
	Prob.	0,0000	0,0558	0,5172	0,1014	0,1778	0,0334	0,0003

Fuente: Apéndice 7

(*) Características de la mujer de referencia: edad comprendida entre 30 y 44 años, nivel educativo inferior a educación media completa, soltera, sin niños menores de 9 años en el hogar y sin otros ingresos que los que ella pueda percibir en el hogar

3.2 Evaluación de la estimación por MCO del sistema con datos agrupados

La validez del procedimiento metodológico global empleado en esta tesis requiere, en una fase posterior, que las perturbaciones de cada una de las ecuaciones estimadas en el apartado anterior, no presenten ni heteroscedasticidad, ni autocorrelación. Por eso en este apartado se evalúan los resultados de la estimación MCO, en relación con esos dos problemas

3.2.1. Heteroscedasticidad

Como se mencionó anteriormente, es muy probable que un modelo logit con datos agrupados presente problemas de heteroscedasticidad.

Para verificar homoscedasticidad se utiliza la prueba de White (Greene, 1999: 477-479 p.). Los resultados se exponen en el cuadro 2. Las hipótesis planteadas son:

H_0 : Se verifica Homoscedasticidad

H_1 : No se verifica Homoscedasticidad

Los resultados permiten observar que sólo la ecuación correspondiente a la región 13 presenta heteroscedasticidad. Para el resto de las ecuaciones, con un nivel de significación del 5%, no se rechaza la hipótesis nula de homoscedasticidad.

Cuadro 2: Prueba de White

	Prueba de White	Probabilidad	Número observaciones
TARAPACÁ	25,53914	0,181578	43
ANTOFAGASTA	24,62882	0,216002	42
ATACAMA	19,26253	0,504825	39
COQUIMBO	26,61216	0,146532	37
VALPARAÍSO	24,40577	0,225116	45
O'HIGGINS	22,43289	0,317490	41
MAULE	22,79420	0,299012	44
BIOBÍO	22,15578	0,332118	46
ARAUCANIA	29,46692	0,078964	45
LOS LAGOS	28,11014	0,106818	43
AYSEN	22,14532	0,332677	35
MAGALLANES	28,13921	0,106145	37
METROPOLITANA	32,54711	0,037806	47

Fuente: Elaboración propia a partir de resultados del apéndice 9.

3.2.2. Autocorrelación

Se ha comprobado que no existe autocorrelación en ninguna de las ecuaciones estimadas por MCO.

No obstante, dado que la ecuación 13 presenta heteroscedasticidad y, por lo tanto, se procederá a estimar el sistema por MCGF, ponderando adecuadamente las observaciones de dicha ecuación, deberá realizarse de nuevo la evaluación de la estimación. Por esta razón, se deja para ese punto la explicación de los contratos llevados a cabo.

3.2.3. Bondad de ajuste

Habitualmente se interpreta mecánicamente el R^2 en cualquier estimación de un modelo econométrico, e incluso hay ciertas medidas que intentan analizar globalmente la bondad del ajuste en sistemas de ecuaciones simultáneas. Por ejemplo, según Pulido (1989: 441p.), muchas de las medidas que se utilizan en los modelos uniecuacionales serían aplicables directamente a modelos con varias ecuaciones, aún cuando admite que no es fácil disponer de una medida única integradora de la bondad de ajuste en un modelo multiecuacional. El mismo autor propone el coeficiente de determinación de Dhrymes (Pulido, 1989) que es una media ponderada de los coeficientes de determinación de cada ecuación individual, R_m , donde la ponderación es la variación de la variable endógena

correspondiente respecto a la variación total. Es decir:
$$R^2 = \frac{\sum_{m=1}^M R_m^2 \frac{\sigma_{y_m}^2}{\sum_{m=1}^M \sigma_{y_m}^2}}$$

Sin embargo, el autor también afirma que sería excesivamente simplificador aceptar que un modelo es bueno cuando lo son todas y cada una de las ecuaciones que lo componen.

Por otro lado, como se mencionó en el capítulo anterior, cuando se trata de modelos logísticos, las medidas habituales de bondad de ajuste son inadecuadas, aún tratándose de modelos uniecuacionales.

Además, hay que añadir otro argumento muy relevante para no utilizar R^2 en esta investigación: El procedimiento aplicado combina también la metodología SUR y, por lo tanto, el R^2 no tiene interpretación, puesto que esta medida se basa en la descomposición de la varianza, que se verifica sólo cuando se estima por MCO. En todo caso, el R^2 se podría interpretar con respecto a unas variables transformadas que ni siquiera son funciones lineales de las originales. Recuérdese que, al aplicar logit para datos agrupados, el modelo inicial se transformó en uno lineal, que posteriormente se estimó por MCGF (sin tener en cuenta la correlación entre ecuaciones). Finalmente, al aplicar la metodología SUR, se obtuvo un EMCGF (considerando la correlación entre ecuaciones), que equivale a aplicar MCO a cierto modelo transformado. Evidentemente, como se afirma, las variables transformadas no son función lineal de las originales.

Aunque su interés puede ser mínimo, como ejercicio se ha calculado el coeficiente de determinación propuesto por Pulido para los resultados de la estimación del sistema por MCO y se obtiene un R^2 de 0,4699186, valor muy elevado, teniendo en cuenta el alto número de observaciones del sistema.

Greene (1999: 585 p.) propone otra medida global para el SUR, que es sugerida por McElroy, sin embargo también dice que las medidas de ajuste en este tipo de modelos tienen varios problemas, tales como: las medidas globales ocultan la variabilidad de ajuste entre ecuaciones, algunas no están acotadas entre 0 y 1, y no pueden ser usadas, en forma fiable para comparar modelos. En este contexto, el autor concluye que las medidas tipo R^2 tienen una utilidad sólo descriptiva.

3.3 Estimación por MCGF del sistema con datos agrupados

Como se señaló anteriormente, una de las ecuaciones del sistema, la que representa la probabilidad de participar en el mercado laboral de las mujeres que viven en la región Metropolitana, presenta heteroscedasticidad, por lo tanto, para resolverlo se aplica MCGF, como se ha indicado en el punto 2.2.5 de este capítulo.

En definitiva, lo que se ha hecho es ponderar utilizando la propuesta de Maddala (1985), es decir la expresión $\sqrt{w_i} = \sqrt{N_i \hat{P}_i (1 - \hat{P}_i)}$. En este caso las variables son³¹:

- ✓ LIR13: variable endógena, que indica si la mujer participa o no en el mercado laboral en la región Metropolitana.
- ✓ WR13: factor de ponderación

Las variables exógenas son:

- ✓ EDAD113: Edad entre 15 y 29 años
- ✓ EDAD213: Edad entre 30 y 44 años.
- ✓ EDAD313: Edad entre 45 y 60 años.
- ✓ EDUCACIO13: Nivel educativo.
- ✓ CASADA13: Situación conyugal.
- ✓ NINO913: Niños menores en el hogar.
- ✓ OTROSING13: Otros ingresos en el hogar.

La estimación por MCGF del nuevo sistema, donde la ecuación 13 esta ponderada, se presenta en el cuadro 3.

³¹ Además se eliminaron 4 observaciones atípicas.

Cuadro 3: Estimación MCGF: Coeficientes, estadístico t y prob. por variable y Región (*).

		C	EDAD1	EDAD3	EDUCACIO	CASADA	NINO9	OTROSING
TARAPACÁ	Coefficient	3,9798	-1,1738	-0,6964	0,3081	-0,6372	-0,3002	-2,7851
	t-Statistic	5,3820	-1,7194	-0,9366	0,5277	-1,0958	-0,5142	-4,6954
	Prob.	0	0,0862	0,3495	0,598	0,2738	0,6074	0
ANTOFAGASTA	Coefficient	2,6696	-2,8199	-0,4221	1,6996	-1,2718	-0,4469	-1,9358
	t-Statistic	3,1620	-3,5615	-0,5447	2,6296	-1,9251	-0,6942	-2,9301
	Prob.	0,0017	0,0004	0,5862	0,0088	0,0548	0,4879	0,0036
ATACAMA	Coefficient	3,8014	-0,9991	0,1854	1,0874	-1,1037	-0,0527	-3,4371
	t-Statistic	6,6687	-1,8882	0,3437	2,4771	-2,4622	-0,1189	-7,5892
	Prob.	0	0,0596	0,7312	0,0136	0,0142	0,9054	0
COQUIMBO	Coefficient	2,3725	0,4866	-0,1666	0,3340	-1,6241	0,2897	-1,7465
	t-Statistic	2,1547	0,4786	-0,1630	0,3947	-1,9087	0,3395	-1,9729
	Prob.	0,0317	0,6324	0,8706	0,6932	0,0569	0,7344	0,0491
VALPARAÍSO	Coefficient	2,6186	-1,4737	-0,8627	0,5760	-1,736	0,1642	-1,1483
	t-Statistic	4,1087	-2,4703	-1,4441	1,1731	-3,5365	0,3360	-2,3384
	Prob.	0	0,0139	0,1494	0,2414	0,0004	0,737	0,0198
B. O'HIGGINS	Coefficient	3,0258	-1,4796	-0,2053	1,4948	-0,0458	-0,9130	-2,5941
	t-Statistic	4,9167	-2,5316	-0,3432	3,0240	-0,0949	-1,8383	-5,1682
	Prob.	0	0,0117	0,7315	0,0026	0,9244	0,0667	0
MAULE	Coefficient	3,3432	-1,4491	-0,3299	1,8353	-1,5481	-0,4112	-2,6004
	t-Statistic	6,4348	-2,9190	-0,6669	4,5211	-3,8337	-1,0222	-6,4059
	Prob.	0	0,0037	0,5052	0	0,0001	0,3072	0
BIOBÍO	Coefficient	2,3956	-1,5266	-0,0783	1,2132	-0,0597	-0,4768	-2,2114
	t-Statistic	3,5819	-2,4215	-0,1243	2,3431	-0,1153	-0,9209	-4,2712
	Prob.	0,0004	0,0158	0,9011	0,0196	0,9082	0,3576	0
ARAUCANÍA	Coefficient	1,4218	-1,0595	0,6673	1,0951	-0,7944	-0,2243	-1,4131
	t-Statistic	1,9029	-1,5149	0,9333	1,8764	-1,3692	-0,3853	-2,4212
	Prob.	0,0577	0,1305	0,3511	0,0612	0,1716	0,7001	0,0159
LOS LAGOS	Coefficient	2,1075	-2,0928	0,0398	1,6590	-1,9594	0,1825	-0,9887
	t-Statistic	2,7433	-2,8691	0,0532	2,6747	-3,2387	0,2985	-1,5940
	Prob.	0,0063	0,0043	0,9576	0,0078	0,0013	0,7655	0,1116
AYSEN	Coefficient	3,8969	-1,3080	-0,8533	1,8429	-1,0878	0,2606	-2,9937
	t-Statistic	3,7657	-1,3773	-0,9301	2,2783	-1,4442	0,3443	-3,5012
	Prob.	0,0002	0,1691	0,3528	0,0232	0,1494	0,7307	0,0005
MAGALLANES	Coefficient	2,6789	-3,2803	-2,0576	0,5145	0,6692	-1,0853	-0,9742
	t-Statistic	2,5106	-3,1150	-2,1538	0,6286	0,8101	-1,2842	-1,1023
	Prob.	0,0124	0,002	0,0318	0,5299	0,4183	0,1997	0,2709
METROPOLITANA PONDERADA	Coefficient	1,5671	-1,0879	-0,2926	0,6293	-0,5895	-0,1062	-0,9343
	t-Statistic	2,4866	-5,4993	-1,4341	3,9234	-3,2891	-0,6700	-1,5403
	Prob.	0,0133	0	0,1522	0,0001	0,0011	0,5032	0,1242

Fuente: Apéndice 8.

(*) Características de la mujer de referencia: edad comprendida entre 30 y 44 años, nivel educativo inferior a educación media completa, soltera, sin niños menores de 9 años en el hogar y sin otros ingresos que los que ella pueda percibir en el hogar

3.4 Evaluación de la estimación por MCGF del sistema con datos agrupados

Una vez obtenidos los resultados expuestos en el cuadro 3, se procede de nuevo a analizar la existencia de heteroscedasticidad, concluyendo que ahora existe homoscedasticidad en todas las ecuaciones (cuadro 4), es decir, con un nivel de significación del 5%, no se rechaza la hipótesis nula de homoscedasticidad.

Cuadro 4: Prueba de White

	Prueba de White	Probabilidad	Número observaciones
METROPOLITANA	32,54711	0,037806	47
METROPOLITANA PONDERADA	32,54711	0,077543	43

Fuente: Elaboración propia a partir de resultados del apéndice 9.

A continuación se analiza la existencia de autocorrelación.

3.4.1. Autocorrelación

En este caso se trata de verificar en cada ecuación, que las perturbaciones no están autocorrelacionadas. Las hipótesis generales son:

H_0 : Ausencia de autocorrelación

H_1 : Presencia de autocorrelación

Los test utilizados son Breush-Godfrey (Novales, 1996: 232-233 p.) y Durbin y Watson (Novales, 1996: 228-232 p.). Los resultados se encuentran en el cuadro 5. Además en el apéndice 11 se recogen los correlogramas.

A partir de los correlogramas por región, se puede observar que, en general, las funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial se encuentran dentro de los límites. Además, los resultados del estadístico Q, demuestran que en todos los correlogramas, para ningún retardo se rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación al 1% y en la

mayoría de los casos al 5%. Por tanto, se puede afirmar que dentro de cada ecuación, las perturbaciones están incorrelacionadas.

Por otro lado, en el cálculo del estadístico Q, se usó la opción que por defecto utiliza el programa EVIEWS, 20 retardos, considerando que en este tema puede haber discusión. La razón es que dependiendo de ese valor, la prueba podría no descubrir la correlación. Al respecto en el manual del programa EVIEWS se cita a Ljung y Caja (1979) y Harvey (1990, 1993).

En rigor, el contraste a partir del Q- estadístico debería reservarse para modelos de series temporales. Sin embargo, es habitual utilizarlo también en modelos econométricos. En este trabajo se usa de forma complementaria y aproximada, sabiendo que es una técnica, en términos estrictos, inadecuada para modelos econométricos, que se caracterizan por la existencia de variables exógenas, además de las variables endógenas (Johnston, J. y Dinardo, 2001:217 p.).

Paralelamente, con el contraste de Durbin y Watson se va a probar la hipótesis alternativa de existencia de autocorrelación de la perturbación según un esquema AR(1), con parámetro positivo o negativo. Las salidas de Eviews incluyen el estadístico³² y la tabla de valores tabulados, d_L y d_u , a un nivel de significación de 0,05, según el tamaño muestral y el número de regresores reales (es decir exceptuando el término independiente) de cada regresión. Se observa que para ninguna ecuación existe evidencia clara de autocorrelación positiva o negativa. Efectivamente, en todas las ecuaciones el estadístico d está próximo a 2. No obstante, en algunas cae en la zona de indecisión, por lo que en ellos el contraste no permite tomar una decisión sobre la existencia de autocorrelación.

Se debe mencionar que inicialmente la prueba de Durbin y Watson se planteó para modelos estimados por MCO. Sin embargo, la mayoría de los autores la utiliza automáticamente, tras aplicar cualquier método de estimación, por ejemplo Greene (1999:

³² El estadístico se define como,
$$d = \frac{\sum_{i=2}^N (e_i - e_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^N e_i^2}$$

594 p.) la usa en el SUR. Más aún, en los últimos años se viene usando inclusive en modelos que no cumplen las restricciones con las que inicialmente se definió, seguramente porque se ha constatado su utilidad y claridad para verificar autocorrelación. Por esta razón, su utilización en este trabajo está justificada. No obstante, en este caso se adiciona otro problema: que existe una ecuación sin término constante. Teniendo en cuenta que el contraste se planteó para modelos con término constante la, conclusión no es estrictamente válida para la Región Metropolitana (Novales, 1996: 230 p.)

Cuadro 5: Pruebas Durbin y Watson y Breuseh-Godfrey.

	Durbin y Watson			Breuseh-Godfrey***		Número Observaciones
	Estadístico*	d_L^{**}	d_U^{**}	Estadístico*	Probabilidad	
TARAPACÁ	2,2717	1,238	1,835	3,748327	0,153483	43
ANTOFAGASTA	2,2377	1,175	1,854	0,581379	0,747748	42
ATACAMA	2,3126	1,161	1,859	0,676016	0,713190	39
COQUIMBO	2,3291	1,131	1,870	0,000000	1,000000	37
VALPARAÍSO	2,1609	1,238	1,835	0,777726	0,677827	45
O'HIGGINS	2,2484	1,175	1,854	0,851458	0,653293	41
MAULE	2,6775	1,238	1,835	2,867567	0,238405	44
BIOBIO	1,8643	1,238	1,835	3,398937	0,182781	46
ARAUCANIA	1,8832	1,238	1,835	0,709850	0,701226	45
LOS LAGOS	2,3288	1,238	1,835	2,781280	0,248916	43
AYSEN	2,2234	1,097	1,884	0,662718	0,717947	35
MAGALLANES	2,3961	1,131	1,870	1,537227	0,463655	37
METROPOLITANA	2,0365	1,189	1,895	0,000000	1,000000	43

*Resultados del apéndice 10

**Dado $K=6$ y $\alpha=0,05$

**Dado $p=2$ y $\alpha=0,05$, $X^2=5,99147$

Fuente: Elaboración propia a partir de resultados del apéndice 1.

Una prueba de autocorrelación que tiene validez para estimaciones obtenidas por diversos métodos, incluido MCGF, es la de Breusch y Godfrey. Esta prueba contrasta la no autocorrelación frente a la hipótesis alternativa de autocorrelación según AR(p) o MA(p). Se utiliza una distribución Chi cuadrado con p grados de libertad. En este caso se han considerado 2 retardos. Los resultados recogidos en el cuadro anterior, permiten afirmar que no se rechaza la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación para todas las ecuaciones.

3.5. Correlación entre las perturbaciones de distintas ecuaciones

Se debe tener presente que lo que se quiere probar en este capítulo es que no es adecuado estimar el sistema separadamente, ecuación por ecuación. Como se ha explicado en otras partes de la investigación, en el mercado laboral chileno se observan ciertas características comunes a todas las regiones que quedarán recogidas en las perturbaciones de las distintas ecuaciones. Por lo tanto, es de esperar que dichas perturbaciones estén correlacionadas para el mismo caso (grupo característico de mujer). En este punto se va a realizar el correspondiente contraste.

Para verificar que las perturbaciones de las distintas ecuaciones están correlacionadas, se parte de la estimación de MCGF obtenida en el apartado anterior, ya que es preciso que el sistema se caracterice por homoscedasticidad y no autocorrelación dentro de cada ecuación. Es decir, se utilizarán los residuos correspondientes a la estimación de MCGF o, lo que es lo mismo, a la estimación por MCO del sistema transformado para resolver la heteroscedasticidad.

Como se ha indicado en el punto 2.2.8 de este capítulo, se utiliza el test de multiplicadores de Lagrange (sugerido por Breusch y Pagan, 1980), adaptado a la particularidad de esta tesis, en la que se trabaja con distinto número de observaciones en las ecuaciones del sistema.

La hipótesis nula plantea que la matriz de varianzas y covarianzas es diagonal, esto es:

$$H_0 : \sigma_{mj} = 0, \forall i \neq j, \text{ es decir } \Omega \text{ es diagonal}$$

$$H_1 : \text{al menos una de las covarianzas es distinta de 0, es decir } \Omega \text{ no es diagonal}$$

A partir de la matriz de correlaciones de los residuos correspondientes a la estimación por MCGF (apéndice 12), se aplica el contraste, y se obtiene el siguiente resultado:

$$\lambda_{LM} = 159,0352$$

Por otro lado,

$$\chi_{\frac{13(13-1)}{2}}^2 = \chi_{78}^2 = 101,87, \text{ para } 1 - \alpha = 0,95$$

De este modo, se rechaza H_0 , esto es, se confirma que hay correlación entre las perturbaciones de las distintas ecuaciones. Por lo tanto, siguiendo la argumentación inicial, se concluye que es necesario estimar el sistema simultáneamente incorporando las correlaciones entre perturbaciones, es decir, empleando la metodología SUR, que en esta investigación, se ha integrado dentro de otro procedimiento metodológico global, que se ha denominado SULR.

3.6. Estimación SULR

En este punto, se ha llevado a cabo la última etapa de la estimación SULR (Sistema de Ecuaciones Logísticas Aparentemente No Relacionadas), tal como se ha explicado a lo largo del presente capítulo. Recuérdese que se ha partido de un estimador consistente de σ_{mj} adecuado a la situación de distinto número de ecuaciones que caracteriza este trabajo. Además, el procedimiento de obtención de los estimadores de los parámetros se ha realizado primero sin iteración (apéndice 13) y luego iterando (apéndice 14).

Ya se ha explicado que los dos procedimientos, sin iterar e iterando, proporcionan resultados asintóticamente equivalentes. Es decir, iterando no se consigue mejorar las propiedades de los estimadores. Pero el procedimiento iterado persigue acercarse numéricamente al verdadero estimador de Aitken, que tiene un comportamiento excelente también para muestras finitas.

En este trabajo se cumple la condición necesaria para que el procedimiento iterativo tenga sentido en términos estadísticos, ya que la matriz Σ es de dimensión $13 \times 13 = 169$, mucho menor que el tamaño muestral = 544 observaciones.

En el cuadro 6 que aparece a continuación, se recogen los principales resultados del procedimiento SULR iterado. Estos últimos resultados serán interpretados en el epígrafe siguiente.

Cuadro 6 : SULR con iteración: Coefficient, t-Statistic y Prob por variable y Región (●)

		C	EDAD1	EDAD3	EDUCACIO	CASADA	NINO9	OTROSING
TARAPACÁ	Coefficient	3,8419	-0,8664	-0,7108	0,4172	-0,7321	-0,6518	-2,5973
	t-Statistic	5,7901	-1,4450*	-1,1165*	0,8297*	-1,4541*	-1,2894*	-5,1216
	Prob.	0,0000	0,1491	0,2648	0,4072	0,1466	0,1979	0,0000
ANTOFAGASTA	Coefficient	2,5521	-2,9544	-0,2953	1,8548	-1,1825	-0,4008	-2,1416
	t-Statistic	3,5887	-4,4241	-0,4557*	3,4291	-2,1373	-0,7404*	-3,8885
	Prob.	0,0004	0,0000	0,6488	0,0007	0,0331	0,4595	0,0001
ATACAMA	Coefficient	3,6243	-0,9544	0,1534	1,2622	-1,1234	0,1459	-3,5786
	t-Statistic	7,7735	-2,1619	0,3484*	3,4749	-3,0435	0,3986*	-9,6621
	Prob.	0,0000	0,0311	0,7277	0,0006	0,0025	0,6903	0,0000
COQUIMBO	Coefficient	1,5345	0,2623	-0,2152	0,5017	-1,9753	1,4373	-1,4674
	t-Statistic	1,6790	0,3090*	-0,2538*	0,7131*	-2,7958	2,0274	-2,0571
	Prob.	0,0938	0,7575	0,7998	0,4761	0,0054	0,0432	0,0403
VALPARAÍSO	Coefficient	2,7392	-1,5987	-0,7797	0,6715	-1,8137	0,3108	-1,5283
	t-Statistic	4,9205	-3,1047	-1,5096*	1,5856*	-4,2656	0,7366*	-3,5833
	Prob.	0,0000	0,0020	0,1318	0,1135	0,0000	0,4618	0,0004
O'HIGGINS	Coefficient	3,2112	-1,7951	0,1183	1,2650	-0,1458	-1,1205	-2,7463
	t-Statistic	6,0290	-3,6231	0,2397*	3,0651	-0,3601*	-2,7039	-6,5765
	Prob.	0,0000	0,0003	0,8106	0,0023	0,7189	0,0071	0,0000
MAULE	Coefficient	3,5095	-1,4834	-0,3227	1,9617	-1,6419	-0,4031	-2,9364
	t-Statistic	7,5240	-3,3660	-0,7379*	5,4751	-4,5826	-1,1328*	-8,1253
	Prob.	0,0000	0,0008	0,4610	0,0000	0,0000	0,2579	0,0000
BIOBÍO	Coefficient	2,4879	-1,6961	0,1446	1,2254	-0,1122	-0,5496	-2,5005
	t-Statistic	4,2886	-3,1410	0,2704*	2,7751	-0,2533*	-1,2455*	-5,5854
	Prob.	0,0000	0,0018	0,7870	0,0057	0,8001	0,2136	0,0000
ARAUCANÍA	Coefficient	1,1722	-1,1521	0,8592	1,2382	-0,9152	0,0981	-1,5495
	t-Statistic	1,8027	-1,8954*	1,3890*	2,4512	-1,8124	0,1941*	-3,0331
	Prob.	0,0721	0,0587	0,1655	0,0146	0,0706	0,8462	0,0026
LOS LAGOS	Coefficient	1,9855	-1,9266	0,0129	1,8837	-2,0549	0,3092	-1,1580
	t-Statistic	2,9493	-3,1275	0,0209*	3,6914	-4,0742	0,6093*	-2,2748
	Prob.	0,0034	0,0019	0,9834	0,0003	0,0001	0,5426	0,0234
AYSEN	Coefficient	4,0523	-1,8554	-0,9371	1,6739	-1,0578	0,2016	-3,0774
	t-Statistic	4,6665	-2,3215	-1,2020*	2,4763	-1,6570*	0,3138*	-4,3656
	Prob.	0,0000	0,0207	0,2300	0,0136	0,0982	0,7538	0,0000
MAGALLANES	Coefficient	3,7705	-3,4121	-1,4817	0,1981	-0,0790	-1,5526	-1,7170
	t-Statistic	4,2548	-3,8699	-1,8565*	0,2863*	-0,1139*	-2,1999	-2,3873
	Prob.	0,0000	0,0001	0,0640	0,7748	0,9094	0,0283	0,0174
METROPOLITANA PONDERADA	Coefficient	2,2728	-1,3237	-0,2251	0,7317	-0,8246	-0,1624	-1,4613
	t-Statistic	4,4602	-8,3122	-1,3836*	5,7149	-5,6980	-1,2760*	-3,0076
	Prob.	0,0000	0,0000	0,1672	0,0000	0,0000	0,2026	0,0028

(●) Características de la mujer de referencia: edad comprendida entre 30 y 44 años, nivel educativo inferior a educación media completa, soltera, sin niños menores de 9 años en el hogar y sin otros ingresos que los que ella pueda percibir en el hogar.

(*) Problemas de significación individual con $\alpha=0,05$

Fuente: Apéndice 14.

4. Análisis y discusión de resultados

Finalmente, después de probar que el procedimiento propuesto es el correcto y obtenidos los resultados, se realizará un análisis acabado del modelo final.

A lo largo del capítulo, se ha ido justificando debidamente el buen comportamiento del estimador obtenido mediante el procedimiento metodológico que esta tesis aporta. Ese buen comportamiento, resumido en el apartado 2.2.7, radica fundamentalmente en que se ha obtenido un estimador consistente y que posee la misma distribución asintótica que el estimador de Mínimos Cuadrados Generalizados (EMCG), por lo tanto es asintóticamente normal y asintóticamente eficiente.

Consecuentemente, la inferencia estadística que se realiza a continuación está asintóticamente justificada. En primer lugar, se contrasta la significación individual y conjunta de las variables explicativas y se interpretan los coeficientes. En segundo lugar, se analiza la participación laboral de la mujer a partir de los resultados, realizando las transformaciones necesarias para obtener las estimaciones de las correspondientes probabilidades. Finalmente se realiza un análisis comparativo con los resultados que se obtuvieron en el capítulo anterior.

4.1 Análisis de significación

En el cuadro 6 se presentan los coeficientes, los estadísticos t y los correspondientes niveles de significación asociados. En el apéndice aparecen otros resultados.

Como es sabido, el estadístico t permite contrastar la significación individual de una variable explicativa. La hipótesis nula es que el correspondiente parámetro es nulo y la alternativa que no lo es. Fijado un nivel de confianza de 95%, afirmaremos que una variable es significativa cuando el nivel de significación asociado sea inferior a 0,05, pues en ese caso rechazaremos la hipótesis nula.

A continuación se presentan las principales conclusiones del análisis de significación individual:

- ✓ La variable OTROSING (otros ingresos en el hogar) es significativa en todas las ecuaciones
- ✓ Las variables EDAD1 (edad entre 15 y 29 años), EDUCACIO (nivel educativo) y CASADA (situación conyugal) son significativas en la mayoría de las regiones. EDAD1 muestra problemas en tres ecuaciones (Tarapacá, Coquimbo y Araucanía), EDUCACIO en cuatro (Tarapacá, Coquimbo, Valparaíso y Magallanes), mientras que CASADA en cinco (Tarapacá, O'Higgins, Biobío, Aysén y Magallanes).
- ✓ Las variables EDAD3 (edad entre 45 y 60 años) y NINO9 (Niños menores en el hogar), presentan dificultades en cuanto a significación individual.
- ✓ Existen ecuaciones donde la mayoría de las variables no son significativas, el caso más extremo corresponde a la región de Tarapacá con sólo dos variables significativas.

El hecho de que existan muchas variables individualmente no significativas hace sospechar que el modelo tiene multicolinealidad. En ese caso, el que las variables no fueran individualmente significativas no debería interpretarse obligatoriamente como si se tratara de variables irrelevantes. Por lo tanto, se hace necesario ampliar el análisis de los resultados.

Para ello, se han realizado varios contrastes de significación conjunta de un subconjunto de variables explicativas, utilizando el test de Wald (Greene, 1999: 145-146 p.). Los resultados más importantes se presentan en el cuadro 7.

Por ejemplo, la variable EDAD3 es individualmente no significativa en todas las regiones. Eso puede hacer pensar que no es relevante para explicar la participación laboral de las mujeres chilenas. No obstante, por si la falta de significación individual se debe a la existencia de multicolinealidad, conviene contrastar la significación conjunta de esa variable en todas las regiones. Pues bien, es ese caso se llega a la misma conclusión que con los contrastes individuales. Por lo tanto, se puede afirmar que la variable en cuestión no explica la participación laboral de las mujeres en ninguna región de Chile.

Cuadro 7: Prueba de Wald por variable.

Wald Test: EDAD1	H ₀ : C(2)=C(9)=C(16)=C(23)=C(30)=C(37)=C(44)=C(51)=C(58)=C(65)=C(72)=C(79)=C(86)=0 Chi-square 104.5237 Probability 0.000000
Wald Test: EDAD3	H ₀ : C(3)=C(10)=C(17)=C(24)=C(31)=C(38)=C(45)=C(52)=C(59)=C(66)=C(73)=C(80)=C(87)=0 Chi-square 18.33344 Probability 0.145264
Wald Test: EDUCACIO	H ₀ : C(4)=C(11)=C(18)=C(25)=C(32)=C(39)=C(46)=C(53)=C(60)=C(67)=C(74)=C(81)=C(88)=0 Chi-square 92.84448 Probability 0.000000
Wald Test: CASADA	H ₀ : C(5)=C(12)=C(19)=C(26)=C(33)=C(40)=C(47)=C(54)=C(61)=C(68)=C(75)=C(82)=C(89)=0 Chi-square 69.91647 Probability 0.000000
Wald Test: NINO9	H ₀ : C(6)=C(13)=C(20)=C(27)=C(34)=C(41)=C(48)=C(55)=C(62)=C(69)=C(76)=C(83)=C(90)=0 Chi-square 18.16041 Probability 0.151523

Fuente: Elaboración propia

4.2. Análisis de coeficientes

Para interpretar los coeficientes estimados mediante la metodología SULR con iteración (cuadro 6), se ha tomado como referencia una mujer con edad entre 30 y 44 años, con un nivel de escolaridad inferior a enseñanza media completa, soltera, sin niños y sin otros ingresos en el hogar. Se han obtenido las siguientes conclusiones:

- ✓ El poseer mayores niveles educativos impacta positivamente en la actividad laboral de las mujeres de todas las regiones.
- ✓ En todas las regiones, tanto estar casada como contar con otros ingresos en el hogar afecta negativamente a la participación laboral de la mujer.
- ✓ Los cambios en la edad o contar con niños menores en el hogar, afectan a la actividad laboral de diferente forma en las distintas regiones.
- ✓ Las más jóvenes tienen menos probabilidad de participar en todas las regiones, salvo en Coquimbo. Aquí la participación laboral de las mujeres que tienen entre 15 y 29 años de edad, es mayor que la de las de 30 a 44 años.
- ✓ Tener más de 44 años de edad disminuye la participación laboral de las mujeres en las regiones de Tarapacá, Antofagasta, Coquimbo, Valparaíso, el

Maule, Aysén, Magallanes y Metropolitana. Sin embargo, en las otras regiones el aumento del tramo de edad aumenta la participación laboral³³.

- ✓ Tener niños en el hogar incide negativamente en la participación laboral de las mujeres de las regiones de, Tarapacá, Antofagasta, O'Higgins, el Maule, Biobío, Magallanes y Metropolitana. Sin embargo, al contrario de lo indicado por la evidencia empírica, en las otras regiones –Atacama, Coquimbo, Valparaíso, Araucanía, Los Lagos y Aysén- el efecto es positivo.

Sin embargo, dada la posible multicolinealidad indicada, las afirmaciones expuestas deben ser tomadas con cautela, ya que la multicolinealidad hace que realmente no se pueda interpretar el efecto aislado de las variables.

4.3. Análisis de probabilidades.

Una vez obtenidos los coeficientes, se estiman las probabilidades de participación laboral de mujeres con distintas características en cada una de las regiones de Chile. En este epígrafe se estima, tanto, la probabilidad de participar de la mujer de referencia, como el impacto que tendría en la participación laboral de esa mujer, y en cada región, un cambio en una variable exógena. Esto permite realizar comparaciones entre regiones y también entre mujeres de determinadas características. El resumen de las probabilidades se encuentra en el cuadro 8.

Como se observa, la probabilidad de participación media del sujeto de referencia es de 92,37%. Sin embargo, dicha estimación varía significativamente cuando cambia alguna de las variables exógenas. En valores medios, la variable “poseer otros ingresos en el hogar” es la que produce mayor impacto en la probabilidad de actividad laboral, de manera tal que las mujeres que cuentan con otros ingresos tienen una menor probabilidad de participar en el mercado laboral que las que no cuentan con ellos. La caída regional

³³ No obstante esta variable presenta problema de falta de significación en estas últimas regiones. Además

media es de 28,26 puntos porcentuales. El estar casada también reduce la probabilidad media de actividad laboral e, igual que en el caso anterior, el impacto es negativo en todas las regiones, pero en este caso la dispersión entre regiones es mayor. Por el contrario, el poseer mayor educación provoca un incremento medio de 4,62 puntos porcentuales.

En el análisis por región, se puede apreciar que, las variables explicativas con mayor incidencia pueden ser distintas, dependiendo de la región. De esta forma, “poseer otros ingresos en el hogar” es la variable que tiene mayor impacto sobre la actividad laboral para las mujeres de las regiones de Tarapacá, Atacama, O'Higgins, Biobío, Araucanía, Aysén y Metropolitana. En cambio, para las mujeres de Coquimbo, Valparaíso y Los Lagos la variable con mayor impacto es “estar casada”. Y, por último, en Antofagasta y Magallanes la variable con mayor incidencia es “pertenecer al tramo de mujeres jóvenes” (15 a 29 años de edad), que también es importante en las regiones de Los Lagos, Biobío, el Maule, Valparaíso, y Metropolitana.

En cuanto a la edad de las mujeres trabajadoras, ya se indicó que la literatura analizada establece que las mujeres entre 30 y 44 años de edad son las que tienen mayor probabilidad de participar en el mercado laboral. Pues bien, esa misma conclusión se obtiene a partir de los resultados de esta tesis, para la mayoría de las regiones. Sin embargo, para otras sucede lo contrario, por ejemplo, tener entre 15 y 29 años de edad disminuye la participación en 52,7 puntos en Antofagasta, pero en Coquimbo aumenta en 3,51 puntos porcentuales. En la misma dirección, pero con una menor dispersión, tener más de 44 años de edad impacta positivamente en cinco regiones, destacando el aumento de 12 puntos porcentuales de la Araucanía, en cambio, en las otras regiones, se produce el efecto contrario.

Una cuestión parecida ocurre con la variable “niños en el hogar”, que afecta negativamente en siete regiones, siendo el mayor efecto en Magallanes, donde la participación se reduce en 7,56 puntos; por el contrario en otras seis regiones el impacto

tampoco es significativo en el conjunto de regiones

es positivo, destacando el caso de Coquimbo, donde el aumento es de 12,86 puntos porcentuales.

Por último, del análisis realizado, se ha obtenido la siguiente conclusión global: la menor probabilidad de participación laboral femenina en Chile corresponde a mujeres jóvenes, con bajo nivel educativo, casadas, con niños y con otros ingresos en el hogar. No obstante, los resultados indican una alta variabilidad regional. Así, en Antofagasta a las mujeres con las mencionadas características les corresponde una probabilidad de actividad de 1,6%, mientras que en Tarapacá y la región Metropolitana, la probabilidad es de 26,8 y 18,3%, respectivamente.

Cuadro 8: Probabilidad de participación laboral femenina, por región de Chile y sensibilización, según modelo SULR con iteración (en porcentaje).

	Probabilidad							Variación					
	C	EDAD1	EDAD3	EDUCACIO	CASADA	NINO9	OTROSING	EDAD1	EDAD3	EDUCACIO	CASADA	NINO9	OTROSING
Tarapacá	97,900	95,145	95,816	98,606	95,730	96,046	77,636	-2,8	-2,1	0,7	-2,2	-1,9	-20,3
Antofagasta	92,771	40,076	90,524	98,795	79,732	89,579	60,121	-52,7	-2,2	6,0	-13,0	-3,2	-32,7
Atacama	97,402	93,523	97,764	99,251	92,420	97,747	51,142	-3,9	0,4	1,8	-5,0	0,3	-46,3
Coquimbo	82,266	85,776	78,907	88,455	39,155	95,128	51,677	3,5	-3,4	6,2	-43,1	12,9	-30,6
Valparaíso	93,930	75,777	87,648	96,804	71,616	95,478	77,046	-18,2	-6,3	2,9	-22,3	1,5	-16,9
O'Higgins	96,125	80,473	96,543	98,875	95,544	89,000	61,418	-15,7	0,4	2,7	-0,6	-7,1	-34,7
Maule	97,096	88,351	96,033	99,581	86,618	95,716	63,948	-8,7	-1,1	2,5	-10,5	-1,4	-33,1
Biobío	92,329	68,822	93,292	97,618	91,496	87,417	49,685	-23,5	1,0	5,3	-0,8	-4,9	-42,6
Araucanía	76,354	50,502	88,405	91,762	56,390	78,079	40,678	-25,9	12,1	15,4	-20,0	1,7	-35,7
Los Lagos	87,927	51,472	88,063	97,955	48,266	90,844	69,583	-36,5	0,1	10,0	-39,7	2,9	-18,3
Aysén	98,291	89,997	95,752	99,675	95,233	98,599	72,610	-8,3	-2,5	1,4	-3,1	0,3	-25,7
Magallanes	97,748	58,865	90,795	98,145	97,567	90,185	88,630	-38,9	-7,0	0,4	-0,2	-7,6	-9,1
Metropolitana	90,660	72,093	88,572	95,278	80,972	89,191	69,243	-18,6	-2,1	4,6	-9,7	-1,5	-21,4
Promedio	92,369	73,144	91,393	96,985	79,288	91,770	64,109	-19,2	-1,0	4,6	-13,1	-0,6	-28,3
Desv. Estándar	6,709	18,107	5,243	3,345	19,701	5,554	13,488	16,2	4,6	4,2	14,5	5,2	10,8
Máximo	98,291	95,145	97,764	99,675	97,567	98,599	88,630	3,5	12,1	15,4	-0,2	12,9	-9,1
Mínimo	76,354	40,076	78,907	88,455	39,155	78,079	40,678	-52,7	-7,0	0,4	-43,1	-7,6	-46,3
Mediana	93,930	75,777	90,795	98,145	86,618	90,844	63,948	-18,2	-2,1	2,9	-9,7	-1,4	-30,6

Fuente: Elaboración propia, a partir del Apéndice 14

(*)Características de la mujer de referencia: edad comprendida entre 30 y 44 años, nivel educativo inferior a educación media completa, soltera, sin niños menores de 9 años en el hogar y sin otros ingresos que los que pueda percibir en el hogar.

4.4. Análisis comparativo entre Regresión Logística y Metodología SULR

En este punto se compararan los resultados obtenidos mediante la metodología propuesta, con los que se obtuvieron en el capítulo IV utilizando regresión logística uniecuacional.

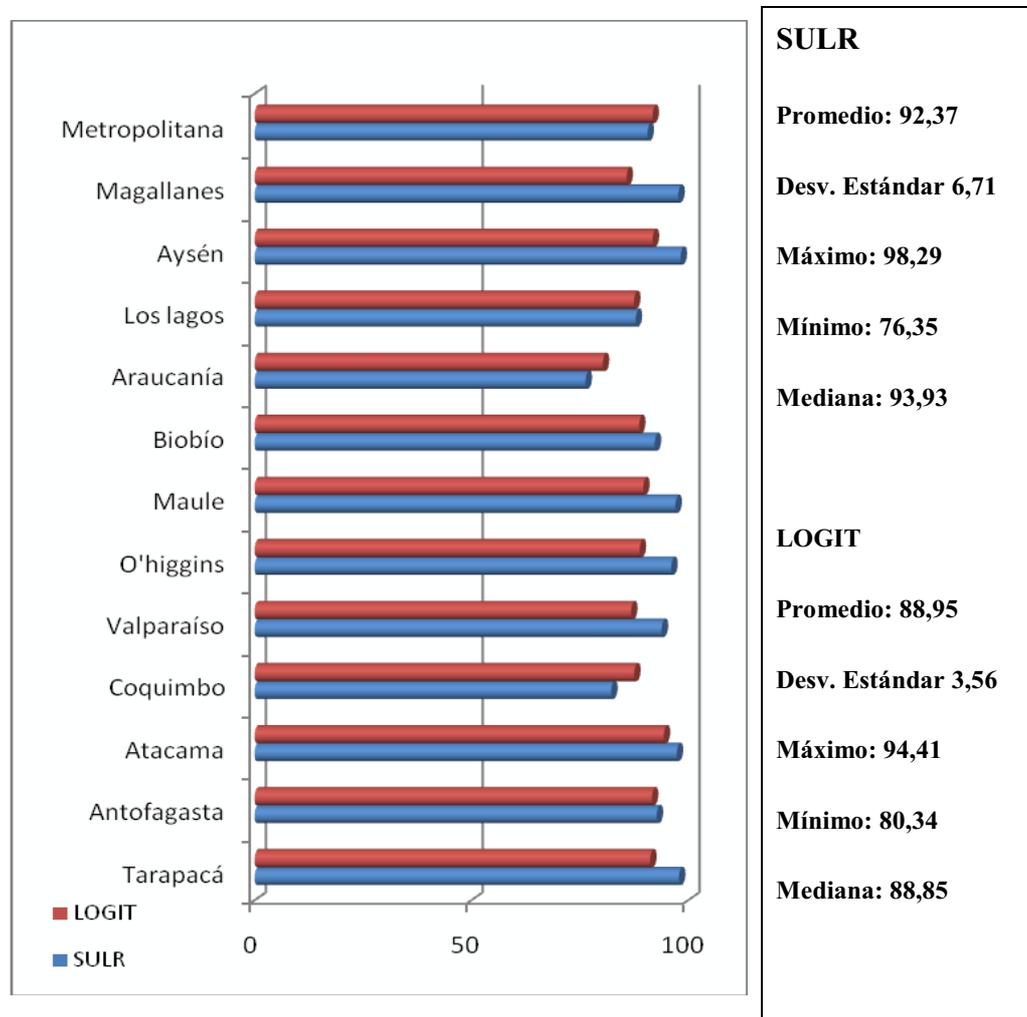
Una primera mirada indica que en general se obtienen conclusiones muy parecidas. Sin embargo, se observan algunas diferencias. Para este análisis, se presenta primero la comparación de las probabilidades de la mujer con las características de referencia utilizada en el estudio y luego se realiza una comparación por variable.

Comparación de probabilidades de la mujer con las características de referencia

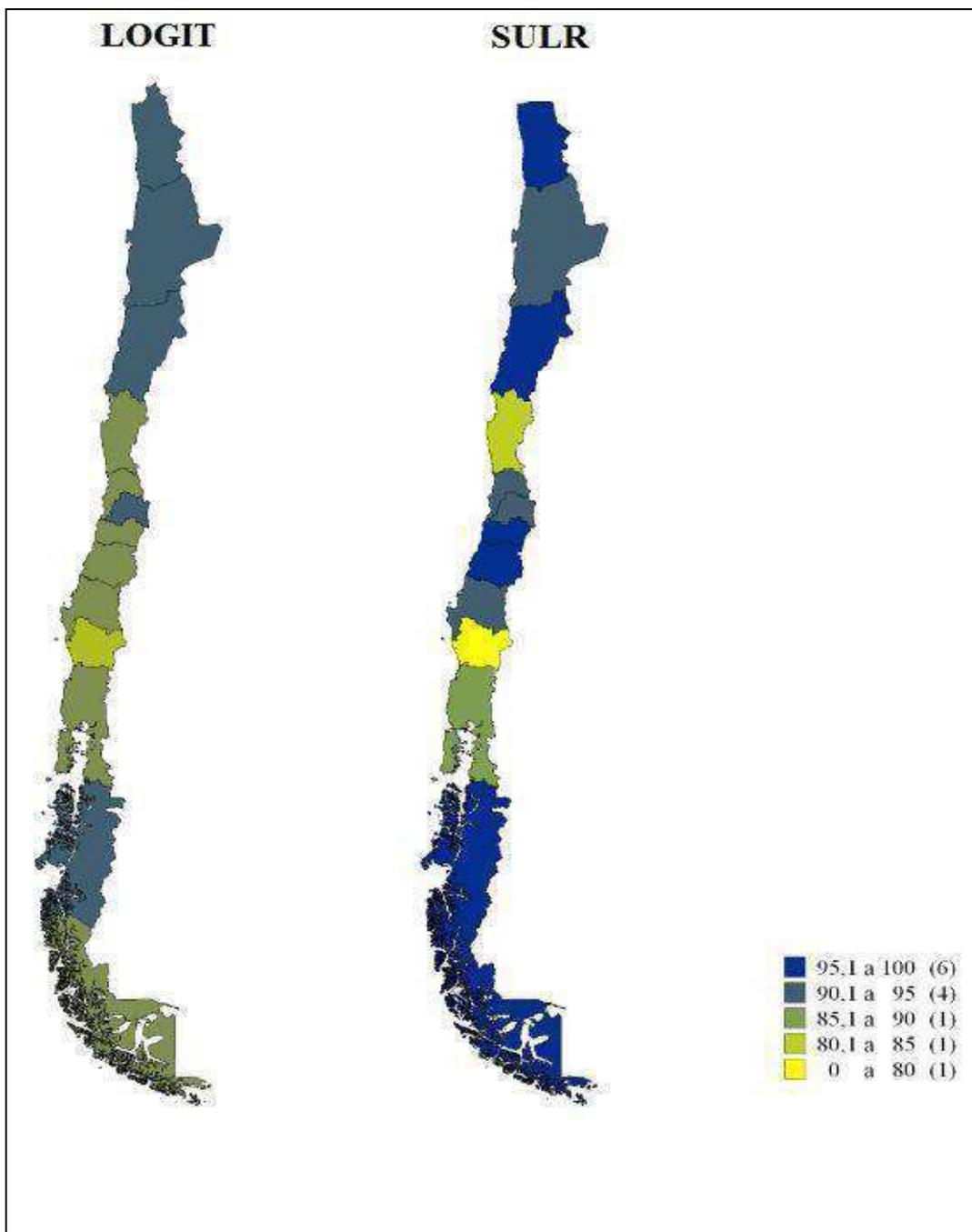
En este grupo, se encuentran las mujeres de 30 a 44 años edad, sin educación media completa, solteras, sin hijos y sin otros ingresos en el hogar. Ellas tienen una probabilidad media de participar en el mercado laboral, según la metodología SULR del 92,37%, es decir, 3,42 puntos más que mediante la regresión logística.

Como se aprecia en el gráfico 1, se obtienen mayores probabilidades mediante SULR, para todas las regiones, excepto para la Metropolitana, Araucanía y Coquimbo. Además, las diferencias entre regiones son mayores en el modelo SULR. La menor probabilidad se obtiene en ambos modelos para la Región de la Araucanía, pero en el propuesto toma un valor inferior en 4 puntos

Gráfico 1: Probabilidad de participar del grupo de referencia



Esta comparación se aprecia con mayor claridad en los dos mapas de Chile siguientes. En cada uno de ellos se ilustran las probabilidades estimadas, en un mediante la metodología SULR y en otro mediante LOGIT, indicándose con color más oscuro las regiones que obtienen mayor probabilidad y en color más suave aquellas regiones cuyas probabilidades de participación son menores. Claramente con el método SURL se observan mayores diferencias regionales.



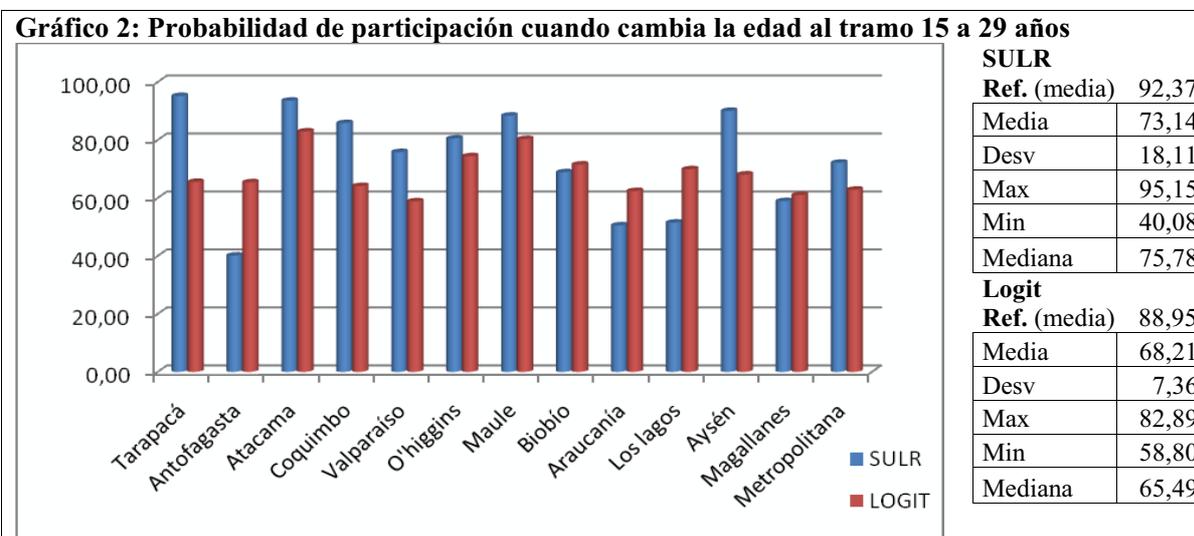
Mapa V. 1: Probabilidades de Participación Laboral de mujeres con las características del grupo de referencia

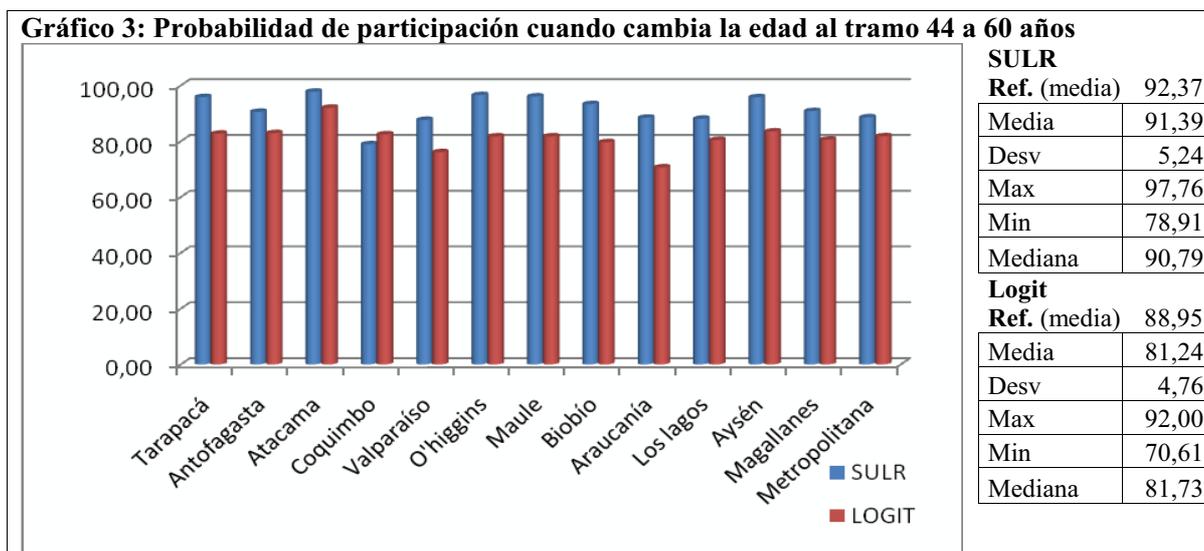
Cambio en el tramo de edad

En los gráficos 2 y 3 se aprecia cuál es el impacto en la probabilidad de participar que tiene el cambio en el tramo de edad, con respecto del grupo de referencia. Como se observa ambos modelos coinciden, en media, con lo que establece la teoría expuesta en el capítulo I. Tanto las mujeres más jóvenes como las de mayor edad poseen una probabilidad de participar en el mercado de trabajo menor que las de edad comprendida entre 30 y 44 años. En el promedio de ambos casos, el modelo logit estima un impacto mayor.

Se observa que, para algunas regiones, como Magallanes, Los Lagos, Araucanía, Biobío y Antofagasta, la probabilidad de ser activa de una mujer de 15 a 29 años, con las otras variables iguales a la de referencia, es mayor en el modelo logit. Para todas las otras regiones sucede lo contrario, con el modelo SULR se obtiene mayor probabilidad.

En las mujeres de mayor edad, se estima una mayor probabilidad con el modelo SULR, en todas las regiones, salvo Coquimbo.



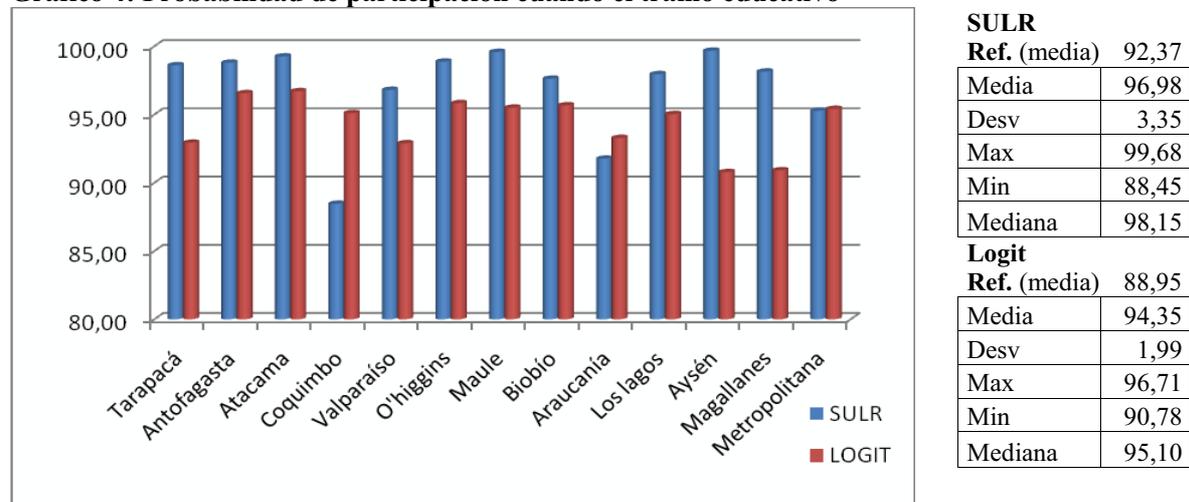


Variación en el nivel educativo

Las mujeres que tienen entre 30 y 44 años de edad, que son solteras, no tienen niños ni otros ingresos en el hogar y al menos han cursado educación media completa, poseen una alta probabilidad de participar, mayor que la de referencia, en todas las regiones y en ambos modelos.

Como se observa en el gráfico 4, la probabilidad de participar es más alta con el modelo SULR. En media, esta variable impacta ligeramente más con la metodología logit (de 88,95 a 94,35) que con el SULR (de 92,37 a 96,98). Constituyen la excepción las regiones de Coquimbo, Araucanía y Metropolitana. En esta última, los resultados son prácticamente iguales.

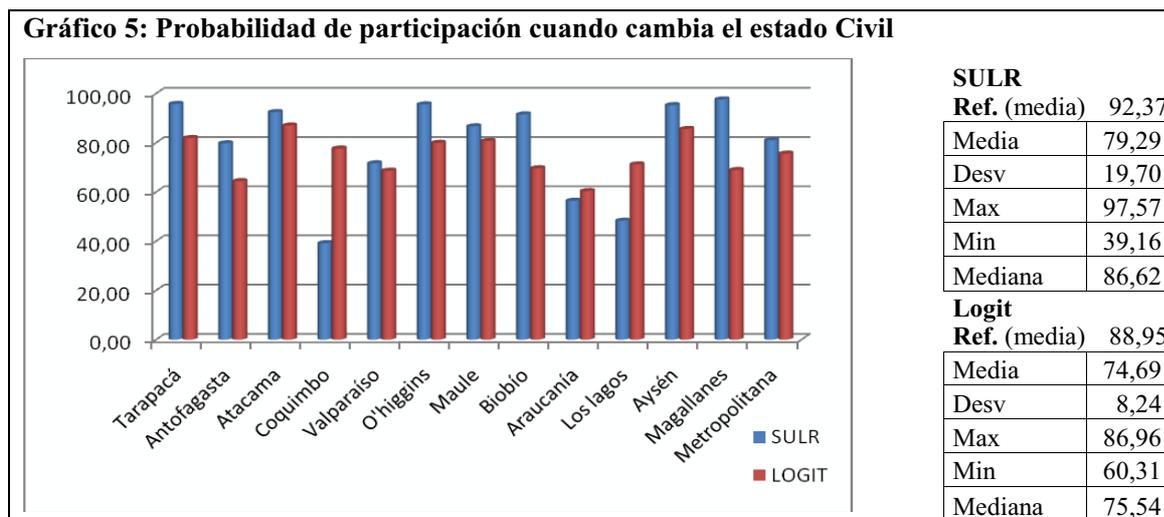
Gráfico 4: Probabilidad de participación cuando el tramo educativo



Cambios en el estado civil

Para todas las regiones, ambos modelos confirman que una mujer casada tiene menor probabilidad de participación laboral que una soltera. Además, como se aprecia en el gráfico 5, nuevamente la probabilidad de participar es más alta en el modelo SULR, con excepción de las regiones de Coquimbo, Araucanía y Los Lagos. Los datos además indican una fuerte dispersión entre regiones y la variación de la probabilidad con respecto al sujeto de referencia es notable, principalmente en el modelo SULR.

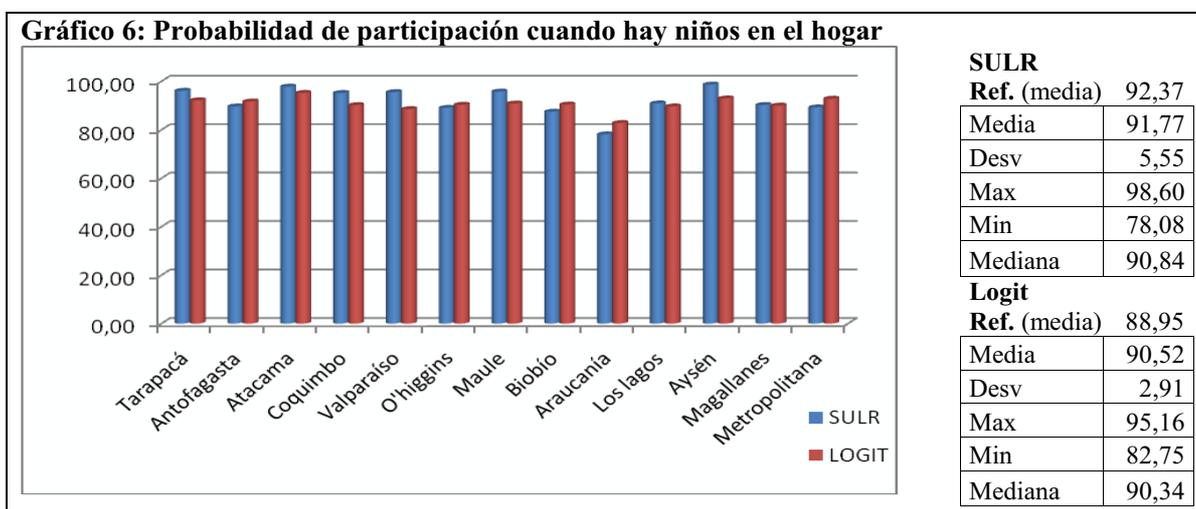
Gráfico 5: Probabilidad de participación cuando cambia el estado Civil



Niños en el hogar

No es tan claro el impacto que un cambio en esta variable produce. Efectivamente, la probabilidad media de ser activa disminuye en el modelo SULR y aumenta en el logit, aunque las diferencias son muy pequeñas. Con ello, la probabilidad estimada de ambos modelos, en todas las regiones, es muy cercana.

Según los resultados de la metodología logit, la variable niños en el hogar no es muy relevante en ninguna de las regiones. Sin embargo, el procedimiento SULR observa ciertas diferencias regionales (gráfico 6), de hecho la desviación estándar del SULR es mayor a la desviación estándar del Logit.

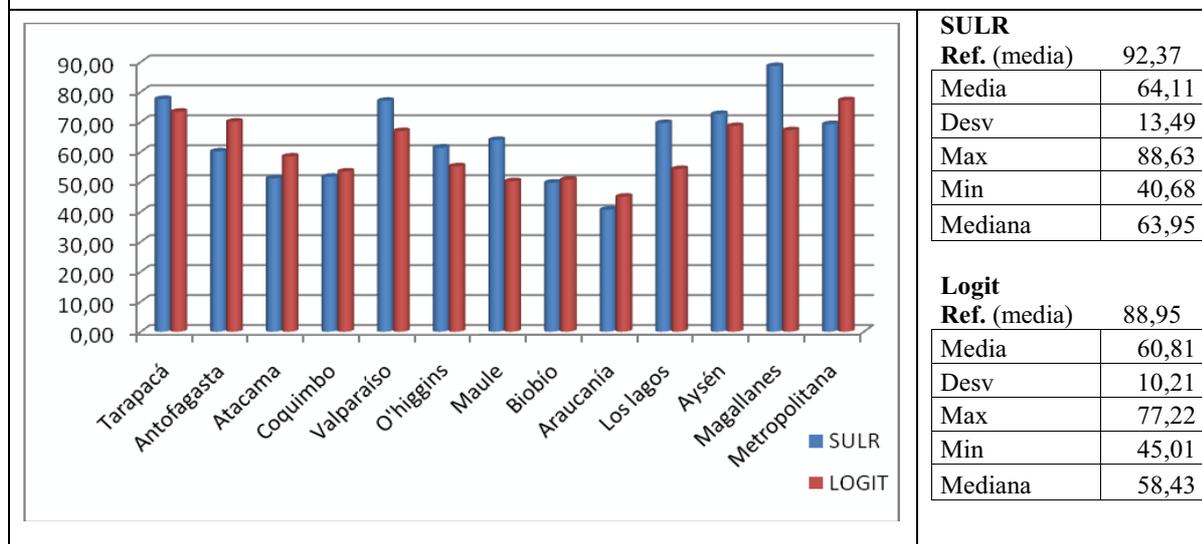


Otros ingresos en el hogar

Claramente, contar con otros ingresos en el hogar influye negativamente en la decisión de participar en el mercado laboral. Ambos modelos lo confirman para todas las regiones.

Además, los impactos son relativamente altos, de manera tal que con el modelo SULR se estima que la probabilidad media de participar de mujeres con otros ingresos en el hogar cae 28,26 puntos respecto a la de referencia. Los resultados para el modelo Logit son muy similares con una dispersión ligeramente menor.

Gráfico 7: Probabilidad de participación cuando hay otros ingresos en el hogar



4.5. Contrastes de igualdad de coeficientes entre regiones

Hasta ahora lo que se ha hecho es interpretar los coeficientes del modelo propuesto, ver la significación de las variables explicativas y comparar los resultados con la de los modelos logit uniecuacionales estimados en el capítulo anterior. Pues bien, aquí se plantea investigar si existe evidencia que muestre si algunas regiones son similares en cuanto al comportamiento de las variables explicativas del modelo. Para ello se utilizará el test de Wald.

Al inicio de este capítulo se ha planteado que el objetivo aquí es proponer una metodología que permita explicar correctamente la participación laboral femenina en las regiones de Chile, así como las disparidades existentes, en cuanto a ese fenómeno, entre dichas regiones. Pues bien, en este punto se pone de manifiesto una de las contribuciones fundamentales que proporciona la metodología que se propone en esta tesis: Permite realizar contrastes, combinando información relativa a todas las regiones.

Las razones que explican las diferencias significativas entre regiones en cuanto a la probabilidad de las mujeres de participar en el mercado laboral y la distinta contribución de las variables explicativas en las diversas regiones, se encuentran en las causas que impiden la movilidad laboral.

Uno de los factores que, según los estudios relacionados, explica los problemas de movilidad es la distancia entre regiones. Por esa razón, aquí se probará la hipótesis nula de igualdad de coeficientes para regiones cercanas. Por ejemplo: las regiones de Valparaíso y Metropolitana son adyacentes, por lo que es de esperar que entre ambas exista movilidad laboral. De este modo, no debería haber diferencias significativas en cuanto al efecto de las variables explicativas sobre la variable dependiente en dichas regiones.

En el cuadro 9 se expone la hipótesis nula de igualdad de los coeficientes para cada par de regiones adyacentes, el valor de Chi-cuadrado y la probabilidad asociada al contraste. Se observa que, a un nivel de significación de un 5%, la hipótesis nula se rechaza en varios casos, esto es, se concluye que existen diferencias significativas en el efecto de algunas de las variables explicativas entre las regiones adyacentes de: Tarapacá y Antofagasta, Antofagasta y Atacama, Atacama y Coquimbo, Metropolitana y O'Higgins, Los Lagos y Aysén, Aysén y Magallanes.

Por otra parte, no se rechaza la hipótesis nula para las otras regiones, es decir, se acepta que entre esas regiones no existen diferencias significativas en el efecto de las variables sobre el fenómeno estudiado. Esto ocurre entre las regiones de: Coquimbo-Valparaíso, Valparaíso-Metropolitana, O'Higgins-Maule, Maule-Biobío, Biobío-Araucanía y Araucanía-Los Lagos.

Cuadro 9: Prueba de Wald, igualdad de coeficiente por regiones adyacentes.

	Null Hypothesis:	Chi-square	Probability
Tarapacá-Antofagasta	$C(1)=C(8), C(2)=C(9), C(3)=C(10), C(4)=C(11), C(5)=C(12), C(6)=C(13), C(7)=C(14)$	21,061	0,004
Antofagasta-Atacama	$C(8)=C(15), C(9)=C(16), C(10)=C(17), C(11)=C(18), C(12)=C(19), C(13)=C(20), C(14)=C(21)$	35,776	0,000
Atacama-Coquimbo	$C(15)=C(22), C(16)=C(23), C(17)=C(24), C(18)=C(25), C(19)=C(26), C(20)=C(27), C(21)=C(28)$	20,956	0,004
Coquimbo-Valparaíso	$C(22)=C(29), C(23)=C(30), C(24)=C(31), C(25)=C(32), C(26)=C(33), C(27)=C(34), C(28)=C(35)$	8,327	0,305
Valparaíso-Metropolitana	$C(29)=C(85), C(30)=C(86), C(31)=C(87), C(32)=C(88), C(33)=C(89), C(34)=C(90), C(35)=C(91)$	8,214	0,314
Metropolitana-O'Higgins	$C(85)=C(36), C(86)=C(37), C(87)=C(38), C(88)=C(39), C(89)=C(40), C(90)=C(41), C(91)=C(42)$	20,604	0,004
O'Higgins-Maule	$C(43)=C(36), C(44)=C(37), C(45)=C(38), C(46)=C(39), C(47)=C(40), C(48)=C(41), C(49)=C(42)$	11,446	0,120
Maule-Biobío	$C(43)=C(50), C(44)=C(51), C(45)=C(52), C(46)=C(53), C(47)=C(54), C(48)=C(55), C(49)=C(56)$	10,755	0,150
Biobío-Araucanía	$C(57)=C(50), C(58)=C(51), C(59)=C(52), C(60)=C(53), C(61)=C(54), C(62)=C(55), C(63)=C(56)$	11,267	0,127
Araucanía-Los Lagos	$C(57)=C(64), C(58)=C(65), C(59)=C(66), C(60)=C(67), C(61)=C(68), C(62)=C(69), C(63)=C(70)$	7,084	0,420
Los Lagos-Aysén	$C(71)=C(64), C(72)=C(65), C(73)=C(66), C(74)=C(67), C(75)=C(68), C(76)=C(69), C(77)=C(70)$	14,584	0,042
Aysén-Magallanes	$C(71)=C(78), C(72)=C(79), C(73)=C(80), C(74)=C(81), C(75)=C(82), C(76)=C(83), C(77)=C(84)$	14,231	0,047

Fuente: Elaboración propia

Al analizar los coeficientes se observan características similares entre las regiones de Tarapacá y Magallanes. Son las dos regiones extremas de Chile, una en el Norte y la otra en el Sur, la distancia entre sus capitales regionales es de más de 5000 kilómetros. De los resultados del cuadro 10, se deduce que efectivamente en este caso no se rechaza la hipótesis nula, es decir, el efecto de las variables explicativas sobre la participación laboral es el mismo, en las dos regiones extremas.

Una posible explicación a la conclusión anterior tiene que ver con las características de aislamiento comunes a las dos regiones. La distancia de ambas a las zonas centrales del país se ve ampliada por otros factores geográficos, tales como el desierto en el norte y los canales y el mar en el sur.

Cuadro 10: Prueba de Wald, igualdad de coeficientes entre Regiones de Tarapacá y Magallanes

Null Hypothesis:	Chi-square	Probability
$C(1)=C(78), C(2)=C(79), C(3)=C(80), C(4)=C(81), C(5)=C(82), C(6)=C(83), C(7)=C(84)$	11,903	0,104

Fuente: Elaboración propia.

Sin embargo, al analizar si se verifica igualdad entre cada coeficiente de cada región, se aprecia que para el coeficiente que acompaña la variable EDAD1 hay evidencia que permite rechazar la hipótesis de igualdad.

Por otro lado, se ha indicado que, según resultados de la estimación, la variable asociada a otros ingresos en el hogar es la más importante para explicar la participación laboral de las mujeres de todas las regiones chilenas. Al realizar el contraste de igualdad del coeficiente que acompaña a esta variable, para todas las regiones, se obtiene evidencia suficiente para rechazar la hipótesis de igualdad. Esto significa que los impactos de la variable para explicar la participación laboral de las mujeres son, como era de esperar, diferentes en las distintas regiones (cuadro 11).

La metodología utilizada en esta tesis tiene la ventaja de que, como se está mostrando, permite hacer un análisis comparativo muy extenso y pormenorizado, de forma que se puede ahondar en las diferencias regionales de participación laboral femenina y en sus causas, respondiendo a múltiples preguntas. Por ejemplo ¿la variable posee el mismo impacto en todas las regiones?, ¿posee el mismo impacto en cierto grupo de regiones?

Para responder a las preguntas anteriores, se ha definido tres grupos de regiones, de acuerdo con los resultados de las probabilidades obtenidas en el modelo SULR y en el mapa presentado en el punto 4.4.

Los grupos están formados de la siguiente forma:

Grupo 1 formado por las regiones que tienen mayor probabilidad de participación: Tarapacá, Atacama, O'Higgins, Maule, Aysén y Magallanes

Grupo 2 formado por las regiones que tienen una probabilidad de participación media: Antofagasta, Valparaíso, Biobío y Metropolitana.

Grupo 3 formado por las regiones que tienen baja probabilidad de participación: Coquimbo, Araucanía y Los Lagos.

Se han realizado los contrastes pertinentes y los resultados (cuadro 11) muestran que sólo en el Grupo 3 no hay evidencia que permita rechazar la hipótesis nula. Es decir, la variable otros ingresos no tiene el mismo impacto en todas las regiones del país; tampoco en el grupo 1, ni en el grupo 2. Sin embargo, la variable tiene el mismo impacto precisamente en el grupo de regiones de regiones con menor probabilidad de participación laboral femenina³⁴.

Se ha aplicado el mismo procedimiento a la variable asociada al nivel educativo. Los resultados (cuadro 11) muestran que igual que en el caso anterior, se rechaza la hipótesis de igualdad de coeficientes para todas las regiones. También se rechaza para las regiones del grupo 1, pero los coeficientes son iguales en el grupo 2 (regiones con participación media) y dentro del grupo 3 (participación baja)

Cuadro 11: Prueba de Wald, igualdad de coeficientes entre regiones variables, OTROSING Y EDUCACIO

Variable	REGIONES	Null Hypothesis:	Chi-square	Probability
OTROSING	TODAS	C(7)=C(14)=C(21)=.....=C(77)=C(84)=C(91)	38,479	0,0001
OTROSING	GRUPO1	C(8)=C(15)=C(9)=C(16)=C(10)=C(17)=C(11)	221016,1	0,000
OTROSING	GRUPO2	C(15)=C(22)=C(16)=C(23)	12468,3	0,000
OTROSING	GRUPO3	C(22)=C(29)=C(23)	0,377	0.828
EDUCACIO	TODAS	C(4)=C(11)=C(18)=.....=C(74)=C(81)=C(88)	35,625	0.000
EDUCACIO	GRUPO1	C(85)=C(36)=C(86)=C(37)=C(87)=C(38)	92,262	0.000
EDUCACIO	GRUPO2	C(43)=C(36)=C(44)=C(37)	4,755	0.190
EDUCACIO	GRUPO3	C(43)=C(50)=C(44)	3,051	0,217

³⁴ Para mayor claridad en la exposición, se habla del impacto de una variable sobre la probabilidad de participación, aunque estrictamente es sobre la variable dependiente que, como se ha explicado no es P_i sino $\ln \frac{P_i}{1 - P_i}$

La mayoría de las políticas públicas en Chile se aplican sin considerar el factor regional y la media nacional se acerca a lo que ocurre en la región Metropolitana, pues concentra un tercio de la población de Chile. Ahora, ¿la región Metropolitana es representativa, en cuanto al tema investigado, del resto de las regiones de Chile? Por ejemplo ¿la variable otros ingresos tiene el mismo efecto sobre la variable dependiente en la región Metropolitana que en la región de Atacama?

Se ha realizado el contraste para cada una de las 12 regiones restantes la conclusión es que se rechaza la hipótesis de igualdad para cuatro regiones de Chile, Atacama, B. O'Higgins, el Maule, Los Lagos y Aysén. Las políticas públicas deberían tener en cuenta que el impacto de otros ingresos sobre la variable dependiente es diferente en estas cuatro regiones y, por lo tanto, si se desea impulsar la participación laboral femenina, serán necesarias medidas específicas.

En definitiva, algunas variables tienen el mismo efecto sobre la participación laboral femenina en distintas regiones, pero en otras el impacto es diferente. La metodología permite, como se ha visto, realizar múltiples aplicaciones, entre ellas, encontrar grupos de regiones que tienen comportamientos similares. En este capítulo no se va a seguir profundizando, ya que el objetivo no es agotar todas las posibilidades, sino abrir un campo en el tema de las comparaciones regionales y dejarlo abierto para futuras investigaciones.

5. Conclusiones

En este trabajo, se ha planteado el objetivo de estudiar las diferencias regionales en cuanto al efecto de las variables que explican la participación laboral de las mujeres en Chile. Para lograrlo, en este capítulo se aporta una forma de modelar distinta a la que se realiza en la mayoría de los estudios, mediante un procedimiento de estimación con información completa, que aquí se ha denominado estimación de un sistema de ecuaciones simultáneas logísticas que aparentemente no están relacionadas, (Seemingly Unrelated Logit Regressions, SULR), bajo la hipótesis de correlación entre los términos

de perturbación de las ecuaciones que representan la probabilidad de participación en cada una de las regiones de Chile. Se recordará que en el capítulo anterior se aborda el trabajo en la forma habitual en este tipo de investigación, modelando separadamente región por región. Sin embargo, ese método sólo proporcionaría los mejores estimadores y los contrastes correctos si las perturbaciones de distintas ecuaciones no estuvieran correlacionadas.

La hipótesis de este capítulo se sustenta en que la decisión de las mujeres de participar en el mercado laboral depende no sólo de las variables ya expuestas, que si bien inciden en el salario esperado o en el salario de reserva, no recogen otros factores determinantes, económicos y sociales, asociados al comportamiento del mercado de trabajo chileno. Al modelar en forma separada, como cada ecuación representa una región distinta, no se puede incluir esta información agregando variables explicativas, ya que tomaría un valor constante para todas las mujeres de la misma región. Por lo tanto, esa información que no aparece en forma explícita queda recogida en las perturbaciones de cada ecuación. En consecuencia, es razonable esperar que las perturbaciones de distintas ecuaciones estén correlacionadas.

Pues bien, se probó que efectivamente existe correlación entre las perturbaciones de las ecuaciones correspondientes a distintas regiones. Por lo tanto, la forma más correcta de modelar es en forma conjunta, aplicando un caso particular de los sistemas de ecuaciones simultáneas, un sistema de ecuaciones aparentemente no relacionadas (Seemingly Unrelated Regression, SUR). Como hay correlación entre las perturbaciones de las distintas ecuaciones, el estimador que se obtiene estimando cada ecuación por separado no es el más eficiente, ni siquiera asintóticamente. El mejor estimador se obtiene estimando el conjunto de las ecuaciones como un sistema de ecuaciones simultáneas. De hecho se obtiene el más eficiente asintóticamente, dado que no es posible obtener el más eficiente. A partir de él se obtienen las distribuciones asintóticas correctas, que permiten realizar de forma adecuada la inferencia.

Sin embargo, el problema de participación laboral se ha planteado en este caso mediante modelos logit, por lo tanto ha sido preciso integrar las metodologías logit y

SUR en un único procedimiento, que proporcione el mejor estimador y que permita realizar adecuadamente los contrastes estadísticos necesarios para alcanzar los objetivos planteados. A ese procedimiento se le ha denominado Sistema de Ecuaciones Logísticas Aparentemente no Relacionadas (Seemingly Unrelated Logit Regression, SULR).

Para que el procedimiento econométrico aportado en la tesis sea válido, es necesario asegurar una serie de supuestos estadísticos en las distintas etapas del proceso. Para ello, en este capítulo se han realizado diversas tareas, como:

- ✓ Transformar el sistema en uno de ecuaciones lineales. Para ello, se ha usado el procedimiento logit con datos agrupados.
- ✓ Abordar el problema de un sistema con distinto número de observaciones en sus ecuaciones.
- ✓ Asegurar ausencia de autocorrelación en cada una de las ecuaciones.
- ✓ Asegurar homoscedasticidad en cada ecuación logit con datos agrupados. Para ello se ha estimado una ecuación por MCGF.
- ✓ Contrastar correlación entre las perturbaciones de las ecuaciones del sistema.
- ✓ Estimar en forma consistente cada elemento de la matriz, de varianzas y covarianzas de las perturbaciones.

Las últimas dos tareas han precisado la adaptación de las expresiones matemáticas al caso de distinto número de observaciones en las ecuaciones del sistema. Una vez aplicado todo el procedimiento, explicado en detalle en las páginas anteriores, se tiene un sistema de ecuaciones logísticas, una por cada región, con distinto número de observaciones, estando una de ellas ponderada para eliminar la heteroscedasticidad. Finalmente, se resuelve el sistema como un SUR, y se obtienen estimadores con las mismas propiedades asintóticas que el estimador de Aitken o verdadero estimador de MCG: Consistentes, asintóticamente eficientes y asintóticamente normales. Además,

con el propósito de acercarse numéricamente al verdadero estimador de Aitken, se itera el procedimiento.

Obtenidos los estimadores y vistas sus propiedades, se ha realizado la inferencia estadística y el análisis de los resultados del modelo propuesto.

Se concluye que una mujer con edad entre 30 y 44 años, sin educación media completa, soltera, sin niños menores de 9 años y sin otros ingresos en el hogar, tiene asociada en promedio regional, una probabilidad de un 92,37% de participar en el mercado laboral en Chile.

La variable que más determina los resultados es la relativa a otros ingresos en el hogar. En todas las regiones esa variable es significativa para explicar la participación laboral femenina, de manera que poseer otros ingresos reduce la probabilidad de ser activa en todas las regiones. Por el contrario, como era de esperar, poseer mayores niveles educativos aumenta la probabilidad de participación en todas las regiones.

Además, se confirma que estar casada o tener pareja disminuye la probabilidad de participar. Sin embargo, en cuanto a esta variable, se produce una alta dispersión entre unas y otras regiones. En el caso de las mujeres jóvenes (15 a 29 años de edad) se estiman diferencias importantes en probabilidad entre regiones.

Un impacto más heterogéneo poseen las variables referidas a tener más de 44 años de edad, o tener niños pequeños en el hogar (de cero a 9 años de edad). En algunas regiones, afectan negativamente a la participación laboral de la mujer, como se menciona en otros estudios. Sin embargo, en otras regiones el impacto es positivo. Además, son variables poco significativas a nivel individual.

Por otro lado, la metodología propuesta permite realizar contrastes, combinando información relativa a todas las regiones. En este sentido, se pueden analizar múltiples hipótesis, para llegar a conclusiones interesantes. Por ejemplo, hay evidencia para no rechazar las variables explicativas que tienen la misma influencia para explicar la participación laboral en algunas regiones ubicadas en el centro del país. Al contrario, se rechaza la hipótesis de igualdad de coeficientes entre las regiones del norte (Tarapacá,

Antofagasta, Atacama y Coquimbo) y también entre las del sur (Araucanía, Los Lagos, Aysén y Magallanes). Se sospecha que estas diferencias se vinculan a que las distancias geográficas entre estas regiones son mayores, lo que afecta a la movilidad laboral.

También se ha probado que en las regiones extremas de Chile las variables explicativas del modelo tienen el mismo efecto sobre la participación laboral de las mujeres. Efectivamente, no se rechaza la hipótesis nula de igualdad de coeficientes entre Tarapacá y Magallanes. Una causa posible la constituyen las características de aislamiento que poseen estas zonas del país, afectadas por las fricciones del territorio geográfico.

Finalmente, se observa que los resultados del modelo SULR iterado arrojan probabilidades medias más altas que las de los modelos logit, estimados en el capítulo anterior. Efectivamente, para la mayoría de las regiones se estiman probabilidades de participar mayores, pero además con mayor dispersión entre regiones. Sin embargo, cuando cambian las variables explicativas, con los modelos logit se estiman mayores impactos en la probabilidad final.

Es así como en este capítulo se ha propuesto una nueva forma de modelar, que arroja mejores estimadores, dada la existencia de correlación entre las perturbaciones de las distintas ecuaciones.

Aunque los resultados en cuanto a probabilidades estimadas e impactos sobre la mujer de referencia no son muy distintos de los del capítulo anterior, sí que hay algunas diferencias importantes en varios aspectos y regiones. Pero sobre todo, conviene destacar que la metodología aportada en este capítulo, aunque es muy compleja y laboriosa, proporciona resultados de mayor validez estadística y permite realizar contrastes de hipótesis conjuntas, en los que se combina información sobre distintas regiones, objetivo que no alcanza la metodología convencional.

Capítulo VI.

Confirmación de supuestos a través de un modelo logístico uniecuacional con variables regionales

1. Introducción

Esta investigación tiene como preocupación principal estudiar las diferencias regionales en la participación laboral de las mujeres de Chile.

Con el trabajo realizado en la tesis se ha logrado probar que la metodología que normalmente se utiliza para estudiar la participación laboral, esto es, a partir de modelos de elección binaria individuales, no es la más adecuada para realizar comparaciones regionales.

El argumento fundamental es que para estudiar las diferencias regionales en participación laboral, los modelos deben incorporar información de las características de la región. En los modelos de elección discreta individuales esa información queda recogida en las perturbaciones de cada ecuación. Al estimar separadamente cada una, se ignora la posible correlación entre perturbaciones de distintas ecuaciones y, por lo tanto, no se obtienen los mejores estimadores ni se realiza correctamente la inferencia.

En el capítulo V se ha diseñado una metodología alternativa. Partiendo de trece ecuaciones logísticas, una para cada región, del capítulo IV, se ha construido un modelo multiecuacional, para el que se ha probado la existencia de correlación entre perturbaciones de distintas ecuaciones. Considerando esa correlación entre perturbaciones de distintas regiones, se han obtenido estimadores con buenas propiedades y se han realizado los contrastes en forma correcta. De esta forma, sea estimado el impacto diferenciado (entre regiones) que producen, en la participación laboral de las mujeres, los cambios en las variables que la determinan.

En esta lógica este capítulo aporta otra mirada del fenómeno, ya que en él se presenta una forma alternativa de modelar que incorpora explícitamente información regional. Aquí se plantea verificar el efecto que tendrían algunas variables asociadas al comportamiento social y económico de las regiones, en la participación laboral de las mujeres. Se trata de estimar un modelo logit único para todo el país, que incorpore variables asociadas al comportamiento económico y social de las regiones que se supone afectan al salario esperado y de reserva de la mujer. En coherencia con el planteamiento y

resultados de capítulo anterior, se espera que esas nuevas variables, que recogen explícitamente aspectos regionales, sean significativas para explicar la participación laboral femenina en Chile. En definitiva en este capítulo se utiliza un enfoque diferente para confirmar los supuestos y los resultados del capítulo anterior.

Conviene advertir que en este capítulo no se pretende un modelo cerrado en cuanto a su correcta especificación, sino que estas páginas deben entenderse como un pequeño ejercicio que confirme la necesidad de considerar el conjunto de regiones en un contexto común, como se ha dicho en el capítulo anterior.

La advertencia es importante, porque, como se verá a continuación, se dejará para una futura investigación la obtención de un modelo perfectamente especificado, para lo cual será necesario comprobar los supuestos estadísticos y dependiendo de los resultados, deberá utilizarse uno u otro método de estimación.

En lo que sigue, el capítulo se estructura de la siguiente forma: en primer lugar se argumenta la metodología utilizada y el modelo propuesto; luego se presentan los resultados de la estimación; posteriormente se evalúan y finalmente se realiza el análisis de resultados y se obtienen conclusiones.

2. Metodología

Todos los estudios revisados en los primeros capítulos de esta tesis coinciden en que, en los modelos de participación laboral, la decisión tiene que ver con dos elementos: salario de reserva y salario de mercado. Se supone que los sujetos toman decisiones en forma racional, tratando de maximizar su utilidad, y por lo tanto, las mujeres participarán en el mercado laboral cuando su salario de mercado sea mayor que el salario de reserva; lo contrario sucederá cuando el salario de reserva sea mayor.

Tanto el salario de reserva como el de mercado no son observables directamente, sino que se consideran variables latentes que se estiman a partir de características personales del individuo. Pues bien, aquí se plantea que dichas variables también estarían afectadas por factores regionales que influyen en la movilidad laboral. Así, dos mujeres ubicadas en regiones distintas que tienen iguales características personales, en cuanto a

edad, estado civil, educación, niños, ingresos, podrían tomar decisiones de participación laboral distintas. Ello se explicaría porque la decisión depende, además, de otras variables asociadas a la región donde vive cada una.

Siguiendo con la situación expuesta, si una de las mujeres del ejemplo decide no participar, siendo coherente con lo planteado hasta ahora, será porque, para ella, el valor del salario de mercado es menor que el de reserva; en cambio, para la que opta por participar ocurre lo contrario. Entonces, parece evidente que otras variables, esto es, características asociadas a la región donde vive la mujer, influyen en la decisión. Luego hay factores que determinan la variable dependiente, que se asocian al comportamiento regional, y no a características personales como la que hasta ahora se han incluido explícitamente en los modelos. Puede ser que las expectativas de salario sean distintas entre las regiones, lo que dependerá de otras variables como salarios medios, niveles de desempleo, etc. Estas diferencias en participación entre regiones persistirán mientras haya factores que impidan la movilidad laboral.

La metodología que se va a utilizar para confirmar la necesidad de estimar conjuntamente las ecuaciones regionales (capítulo V), a través de otro enfoque, consiste en estimar la probabilidad de participación de las mujeres considerando una muestra formada por todas las mujeres del país, es decir, se estimará una única ecuación, pero entre las variables explicativas se incluirán las variables asociadas a la región, de manera que se espera que éstas sean significativas. En concordancia con los capítulos anteriores, se planteará una ecuación logística.

Ahora bien, se hará el supuesto de que todas las variables explicativas siguen siendo exógenas. Dicho supuesto es muy restrictivo y posiblemente irreal. Pero el análisis de ese tema se deja para futuras extensiones de esta tesis.

En definitiva, bajo el supuesto de exogeneidad de las variables explicativas, la ecuación se estimará por máxima verosimilitud.

3. Modelo propuesto

Como ya se ha dicho, aquí se propone incluir en una sola ecuación de participación laboral variables asociadas a las características de las mujeres que impactan en el salario esperado y de reserva y variables asociadas al comportamiento económico y social de las regiones.

La teoría económica indica que las diferencias regionales en participación responden a problemas de movilidad laboral entre las regiones. De acuerdo a estudios realizados para Chile (Aroca y Lufin, 1998; Aroca et al., 2001 y 2002; y Aroca, 2003), algunos de factores que explicarían la movilidad laboral, en particular los determinantes de las migraciones interregionales, son las siguientes: tamaño poblacional, distancia, amenidades, costo de la vida, relación entre tamaño poblacional urbano y rural, redes de información, financiamiento, estructura familiar, ingreso futuro, programas sociales y crecimiento regional.

Conforme a lo planteado, la probabilidad de participar de una mujer i dependerá de la diferencia entre el salario esperado, W^e , y el salario de reserva, W^* , esto es, que la mujer decidirá participar si incorporarse al mercado del trabajo le proporciona mayor utilidad que no incorporarse. La probabilidad de participar en el mercado laboral se estima en función de los dos salarios y de los estimadores de los parámetros:

$$\hat{y}_i = \hat{p}_i = \Lambda(W_i^e, W_i^*, \hat{\beta}),$$

dónde,

- ✓ \hat{p}_i es la probabilidad estimada de que la mujer la mujer i participe
- ✓ W_i^e representa el salario esperado de la mujer i
- ✓ W_i^* representa el salario de reserva de la mujer i

Pues bien, como se ha dicho, el salario de reserva y el salario de mercado dependen de características personales como las estudiadas en los capítulos III y IV, y de otras asociadas a la región. Respecto a estas últimas se incluyen en este trabajo las variables tasa de desempleo regional (DESEMPL), ingreso medio regional (INGRESO)

que se transformó en su logaritmo (LNINGRESO), índice de desarrollo humano regional (IDH³⁵), producto interno bruto per cápita regional (PIB), también en logaritmo (LNPIB) y proporción de población urbana de cada región (PU).

La probabilidad de participar se estima como una función de las variables anteriores, además de las utilizadas en los capítulos precedentes:

$$\hat{y}_i = \hat{p}_i = \Lambda(EDAD1_i, EDAD3_i, EDUCACIO_i, CASADA_i, NINO9_i, OTROING_i, DESEMPLE_i, LNINGRESO_i, IDH_i, LNPIB_i, PU_i, \hat{\beta})$$

Siendo:

- ✓ $LNINGRESO_i$ el logaritmo natural del ingreso medio en la región donde vive la mujer i
- ✓ IDH_i , el índice de desarrollo humano de la región donde vive la mujer i
- ✓ $LNPIB_i$, el logaritmo natural del producto interno bruto de la región dónde vive la mujer i
- ✓ PU_i , la proporción de población urbana de la región donde vive la mujer i

La selección de variables se realizó considerando los antecedentes de la literatura económica sobre movilidad laboral en Chile y la disponibilidad de datos. El IDH se consideró como una variable cercana a la calidad de vida de las regiones. El siguiente cuadro muestra los datos utilizados:

³⁵ El IDH es un indicador sintético de desarrollo que incluye tres dimensiones, crecimiento económico, salud y educación.

Cuadro 1: Datos regionales: IDH, PIB per cápita, índice población urbana e ingresos medio

REGIONES	IDH(1)	PIBperc.(2)	IPU(3)	DESEMPLEO(4)	INGRESO MEDIO(5)
Tarapacá	0,785	2761,9	94,1	13,3	173801
Antofagasta	0,785	5604,4	97,7	13,0	230297
Atacama	0,753	2430,0	91,5	13,5	163639
Coquimbo	0,764	1399,3	78,1	11,6	189339
Valparaíso	0,780	1907,5	91,6	14,0	175713
O'Higgins	0,741	1801,9	70,3	11,1	155060
Maule	0,708	1383,0	66,4	10,7	168466
Biobío	0,735	1583,5	82,1	14,9	163087
Araucanía	0,721	1000,9	67,7	15,2	180665
Los lagos	0,725	1530,7	68,4	13,2	189701
Aysén	0,770	2014,0	80,5	7,8	202081
Magallanes	0,788	2866,1	92,6	4,6	303495
Metropolitana	0,812	2568,5	96,9	10,1	247018
Media	0,759	2219,4	82,9	11,8	195566
Mínimo	0,708	1000,9	66,4	4,6	155060
Máximo	0,812	5604,4	97,7	15,2	303495
Desv. Estándar	0,031	1168,6	11,9	3,0	41989

Fuente:

- (1) Informe de desarrollo humano, Naciones Unida, 2000
 (2) Banco Central de Chile: Estadísticas 2000
 (3), (4), (5) CASEN, 2000.

4. Resultados

Como se ha adelantado, para estimar el modelo, se ha realizado el supuesto de que las variables explicativas son exógenas, restricción muy cuestionable, dado el tipo de variables utilizadas³⁶.

Mediante la estimación MV de la ecuación logística, se obtienen los resultados que aparecen en el cuadro 2. Una opción alternativa es añadir todas las variables explicativas que se incluyeron en el modelo logit del Capítulo IV, esto es, las variables cruzadas, relacionadas con características personales. Los resultados de esta segunda estimación se exponen en el cuadro 3.

³⁶ Es de esperar que exista causalidad en ambos sentidos entre algunas variables explicativas y la variable dependiente. Por ejemplo, el PIB es un factor explicativo de la participación laboral, pero posiblemente, de forma simultánea, el PIB depende de la participación laboral. En este caso, evidentemente, el PIB sería una variable endógena.

Cuadro 2: Modelo 1, logit de participación laboral femenina (*)

VARIABLES	Coeficiente	ETD, Error	z-Statistic	Prob.
C	1,821293	1,014604	1,795078	0,0726
EDAD1	-0,908405	0,020321	-44,70225	0,0000
EDAD3	-0,349692	0,021067	-16,59886	0,0000
EDUCACIO	0,787700	0,019020	41,41367	0,0000
CASADA	-0,702054	0,018124	-38,73537	0,0000
NINO9	-0,050060	0,016720	-2,994032	0,0028
OTROSING	-1,663755	0,066769	-24,91826	0,0000
DESEMPLE	-0,043109	0,005922	-7,279875	0,0000
LNINGRESO	-0,562199	0,084294	-6,669514	0,0000
IDH	9,383772	0,804886	11,65851	0,0000
LNPIB	0,105965	0,045241	2,342246	0,0192
PU	-0,007320	0,002463	-2,971667	0,0030

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 3: Modelo 2, logit de participación laboral femenina, con variables cruzadas.

Variable	Coefficient	Std, Error	z-Statistic	Prob.
C	2,415597	1,029584	2,346187	0,0190
EDAD1	-1,297922	0,032719	-39,66878	0,0000
EDAD3	-0,664456	0,040348	-16,46799	0,0000
EDUCACIO	0,842837	0,048241	17,47148	0,0000
CASADA	-1,034044	0,037802	-27,35435	0,0000
NINO9	0,150463	0,024385	6,170291	0,0000
OTROSING	-1,614715	0,067354	-23,97372	0,0000
EDAD1*EDUCACIO	-0,572333	0,048642	-11,76619	0,0000
EDAD3*EDUCACIO	0,303999	0,060712	5,007192	0,0000
EDAD1*CASADA	1,159029	0,041808	27,72296	0,0000
EDAD3*CASADA	0,278673	0,047762	5,834644	0,0000
EDUCACIO*CASADA	0,504285	0,044472	11,33936	0,0000
NINO9*CASADA	-0,555365	0,034470	-16,11178	0,0000
DESEMPLE	-0,044196	0,006007	-7,357319	0,0000
LNINGRESO	-0,592877	0,085474	-6,936365	0,0000
IDH	9,539956	0,816312	11,68666	0,0000
LNPIB	0,106385	0,045862	2,319653	0,0204
PU	-0,008042	0,002498	-3,218986	0,0013

Fuente: Elaboración propia

5. Evaluación de los modelos

En futuras ampliaciones de esta investigación se analizará la exogeneidad de algunas variables explicativas, ya que ese supuesto determina el método de estimación adecuado. Si existen variables endógenas entre las explicativas, cuestión muy posible en este caso, el método de estimación más adecuado podría ser del tipo de los métodos de variables instrumentales (Mínimos Cuadrados en Dos Etapas, etc.), que, en este caso,

habría que adaptar a un modelo de variables dependientes cualitativas (Wooldridge, 2002: 472 p.).

Aquí el trabajo se ha limitado a estimar el modelo uniecuacional por Máxima Verosimilitud, bajo el supuesto de exogeneidad. Sobre el análisis de heteroscedasticidad y no normalidad en los modelos de variable dependiente cualitativa, se han hecho ciertas consideraciones en el capítulo IV y se puede consultar Cabrer, Sancho y Serrano (2001). No obstante, conviene advertir que no sería apropiado analizar la heteroscedasticidad ni la no normalidad en modelos con un error de especificación tan importante como el relacionado con tratar como exógenas variables que no lo son.

En definitiva, con todas las reservas anteriores, aquí se presentan los análisis de significación conjunta y bondad de ajuste de estos modelos

En primer lugar se verifica si, en cada uno de los modelos estimados, las variables explicativas son conjuntamente significativas para explicar la probabilidad de participación laboral de las mujeres chilenas.

Para el análisis de significación conjunta, se utiliza el estadístico Razón de Verosimilitud. La hipótesis nula es que todos los coeficientes del modelo, excepto el término constante, son nulos.

Del cuadro 4 se obtiene que para los dos modelos, claramente se rechaza la hipótesis nula de no significación conjunta.

Cuadro 4: Criterios del estadístico Razón de Verosimilitud

Estadístico	Modelo 1	Modelo 2
Log likelihood	-46843,70	-45888,40
Restr. log likelihood	-50358,35	-50358,35
LR statistic (11 y 17 df)	7029,294	8939,893
Probability(LR stat)	0,000000	0,000000
χ^2_{α}	19,7	27,6

Fuente: Elaboración propia. Salida Eviews.

En cuanto a la bondad de ajuste, en el cuadro 5 se aprecia que todos los criterios indican que el modelo 2 proporciona un mejor ajuste. Por lo tanto, se seleccionará el modelo 2 para evitar un error de especificación por omisión.

Cuadro 5: Medidas de Bondad de Ajuste.

Estadísticos	Modelo 1	Modelo 2
Akaike info criterion	1,223035	1,198256
Schwarz criterion	1,224483	1,200429
Hannan-Quinn cráter.	1,223480	1,198924
Avg. Log likelihood	-0,611361	-0,598893
McFadden R-squared	0,069793	0,088763

Fuente: Elaboración propia. Salida Eviews.

6. Análisis de los resultados y conclusiones

En este apartado, se extraen las conclusiones más importantes derivadas de la estimación del modelo 2.

Dado el objetivo de este capítulo, se analiza en primer lugar la significación individual de las variables regionales. Como se puede observar en el cuadro 3, todas son claramente significativas. Esta conclusión es aún más relevante en este caso se confirman las conclusiones de la primera estimación: todas las variables explicativas son claramente significativas. Esta conclusión es aún más relevante, si se tiene en cuenta que se sospecha de la existencia de multicolinealidad en el modelo, lo que podría haber ocasionado que algunas variables fueran individualmente no significativas, cosa que, sin embargo no ha sucedido.

Se ha comprobado que esas variables regionales también son conjuntamente significativas. En definitiva este otro enfoque confirma los supuestos del capítulo V, que llevaron a plantear un método de estimación simultáneo para todas las regiones. Aunque esa conclusión cumple el objetivo de este capítulo a continuación se sintetizan otras conclusiones del análisis.

A partir de los coeficientes, de los coeficientes, se han estimado las probabilidades de participación de una mujer de referencia, en cada una de las regiones, considerando los valores medio de las variables asociadas al desempleo, ingreso medio, índice de desarrollo humano, producto interno bruto per cápita e índice de población urbana, datos que aparecen en el primer cuadro de este capítulo.

Se obtiene la conclusión de que una mujer que tiene entre 30 y 44 años de edad, sin educación media completa, soltera, sin niños en el hogar y sin otros ingresos, que vive

en una región con un nivel de desempleo, ingreso, IDH, PIB per cápita y proporción de población urbana igual a la media del país, tiene una probabilidad de participar en el mercado laboral de 88,74%.

Las probabilidades de mujeres con iguales características personales, pero ubicadas en distintas regiones, no son iguales, dado que sus regiones poseen distintos niveles de desempleo, crecimiento, desarrollo y distinta proporción de población urbana.

Como se observa, la mayoría de las variables regionales tienen asociados coeficientes cuyos signos indican las relaciones esperadas. En las regiones con mayor índice de desarrollo humano y producto interno bruto per cápita, las mujeres tienen mayores probabilidades de participación. Por el contrario, el desempleo incide negativamente en la actividad femenina.

Sin embargo, el efecto que tiene el ingreso medio regional no es el esperado. Una posible explicación es que en aquellas regiones en que existan mayores ingresos medios se produzca un desincentivo, dado que otros miembros del hogar pueden acceder a mejores salarios.

Algo similar ocurre con la variable proporción de población urbana sobre la actividad laboral de las mujeres, cuyo coeficiente es negativo. Sin embargo, en este caso, aunque la variable es significativa, el coeficiente es prácticamente cero.

En el cuadro siguiente, se presentan las probabilidades de la mujer de referencia de acuerdo con las estimaciones hechas con esta metodología y con la del capítulo anterior. Se puede observar que en el nuevo modelo logit, que incluye las variables regionales, se obtienen una caída importante de las probabilidades correspondientes a aquellas regiones que según el SULR, destacaban por su alta probabilidad. En general, con la metodología utilizada en este capítulo, se observa menor dispersión entre las distintas regiones.

Cuadro 6: Probabilidades estimadas para la mujer de referencia.

Regiones	LOGIT con variables regionales	SULR
Tarapacá	90,46	95,82
Antofagasta	89,49	90,52
Atacama	87,85	97,76
Coquimbo	89,38	78,91
Valparaíso	89,52	87,65
B. O'Higgins	89,48	96,54
El Maule	85,78	96,03
Biobío	85,53	93,29
Araucanía	83,70	88,41
Los Lagos	85,49	88,06
Aysén	91,18	95,75
Magallanes	91,28	90,80
Metropolitana	91,76	88,57

Resumen de conclusiones

Uno de los problemas más difíciles de resolver en la economía chilena es la baja participación laboral femenina. Los datos muestran que las tasas de actividad de las mujeres hasta 1992 fueron persistentemente muy bajas. Por primera vez, en el Censo del año 2002 se observa un cambio de tendencia, apreciándose un crecimiento importante respecto a cifras históricas.

A pesar de ese aumento en la participación laboral de las mujeres, persisten dos problemas importantes: Por un lado, los resultados continúan siendo bajos, si se comparan con los de otros países de América Latina y con los de los países de la Unión Europea. Por otro lado, existen fuertes diferencias entre las regiones chilenas.

En este contexto, la tesis se ha planteado dos objetivos fundamentales: En primer lugar, estudiar la participación laboral femenina en las regiones de Chile y verificar si existen diferencias significativas entre las regiones de Chile en cuanto a la contribución de las variables que explican dicha participación. En segundo lugar, evaluar si los modelos econométricos que se usan normalmente para estimar la participación laboral de las mujeres son adecuados para lograr el primer objetivo y, en caso de que no lo sean, desarrollar una propuesta econométrica satisfactoria.

A lo largo de las páginas anteriores, al final de cada capítulo, se han ido exponiendo las conclusiones obtenidas en las diferentes etapas de la investigación. En este apartado, se presenta sólo un breve resumen final.

El análisis realizado en los primeros capítulos indica que para evaluar la participación laboral, es habitual utilizar modelos econométricos de variable dependiente cualitativa, y, en particular, modelos dicotómicos que asumen funciones no lineales logísticas (modelo logit) o normales (modelo probit). Para estudiar el fenómeno regional, bien se incluyen variables ficticias regionales, bien, se estima una ecuación para cada región. Los dos métodos son equivalentes. En este trabajo, por razones que se detallan en la tesis, inicialmente se ha utilizado la segunda opción, es decir, se han estimado 13 ecuaciones logísticas con información limitada, una ecuación para cada región de Chile y, a partir de los resultados, se han evaluado las diferencias regionales en cuanto a la probabilidad que tienen las mujeres chilenas de participar en el mercado laboral, así como

las diferencias regionales en cuanto al impacto que tienen las variables explicativas sobre la variable dependiente.

Las variables explicativas utilizadas son las que, según la teoría económica, la revisión bibliográfica y el análisis descriptivo de los datos, recogido todo ello en los primeros capítulos, determinan el salario de reserva de las mujeres (ingresos no laborales, estado civil, niños en el hogar) y el salario de mercado (educación y edad, como proxy de la experiencia). Además, el análisis descriptivo del capítulo III concluye que es necesario incorporar en el modelo algunas variables explicativas multiplicativas, para recoger las interacciones que se producen entre las primeras variables. Además, el mismo análisis se ha utilizado para definir correctamente el tipo de variable y los tramos convenientes, de forma que finalmente todas las variables explicativas utilizadas hasta el capítulo VI son cualitativas y comunes a todas las regiones.

En el capítulo V, se prueba la hipótesis planteada inicialmente en la tesis, según la cual, la forma más adecuada de modelar el fenómeno, cuando se persigue el objetivo de comparar territorios, no es la utilizada en el capítulo anterior y consecuentemente, se diseña una propuesta metodológica de estimación con información completa, que se aplica al caso de estudio.

La idea de fondo es que, cuando se modela separadamente, ecuación por ecuación, se ignora que las perturbaciones de distintas ecuaciones pueden estar correlacionadas, debido a que recogen efectos económicos, sociales y culturales, relacionados con el territorio perteneciente a un mismo país, factores muy relevantes para el objetivo comparativo perseguido, porque son los que, en definitiva, determinan que se produzcan las diferencias territoriales. Si las perturbaciones de distintas ecuaciones están correlacionadas, los estimadores más eficientes y las distribuciones asintóticas correctas se obtienen estimando simultáneamente el sistema de ecuaciones.

Para probar la hipótesis, debido a que el sistema tiene un número elevado de ecuaciones no lineales, ha sido preciso usar otra metodología de estimación: La estimación logística con observaciones repetidas. De esta forma, se han obtenido 13 ecuaciones lineales, a las cuales se les ha aplicado MCO (la estimación simultánea, en este caso, es equivalente a las individuales). Posteriormente, se ha utilizado un contraste de Multiplicadores de Lagrange (Greene, 1990: 588 p.), adaptándolo a la particularidad

de distinto número de observaciones para cada ecuación. El resultado es que efectivamente las perturbaciones de distintas ecuaciones están correlacionadas. Consecuentemente, se ha estimado el modelo de forma simultánea, aplicando la metodología de Sistemas de Ecuaciones Aparentemente no Relacionadas (Seemingly Unrelated Regressions: SUR). Al procedimiento global utilizado se le ha denominado “estimación de un sistema de ecuaciones logísticas aparentemente no relacionadas (Seemingly Unrelated Logit Regressions: SULR). Finalmente se ha aplicado el procedimiento SULR iterado, porque proporciona estimadores que numéricamente se acercan más al verdadero estimador de MCG o estimador de Aitken. Tanto SULR como SULR iterado proporcionan estimadores con el mismo comportamiento asintótico que el estimador de Aitken, es decir, consistentes, asintóticamente normales y asintóticamente eficientes.

El procedimiento se ha llevado a cabo a lo largo de varias etapas. En una de ellas, fue preciso asegurar los requisitos de homoscedasticidad y ausencia de autocorrelación de las perturbaciones de cada una de las ecuaciones del modelo. De ahí que, finalmente se haya aplicado la metodología propuesta (SULR) a un sistema de 13 ecuaciones logit, con distinto número de observaciones, siendo una de ellas ponderada, para resolver el problema de heteroscedasticidad detectado.

Este largo procedimiento ha permitido finalmente realizar estimaciones más adecuadas al objetivo de efectuar comparaciones regionales, debido a que, en presencia de correlación entre las perturbaciones de las distintas ecuaciones, además de proporcionar estimadores asintóticamente más eficientes, este método garantiza que los contrastes de hipótesis son asintóticamente válidos.

Aunque la tesis es de carácter empírico, se han justificado debidamente las propiedades de los estimadores obtenidos, recurriendo a resultados demostrados por econométricos de indiscutible autoridad en los respectivos campos.

Después de interpretar los resultados obtenidos mediante la metodología propuesta, concretamente mediante SULR iterado, se han comparado con los obtenidos a través de los modelos logit convencionales. La conclusión general es que, para la mayoría de las regiones, mediante SULR se estiman probabilidades de participar mayores y además con mayor dispersión entre regiones. Sin embargo, ante cambios en las variables

explicativas, los modelos logit uniecuacionales estiman mayores impactos en la variable dependiente.

Aunque, para la mujer de referencia, los resultados en cuanto a probabilidades estimadas e impactos no son muy distintos, sí que hay algunas diferencias importantes en varios aspectos y regiones, que se han señalado en las conclusiones del capítulo V.

Sobre todo, conviene destacar que la metodología aportada en esta tesis, aunque es muy compleja y laboriosa, además de proporcionar resultados de mayor validez estadística, permite realizar contrastes de hipótesis conjuntas, en los que se combina información sobre distintas regiones, objetivo que no alcanza la metodología convencional. Esta ventaja comparativa tiene muchas posibles aplicaciones prácticas. Por ejemplo, se puede analizar si el impacto de una variable explicativa sobre la variable dependiente es el mismo en un grupo determinado de regiones, con la consiguiente utilidad en el campo de las políticas públicas.

Finalmente, en la tesis se lleva a cabo un último procedimiento, que tiene por objetivo comprobar que los factores regionales son significativos en la explicación del fenómeno estudiado. Para ello, se ha estimado un modelo uniecuacional logit para todas las observaciones de la muestra y se han incorporado, además de las variables explicativas utilizadas anteriormente, un grupo de variables asociadas al contexto regional, esto es, el pib per cápita, el ingreso medio, el índice de desarrollo humano, la proporción de población urbana y la tasa de desempleo de la región donde vive la mujer. Los resultados permiten probar que efectivamente los factores regionales son significativos. No obstante, el modelo especificado en este capítulo se presenta como un primer ejercicio para reafirmar los supuestos del capítulo anterior, porque, de hecho, se sospecha que existen variables endógenas entre las explicativas, debido al tipo de variables añadidas. Por lo tanto, es muy posible que no se cumpla el supuesto de exogeneidad y, por lo tanto, el método de estimación no sea el adecuado, cuestión que se ha dejado pendiente para una futura investigación.

Con el desarrollo de esta investigación han surgido nuevos interrogantes, que van a quedar abiertos, indicando las posibles líneas de investigación futura. Las más importantes son: el análisis de la posible endogeneidad de algunas variables explicativas; la actualización del trabajo con los últimos datos disponibles; la adaptación a la nueva

división territorial de Chile; y la aplicación práctica del modelo propuesto al campo de las políticas públicas.

Si esta investigación contribuye, de alguna manera, a mejorar el análisis de las comparaciones regionales, en cuanto a participación laboral de las mujeres en Chile, habrá logrado su objetivo principal.

Bibliografía

- Abramo, L., Valenzuela, M. y M. Pollack. (2000). Equidad de género en el mundo del trabajo en América Latina. Avances y desafíos cinco años después de Beijing. Oficina Internacional del Trabajo 130. OIT.
- Alba, A. y G. Álvarez (2001). “La actividad laboral de la mujer en entorno del Nacimiento de un hijo” *Documento de Trabajo* 01-04, Serie de Economía, Departamento de Economía, Universidad Carlos III de Madrid.
- Álvarez, G. (2002). “Decisiones de fecundidad y participación laboral de las mujeres en España”. Universidad de Vigo. Investigaciones Económicas Vol. XXVI (1), 2002, pp. 187-218.
- Ahituv, A. y M. Tienda (2004). “Employment, motherhood, and school continuation decisions of young white, black and Hispanic women”. *Journal of economics*: Jan 2004; 22, 1: ABI/INFORM Global, pp. 115-158.
- Amemiya, T. (1972). “Bivariate Probit Analysis: Minimum Chi-Square Methods” *Journal of the American Statistical Association* 69, pp. 940-944.
- Amemiya, T. (1985). “Advanced Econometrics”. Blackwell, Oxford.
- 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.
- Aroca, P. y M. Lufin (1998). “Migración interregional en países en desarrollo con especial énfasis al caso latinoamericano”. *Revista urbana*, vol. 5, N° 2, Monterrey.
- Aroca, P. J., Herwings, D. y J. Paredes (2001). “Migración interregional y mercado Laboral en Chile”. *Cuadernos de economía*, vol. 38, N° 115.
- Aroca, P. (2003). “Migración interregional en Chile, Modelos y Resultados”. Mimeo IDEAR, *Documentos Instituto de Economía Aplicada* Regional de la Universidad Católica del Norte. Antofagasta, Chile.
- Ashenfeler, O. y R. Layard (1991). “Manual de economía del trabajo” Ministerio de Economía y Seguridad Social España, pp. 155-276.
- Ashenfeler, O. y J. Heckman (1974). “The estimation of income and substitution effects in a model of family labor supply”. *Econometrica*, vol 42, pp. 73-85.
- Ashford, J. R. y R. R. Sowden (1970). “Multivariate Probit Analysis” *Biometrics* 26, pp. 535-546.
- Barrientos, A. (2006). “Mujeres, empleo informal y protección social en América Latina”. *Mujeres y trabajo en América Latina desafíos para las políticas laborales*, sección 8. C. Piras, BID, Departamento de desarrollo sustentable.
- 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 las participación laboral femenina en Chile”. Universidad Alberto Hurtado.
- Blau, F. y L. Kahn (2007). “Changes in the Labor Supply Behavior of Married Women: 1980–2000”, *Journal of Labor Economics*, 2007, vol. 25, no. 3.
- Bloemen, H. y A. Kalwij (2001) “Female labor market transitions and the timing of births: a simultaneous analysis of the effects of schooling”. *Labour Economics* 8 2001, pp. 593– 620.
- Borjas G. (1996). “Labor economics”. MacGraw-Hill.
- Bover, O. y M. Arellano. (1995). “Female labor force participation in the 1980s: the case of Spain”. CEMFI. *Investigaciones Económicas*. Vol. XIX (2). Mayo 1995, pp. 171-194.
- Bucheli, M. (2000). “La actividad de las mujeres ante el desempleo de su cónyuge” *Documento Cepal C/MVD/R.195.Rev.1* Setiembre de 2002
- Burdumy, S. J. (2005). “The effect maternal labor force participation on child development”. *Journal of Labor Economic*; jan 2005; 23, 1, pp.177-211.
- Cabrer, B.; Sancho, A. y G. Serrano (2001). “Microeconometría y decisión”. Pirámide, Madrid.
- Calderón, M. y I. Perlbach (2000). “La probabilidad de participar en el mercado de trabajo y la exclusión social en Mendoza, Argentina”. *Papeles de población*, julio-septiembre, n°25 pp.121-150. Universidad Autónoma del Estado de México.
- Cañada, J. (2007). “Permanencia vs. Separación del mercado de las jóvenes esposas. Educación de los cónyuges y conciliación de la vida familiar y laboral”. *VII Jornadas de la Asociación Española de Economía Laboral*, Economía de la educación, La Palmas de GC, Julio 2007.
- Casas, J. I. (1986). “La participación laboral de la mujer en España”. *Ediciones Instituto de La Mujer en España*. Serie Estudios n° 9, pp. 148-154.
- Castellar, C. y J. Uribe, (2001). “Determinantes de la participación en el mercado del trabajo del área metropolitana en diciembre de 1998” CIDSE, *Documentos de trabajo* n° 56, Universidad del Valle, Calí.
- Castellar, C. y J. Uribe, (2002). “La participación en el mercado de trabajo: Componentes micro y macroeconómico del área metropolitana de Cali”. Universidad del Valle.
- Chun, H. y J. Oh (2002). “An instrumental variable estimate of the effect of fertility on the labour force participation of married women”. *Applied economic letters*, vol, 9 (10), pp. 631-634.

- Cruces, G. y S. Galiani (2004). Fertility and female labor supply in Latin America: New Causal Evidence.
- 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, February 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.
- Davidson, R. y J. Mackinnon (1993): “Estimation and Inference in Econometrics”. Oxford University Press.
- De La Rica, S. y A. Ugidos. (1995). “¿Son las diferencias en capital humano determinantes de las diferencias salariales observadas entre hombres y mujeres?”. Universidad del País Vasco. *Investigaciones Económicas*. Vol. XIX (3) – Septiembre 1995, pp. 395 – 414.
- De Lamo, A. y J. Dolado. (1993). “Un modelo del mercado de trabajo y la restricción de oferta en la economía Española”. *CEMFI, LSE y Banco España. Investigaciones Económicas*. Vol. XVII (1) – Enero 1993, pp. 87 – 118.
- Del Boca, S.; Pasqua, S. y C. Pronzato (2005) “Employment and Fertility Decisions in Italy, France and the U.K” *Labour*, vol. 19(special issue), 51-77
- Di Paola, R. y M. Berges (2000). “Sesgo de selección y estimación de la brecha por género para Mar del Plata”. *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política*, disponible en: <http://www.aaep.org.ar/anales/buscador.php?anales=1987-cordoba>, [Consulta: Marzo 2005]
- Duryea, S., Cox, A. y M. Ureta, (2002). “Las mujeres en el mercado laboral de América Latina y el Caribe en los años 90: Una década extraordinaria”. *Documentos de trabajo*, BID, Departamento de desarrollo sustentable.
- Edwards, L. y E. Field-Hendrey (2002). “Home-based work and women’s labor force decisions”. *Journal of labor economics*; jan 2002; 20, 1, pp. 170- 200
- Espina, A. (1985): “Pasado, presente y futuro de la tasa de actividad femenina en España”, en *Estudios de Economía del Trabajo en España. Oferta y Demanda de Trabajo*. Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.
- Fawcett, C. y S. Howden, (1998). “El tema de género en los programas de formación técnico y profesional”. BID.

- Fernández, F. (1985). La participación laboral de la mujer: un análisis microeconómico, Ministerio de trabajo y Seguridad Social
- Fernández, I. (2003). "Household labor supply: evidence for Spain. Massachusetts Institute of Technology". *Investigaciones Económicas*. Vol. XXVII (2), 2003, pp. 239 – 275.
- Fernández, R. y A. Fogli (2004). Mothers and Sons: Preference Formation and Female Labor Force Dynamics Boston University Revised June 2004 Labour Economics 6_1999, pp. 95–118
- Fomby, T., Hill, R. y S. Johnson (1984): "Advanced Econometric Methods". Springer-Verlag, New York.
- Francesconi, M. (2002). "A joint dynamic model fertility and work of married women". *Journal of labor economics, Apr 2003; 20(2)*, pp. 336-378.
- Fukuda, K. (2006). "Women's labor supply in Japan and the usa, a cohort analysis of female labor participation rates in the u.s. and Japan", *rev econ household* (2006) 4, pp.379–393
- Gálvez, T. (1997). "Tendencias y Proyecciones del trabajo remunerado de la mujer". *Prospectiva y Mujer*, Unidad de Estudios Prospectivos, MIDEPLAN.
- Garavito, C. (1995). "Oferta familiar de trabajo en Lima Metropolitana: 1982-1992". *Documento de trabajo n° 121*, Departamento de Economía Pontificia Universidad Católica del Perú, Lima.
- Garavito, C. (2001). "Cambios en la oferta laboral de la familia limeña". *Documento de Trabajo* 200.
- García, J.; González Páramo, J. M., y A. Zabalza. (1988): "The determinants of labor supply decisions by Spanish females", manuscrito.
- García, M., y Novales, A. (1988): "Características y predicciones de la participación femenina en España". Documento de Trabajo. *FEDEA*. 88-03.
- García, X. ; Rivas, M. y M. Taboada (2001). "Oferta laboral de las mujeres". *Documento de trabajo* 10/01, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Udelar.
- García, X.; Rivas; M. Rossi, M., Taboada, M y N. Bacca (2002). "Participación femenina y significado del hogar en la relación trabajo doméstico-extraordinario" *Papeles de población* Abril-Junio numero 32, Universidad Autónoma de México, Tuloca, México, pp. 166-199
- Gracia, M. (1986). "Cyclical sensitivity of labor force participation: Time series evidence for the U. S". New York University, manuscrito

- Gelbach, J. (1997). "How large an effect do Chile care cost have on single mothers labor supply, evidence using access to free public schooling". Mimeo MIT.
- Gill, I. (1992). "Is there Sex Discrimination in Chile? Evidence from the CASEN Survey. En *Case of Studies on Women's Employment and Pay in Latin America*", editado por G. Psacharopoulos y Z. Tzannatos. Washington D.C., World Bank.
- González, I.; Pérez, C. y Prieto, M. (1999). "*La participación laboral de la mujer en Castilla y León*". Consejo Económico y Social. Revista de investigación Económica y Social nº2, pp. 83 - 96.
- Gong, X. y A. Van Soest (2002). "Family structure and female labor supply in Mexico City". *The journal of human resources*, vol. 37, N° 1, winter 2002, pp. 163-191.
- Gracia, M. (1988). "Modelos con variable dependiente cualitativa y de variación limitada". *Cuadernos Económicos de ICE*, N° 39, 1988/2, pp.7-49: Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid.
- Gracia, M. (1988). "Rasgos característicos del desempleo y de la participación en España". Documento de Trabajo. FEDEA. 88-09.
- Greene W. (1999). Análisis Econométrico. Editorial Prentice Hall. Tercera Edición.
- Gujarati, D. (2003): "Econometría. Cuarta edición". McGraw-Hill. México D. F.
- Hallman et al (2003). "Childcare and work: joint decisions among women in poor neighborhoods of Guatemala city". *FCND discussion paper* N° 151, Food Consumption and Nutrition Division, International Food Policy Research Institute, June 2003.
- Harper, C. (1992), "La fecundidad y la participación femenina en la fuerza de trabajo". *Género y mercado de trabajo en América Latina, procesos y dilemas*, capítulo III, OIT.
- Hernández, F. y M. Riboud, M. (1985): "Trends in labor force participation of Spanish women: An interpretative essay", *Journal of Labor Economics*, v. 3, nº 1.
- Hernández, P. (1995). "Análisis empírico de la discriminación salarial de la mujer en España. Universidad de Murcia". *Investigaciones Económicas*. Vol. XIX (3) – Mayo 1995, pp. 195-215.
- INE, 2002. Datos Censo población y vivienda. INE. Disponible en: http://www.ine.cl/canales/base_datos/base_datos.php [Consulta: Permanente]
- INE, 2002. Datos de EPA, Encuesta de Población Activa. Disponible en: http://www.ine.es/jaxi/menu.do?type=pcaxis&path=/t22/e308_mnu&file=inebase [Consulta: Enero 2005 en adelante]
- Iglesias, C.; Llorente, R. y Cuadrado J. (2003). "Servicios y participación laboral Femenina ¿explica la menor tercerización la escasa participación laboral de la

- mujer en España? *Documento de trabajo* n° 2. Laboratorio del sector de servicio, Universidad de Alcalá Departamento de Economía Aplicada España.
- Jacques, V. (2000). “Aplicaciones en economía de la educación. Análisis del rendimiento académico de los egresados de la universidad Austral de Chile” Trabajo de suficiencia investigadora. Programa de Doctorado en Economía Aplicada y Análisis Regional. Universidad de Valladolid, Universidad Austral de Chile- Red Tordesillas
- Johnston, J. y J. Dinardo. (2001): “Métodos de Econometría” Vicens Vives.
- Kelley y Da Silva (1980). “The choice of family size and the compatibility of female workforce participation in the low-income setting”. *Revue économique*, vol 31, N° 6, Demographie économique, Nov 1980, pp. 1081-1104.
- Killingsworth, M. y J. Heckman (1986). “Oferta de trabajo de las mujeres: una panorámica”. *Manual de economía del trabajo I*. Ministerio del Trabajo y Seguridad Social España. Capítulo 2, pp. 155 y 276.pp. 155-276.
- Kosters, M. (1966). “Income and Substitution Effects in a Family Labor”. Supply Model, Rand Corporation.
- Larrañaga, O. (2006). Fertilidad en Chile 1960 – 2003. Departamento de Economía Universidad de Chile. *Encuentro 2007 de la Sociedad de Economía de Chile*. Villa Alemana, Chile, 2004. Trabajo presentado en congreso.
- 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]
- Laryard, B.; Barton M. y A. Zabalza (1980). “Married women’s participations and hours”. London School of economics. *Economica* 47, February 1980, pp.51- 72.
- Lee, L. F. (1979). “On Comparisons of Normal and Logistic Models in the Bivariate Dichotomous Analysis” *Economics Letters* 4, pp. 151-5
- Leiva, S. (2000). “El trabajo a tiempo parcial en Chile ¿constituye empleo precario? Reflexiones desde la perspectiva de género”. *Mujer y Desarrollo Serie* N° 26, CEPAL.
- Lérica, J. (2006). “The impact of exogenous variation in family size on women’s labor force participation”. *Documento de Trabajo* Departamento de Economía Agraria, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- León, F. (2000). “Mujer y trabajo en las reformas estructurales latinoamericanas durante la década de 1980 y 1990”. *Mujer y Desarrollo Serie* N° 28, CEPAL
- Lopez, J. (2006). “The impact of exogenous variations in family size on women’s labor force participation”. Departamento de Economía Agraria, Pontificia Universidad Católica de Chile.

- Llorente, M. y N. Somarriba (2006). “Análisis de los objetivos de empleo de la estrategia de Lisboa por Comunidades Autónomas. Especial referencia al caso femenino”. *Revista universitaria de ciencias y trabajo*. Inmigración, Mujer y Mercado de trabajo, 7/2006, pp. 178-197.
- Lundberg, S. (1988) “Labor Supply of Husbands and Wives: A Simultaneous Equations Approach”. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 70, No. 2 (May, 1988), pp. 224-235.
- Maddala, G. S. (1983): “Limited-dependent and qualitative variables in econometrics”. Cambridge University Press.
- Maravall, A., y M. García (1988): “Una interpretación de los primeros resultados agregados de la nueva Encuesta de Población Activa”, Instituto Nacional de Estadística, manuscrito.
- Martínez, M. (2001). “Oferta de trabajo femenina en España: un modelo empírico aplicado a mujeres casadas”. Universidad Carlos III Madrid.
- McFadden, D. L. (1974). “The measurement of urban travel demand” *Journal of Public Economics*, 3 pp.:303-328.
- McFadden, D. L. (1988): “El análisis econométrico de los modelos de respuesta cualitativa”. *Cuadernos Económicos de ICE*, N° 39, 1988/2, pp. 247-305. Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid.
- Mc Connel, C.; S. Brue y D. Macpherson (2003). “Economía Laboral”. Editorial Mc Graw Hill. Sexta Edición.
- Mincer, J. (1962). "Labor Force Participation of Married Women: A study of labor supply" [en línea]. COLUMBIA UNIVERSITY AND NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH. Disponible en: <http://scholar.google.cl/scholar?q=%22Labor+Force+Participation+of+Married+Women%22,+1962&hl=es&um=1&ie=UTF-8&oi=scholart> [Consulta: 11 junio 2007]
- Mittelhammer, R. C., Judge, G. G. y Miller, D. J. (2000): “Econometric Foundations”. Cambridge University Press.
- Mizala, A. (1998). “La regulación del mercado del trabajo: el impacto del ajuste y los requisitos del crecimiento económico”, *Colección de Estudios CIEPLAN N° 43*, septiembre.
- Mizala, A.; Romaguera, P. y Henríquez P. (1999). “Female labor supply in Chile”, *Documento de trabajo N° 58*, CEA, Universidad de Chile.
- Mizala, A. y Romaguera, P. (2001). “Legislación laboral y mercado del trabajo en Chile: 1975 –2000”. *Reformas, Crecimiento y Políticas Sociales en Chile desde 1973*. CEPAL.

- Moltó, M. (1998a). “La actividad laboral femenina en el sur de Europa. El estado de la cuestión”. Colección Quaderns Feministes. Institut Universitari d'Estudis de la Dona, Universitat de València, 1998.
- Moltó, M. (1998b). “Las mujeres en el mercado laboral en perspectiva europea”. *Cuadernos de Geografía* 64, pp. 543-558, 1998.
- Moreno, G.; Rodríguez, J.; Vera, J (1996): “La participación laboral femenina y la discriminación salarial en España”. *Consejo Económico y Social, CSE*. Colección de estudios N°29, pp. 11 – 138.
- Mroz, T. A. 1987. “The sensitivity of an empirical model of married women’s hours of work to economic and statistical assumptions”. *Econometrica*, Vol. 55, n° 55, julio 1987, pp. 765 – 799.
- Muchnik, E.; Vial, I.; Struver, A. y B. Harbert. (1991). “Oferta de trabajo femenino en Santiago”. *Cuadernos de Economía*, año 28, N° 85, pp 463-489, Diciembre.
- Novalés, A. (1989). “La incorporación de la mujer al mercado del trabajo en España: participación y ocupación”. *Moneda y Crédito (segunda época)* Publicaciones periódicas N° 188, pp. 243 – 289.
- Novalés, A. (1996). “Econometría”. Editorial Mc Graw Hill. Segunda Edición.
- Novalés, A. y Mateos, B. (1988). “Actividad económica y participación laboral de las mujeres y los jóvenes”. Documento de Trabajo. *FEDEA*, 88-10
- Novalés, A. y B. Mateos. (1990). “Empleo, capital humano y participación femenina en España”. FEDEA y Universidad Complutense. *Investigaciones Económicas (segunda época)*. Vol. XIV, n°3 1990, pp. 457 – 478.
- Orlando, M. y G. Zúñiga, (2000). “Situación de la mujer en el mercado laboral en Venezuela: Análisis de la participación femenina y brecha de ingresos por género”. *Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales*, Universidad Católica Andrés Bello.
- Pardo, L. (1987a). “Participación de las mujeres en la fuerza de trabajo: tendencias y características” (primera parte), *Revista Economía y Administración* 61, Universidad de Chile.
- Pardo, L. (1987b). “Participación de las mujeres en la fuerza de trabajo: tendencias y características” (segunda parte), *Revista Economía y Administración* 62, Universidad de Chile.
- Peticara, M. (2006). “Women employment transitions and fertility” *ILADES - Universidad Alberto Hurtado*, 26.
- Pindyck, R. S. y D.L. Rubinfeld (2001): “Econometría. Modelos y pronósticos. Cuarta edición”. McGraw-Hill, Madrid. Cuarta Edición

- Pollack, M. (1992). “Los grupos vulnerables del mercado del trabajo: los casos de Chile y Paraguay”. *Género y mercado de trabajo en América Latina, procesos y dilemas*, capítulo IV, OIT.
- Pulido, A. y J. Pérez (2001). *Modelos Econométricos, Guía Para la Elaboración de Modelos Econométricos con Eviews*. Ediciones Pirámides.
- Salamé, T. (2004). *Mujeres, brecha de equidad y mercado del trabajo, Chile*. Proyecto Género, pobreza y empleo. OIT.
- Schkolnik, M. (2004). “Cambio de las familias en el marco de las transformaciones globales: necesidad de apolíticas públicas”. Tensión entre familia y trabajo, reunión de Expertos CEPAL.
- Schkolnik, M. (2005). “¿Por qué es tan increíblemente baja la tasa de participación de las mujeres en Chile?”. *En Fococ* 33, Expansiva.
- Schmidt, P. (1976): “Econometrics”. Marcel Dekker, New York.
- Schmidt, P. (1977): “Estimation of seemingly unrelated regressions with unequal numbers of observations”. *Journal of Econometrics* 5 (1977) 365-377. North-Holland Publishing Company.
- Schultz, T. P. (1975). Estimating labor supply functions for married women. National Institutes of Health and the Economic Development Administration. Rand Corporation. February 1975.
- Silva, L. y I. Barroso (2004). “Regresión Logística. Cuadernos de Estadística”. Editorial La Muralla.
- Standing, G. (1991). “Global Feminisation through labour”, Ginebra, OIT.
- Strand, K. (1964): “Cyclical variation in civilian labor force participation”, *Review of Economics and Statistics*
- Toharia, L. (2003). El mercado de trabajo en España, 1978 – 2003. *ICE*, Diciembre 2003, nº 811, pp. 203 – 220.
- Ueda, A. (2004). “A Dynamic Decision Model of Marriage, Childbearing, and Labor Force Participation of Women in Japan”. *Documento de trabajo*. School of Political Science and Economics Waseda University 1-6-1 Nishi-waseda, Shinjuku-ku, Tokyo 169-8050, JAPAN.
- Valenzuela, M., 2000. “La situación laboral y el acceso al empleo de las mujeres en el Cono Sur”. *Más y mejores empleos para las mujeres, la experiencia de los países del MERCOSUR y Chile*, OIT
- Vlasblom, J. y J. Schippers (2004) “Increases in Female Labour Force Participation in Europe: Similarities and Differences”. *European Journal of Population* Utrecht School of Economics, (2004)20:375392

- Vikat, A. (2004). "Women's Labor Force Attachment and Childbearing in Finland"
Demographic Research, special collection 3, article 8, published 17 april 2004,
www.demographic-research.org.
- Villarreal, M., (1992). "La dimensión de género en los proyectos de desarrollo social".
Género y mercado de trabajo en América Latina, procesos y dilemas, capítulo II,
OIT.
- Voicu, A. y H. Buddelmeyer. (2003). "Children and women participation dynamics:
transitory and long-term effects", *Discussion paper* N° 729, IZA.
- Wooldridge, J. (2002): "Econometric analysis of Cross Section and Panel Data" MIT Press,
Cambridge.
- Wooldridge, J. (2006): "Introducción a la Econometría. Un enfoque moderno. Segunda
edición". Thomson, Madrid.
- Zellner, A. (1962). "An efficient method of estimating seemingly unrelated regression
equations and test for aggregation bias". *Journal of the American Statistical
Association* 57; pp. 348-368.
- Zellner, A. y T. Lee (1965). "Joint Estimation of Relationships Involving Distrete
Random Variables" *Econometrica* 33: 383-94.
- Zuleta, G. (1991). "Decisiones económicas en la familia y variables demográficas claves:
un modelo de ecuaciones simultáneas para Chile". *Cuadernos de Economía*, año
28, N° 84, pp 307-328, Agosto.

Apéndices
