

Cobertura Previsional por Género. Una Estimación No Paramétrica para Chile*

José Miguel Benavente⁺
Oscar Molina⁺

Primer Borrador
Agosto, 2002

Resumen

La reforma del sistema de pensiones chileno transformó el esquema público de reparto, el cual era neutral respecto al género pues no existían diferencias por sexo en el cálculo de los beneficios previsionales, en un sistema de pensiones donde las diferencias de sexo son más explícitas en dichos cálculos. Ello pues existe evidencia contundente de que las mujeres tienen una esperanza de vida mayor que los hombres junto al hecho de que las mujeres pueden jubilar a una menor edad. En este trabajo se presentan estimaciones de las variables que condicionan el que un trabajador cotice en forma activa en el sistema previsional divididas por género. Los resultados concuerdan parcialmente con trabajos previos en el área donde las diferencias por género son menores en países en desarrollo (Barrientos, 1998) comparadas con aquellas encontradas para países desarrollados (Even and Macpherson 1994, Ginn and Harber, 1993). La explicación de las diferencias encontradas para el caso chileno podrían responder a aspectos metodológicos en las estimaciones. En este trabajo se proponen técnicas semiparamétricas las que corrigen los problemas derivados de la invalidez de los supuestos normalmente utilizados en estudios similares.

Palabras Clave : Pensiones, diferencias por género, no normalidad, estimación semiparamétrica.

Correspondencia : jbenaven@econ.uchile.cl; Departamento de Economía, Universidad de Chile, Diagonal Paraguay 257 of 1503, Santiago, Chile.

* Trabajo a ser presentado en la Encuentro de Economía de Chile, 2002.

⁺ Departamento de Economía, Universidad de Chile.

1 Introducción

Entre los aspectos mas relevantes de las reformas a los programas de pensiones en el mundo está la creciente provisión privada de pensiones en contraposición a una caída relativa de la importancia del sector público en estas provisiones. Por otra parte, estas reformas proponen un diseño mas a nivel personal en el esquema de pensiones no permitiendo arreglos entre contribuyentes o generacionales, practicas comunes en los antiguos sistemas públicos de reparto.

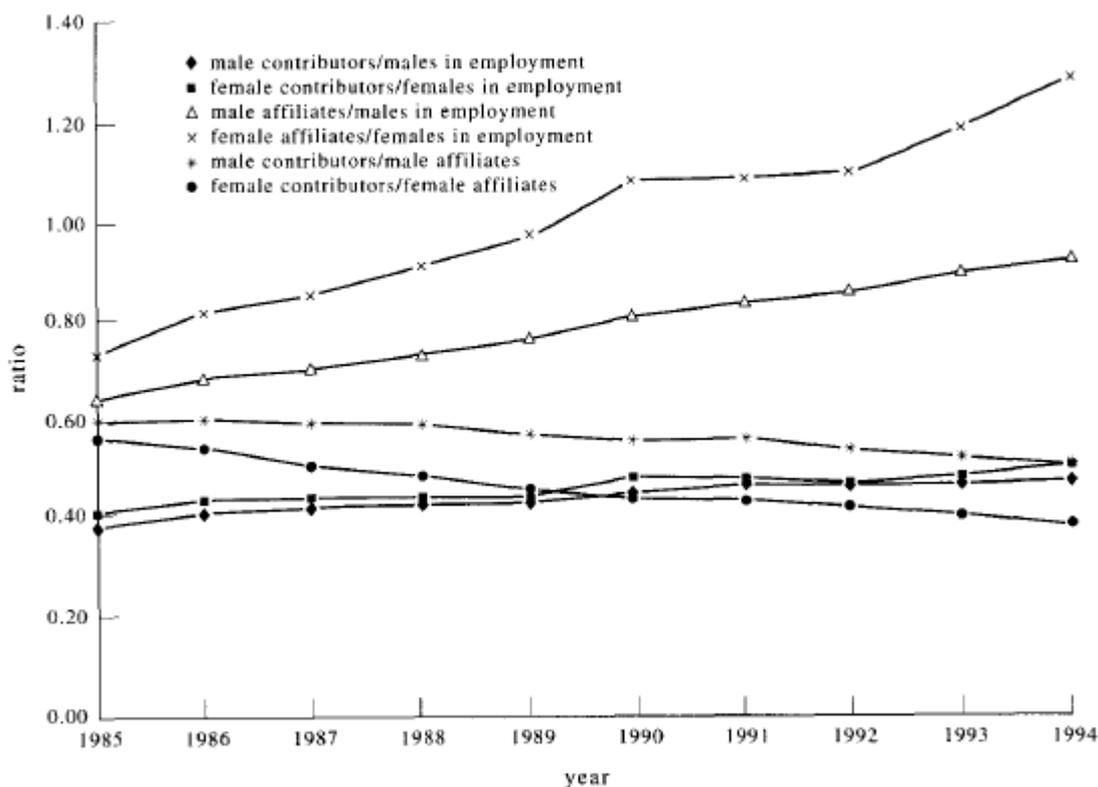
Las bondades y problemas de este nuevo esquema está recibiendo una creciente atención en la literatura, en particular cuando se dispone de una mejor calidad en la evidencia tanto en países desarrollados como en vías de desarrollo como es el caso de Chile, pionero en este tipo de reformas. Uno de los aspectos analizados tienen relación con las diferencias de cobertura y beneficios por género.

Comenzaremos por mencionar que la tasa de cobertura del sistema de pensiones se define como la proporción de individuos que participa en el dicho esquema con respecto al total de la fuerza de trabajo empleada. Debemos distinguir en este grupo a aquellos denominados *afiliados* quienes en algún momento han cotizado en una AFP de aquellos *contribuyentes* los que activamente cotizan en su cuenta personal. La diferencia entre ambos es que, condicional en que los fondos sólo pueden ser utilizados una vez que la persona haya jubilado, puede suceder que los *afiliados* no coticen por algunos períodos en el sistema ya sea porque perdieron su trabajo, están inactivos o simplemente no desean cotizar por algún tiempo dejando de ser activos *contribuyentes* al sistema.

En el siguiente gráfico se muestra la evolución de la cobertura separada por género tanto para afiliados como activos contribuyentes durante la segunda mitad de los ochenta y la primera mitad de los noventa en Chile.

Del grafico se observa que la tase de cobertura para aquellos cotizantes activos con respecto a los empleados es casi idéntico entre hombres y mujeres creciendo dicha razón marginalmente en el tiempo. Para el caso de los afiliados las diferencia entre género son mayores y crecientes en el tiempo en favor de las mujeres. Ello está reflejando la incidencia mayor de las diferencias en empleo pues ya para 1994 el numero de mujeres afiliadas al sistema era 1.3 veces mayor que aquellas trabajando activamente donde la razón entre contribuyentes activas y afiliadas bajaba a un valor cercano a 0.4

Figura 1. Cobertura de pensiones por género.



Fuente : Barrientos (1998).

De esta manera, la proporción de trabajadores empleados que participan en el sistema de pensiones es mayor para las mujeres que para los hombres en el caso chileno. Por otra parte, dichas diferencias en la cobertura de los afiliados está fuertemente afectada por la interrupción en el empleo femenino. En este estudio, al igual que otros existentes en la literatura (Barrientos, 1998 para Chile, Even and Macpherson 1994, en Estados Unidos y Ginn and Harber, 1993 para el Reino Unido) nos concentraremos en analizar las variables que explican la participación activa de hombres y mujeres en el sistema de pensiones analizando posteriormente sus diferencias y similitudes.

2 Determinantes de la Participación en el Esquema de Pensión Personal

2.1 Modelamiento

Siguiendo la literatura estándar en este tema y dada las características de los datos disponibles, para identificar los principales determinantes en la participación activa en el sistema de pensiones se estimó un modelo *probit* donde la variable dependiente dicotómica (*cont*) se le asignó un valor de 1 si es que el contribuyente cotiza en una cuanta personal de pensiones y 0 si no lo hace condicional en que está afiliado al sistema de AFP en Chile (*afil*). La estimación se lleva a cabo distinguiendo el género de los entrevistados, es decir para hombres y para mujeres.

La probabilidad que un individuo *i* con genero *j*, *j*= hombres, mujeres, contribuya a un plan de seguridad personal, se asume que depende de un conjunto de variables que incluye características personales, ocupacionales, de ganancias, horas, salud y región. Estas variables están concatenadas en un vector

X de *k* variables, asociadas con un vector de parámetros β . El modelo estimado es:

$$P (cont_{ij} = 1 | afil_{ij} = 1; x_{ij}) = \Pr (z_{ij} \leq x_{ij} \beta_j) = F (x_{ij} \beta_j) \quad (1)$$

donde $F()$ es una función de densidad acumulada de una normal.

A partir de la ecuación anterior se puede realizar una estimación consistente de la proporción de empleados que cotizan en su plan personal de pensiones de la siguiente forma :

$$E [P(cont_{ij} = 1 | afil_{ij} = 1; x_{ij})] = \frac{1}{N_j} \sum_{ij=1}^n F(x_{ij} \hat{\beta}_j) \quad (2)$$

Cabe señalar que en el caso chileno, el sistema de pensión personal es obligatorio para trabajadores dependientes que entraron a trabajar después de

diciembre de 1982, y voluntario para trabajadores por cuenta propia y trabajadores dependientes que pertenecían al anterior sistema de pensiones. Lo anterior, es relevante al considerar el sesgo que pudiera existir si no se considera la condicionalidad de estar afiliado en la estimación de las ecuaciones anteriores. No obstante, esta restricción no es operativa si los resultados son atribuibles solamente a aquellos individuos que están afiliados pues aquellos que no lo están simplemente no están cubiertos por el sistema de pensiones.

2.2 Variables de Interés

Con el fin de poder llevar a cabo un análisis comparativo con otros estudios para Chile sobre este mismo tema, se utilizó como guía para identificar las variables explicativas, el trabajo de Barrientos (1998). No obstante lo anterior, y considerando la disponibilidad de datos, el presente trabajo identifica un conjunto de nuevas variables complementarias a las ya utilizadas como determinantes en la cotización privada de pensiones.

Los datos son construidos a partir de la encuesta CASEN (Caracterización Socioeconómica Nacional) elaborada por el Ministerio de Planificación y Cooperación (MIDEPLAN), separándose en dos períodos, 1994 y 2000 . Lo anterior pues, por una parte se desea contrastar los resultados con los obtenidos por Barrientos para el caso chileno durante 1994 y por otra, se desea analizar las diferencias que pudieran existir entre dos períodos del tiempo.

Las variables explicativas utilizadas en este estudio han sido separadas en ocho grandes grupos, a saber : (i) Características Personales, (ii) Características del Empleo, (iii) Tamaño del lugar de trabajo, (iv) Programa de Salud, (v) Ocupación u Oficio, (vi) Horas Trabajadas a la semana, (vii) Categoría de los ingresos mensuales y por último, (viii) Región geográfica a la que pertenece el individuo. La definición de cada una de estas variables y las subdivisiones que se ha realizado en cada grupo se pueden encontrar en los anexos.

Con respecto a la muestra de individuos utilizados en las estimaciones se debe mencionar que sólo se consideró personas ocupadas y mayores de 16 años (población en edad de trabajar) alcanzándose a un total de cincuenta mil observaciones entre hombres y mujeres.

3 Resultados

El primer paso realizado fue la estimación separada por género y por año de la ecuación (1) utilizando los datos chilenos. Los resultados de estas estimaciones se presentan en forma detallada en los anexos.

Posteriormente, y siguiendo los objetivos del trabajo, se estimó el valor esperado de la probabilidad de cotización a partir de la ecuación (2), resultados que se presentan en el siguiente cuadro.

Cuadro 1. Probabilidad Esperada de Cotización Activa por Género y Año

	MUJERES		HOMBRES	
	1994	2000	1994	2000
Observaciones	17063	25266	42795	58627
Media	0.5909383	0.5350507	0.5924158	0.5387704
Desv. Stand.	0.3365074	0.3376993	0.3487668	0.3542639
Mínimo	0.000866	1.10e-13	0.0044771	4.84e-08
Máximo	0.9979021	0.9981238	0.9988405	0.9991423

Como se observa, la probabilidad esperada no es substancialmente diferente entre hombres y mujeres donde, a diferencia de los resultados presentados en la Figura 1, los hombres tiene una pequeña ventaja en términos de cobertura. Por otra parte, se puede observar que dicha probabilidad, independientemente del género, sufre una caída de entre 1994 y 2000 reduciéndose de un valor cercano al 59% hasta el 53%.

3.1 Comparaciones entre Estudios y entre Períodos

En lo que sigue de esta sección se analizan y discuten los efectos marginales encontrados en cada uno de los modelos estimados los que se comparan con los resultados presentados en Barrientos (1998). En general los resultados encontrados en este estudio son coincidentes no es sólo en el signo de los estimadores sino también en la magnitud de la mayoría de ellos. Ello era de esperarse pues tanto la base de datos utilizada como las técnicas aplicadas son similares. No obstante lo anterior, existen algunas diferencias encontradas que si bien menores son importantes a la hora de la interpretación de los resultados.

En esta sección discutiremos las principales diferencias entre ambos ejercicios, en particular, los resultados de aquellas variables que presentaron una diferencia significativa con el estudio anteriormente citado o bien que los cambios observados para los valores entre los dos períodos son muy significativos. Como se mencionó, el resto de las variables no serán discutidos pues no presentaron diferencias significativas ya sea entre estudios o bien entre períodos. Dichos resultados se presentan en los anexos. Por último, cabe señalar que los efectos marginales fueron obtenidos a partir de la evaluación de los estimadores en el valor medio de las variables independientes con el fin de hacerlos comparables entre ellos. El análisis se lleva adelante en forma separada por género.

3.1.1 Mujeres

La primera variable que presenta diferencias significativas con estudios previos está relacionada con los tramos de edad.

EDADES	BARRIENTOS	CASEN 94	CASEN 2000
Entre 16 y 24	0.19302	-0.0719264	-0.0346511
Entre 25 y 44	0.26679	0.0492892	0.0804676
Entre 45 y 55	0.15931	0.0652908	0.1180864

Los resultados para los tramos de edad entre los modelos propuestos presentan diferencias significativas. En el primer grupo, aquel que considera a las personas más jóvenes, Barrientos encontró un parámetro positivo mientras que en las estimaciones de este trabajo se encontró que estas eran negativas. Este último resultado estaría más acorde con la idea de que las personas más jóvenes generalmente se encuentran estudiando o bien se encuentran trabajando en forma informal para los no calificados lo que claramente afectaría la probabilidad de observarlos cotizando en el sistema comparado con individuos de mayor edad.

En las siguientes categorías de edades el signo encontrado fue similar aunque con alguna diferencia que va desde 4% a 7%. Los signos muestran que las personas más adultas tienen una mayor propensión a contribuir. Por otra parte, los resultados sugieren que existe una mayor probabilidad de cotizar para todos los rangos de edad sugeridos en el año 2000 comparado con 1994, valores bastante menores a los sugeridos por el estudio anterior.

Tamaño Firma	BARRIENTOS	CASEN 1994	CASEN 2000
2 a 5 Trabajadores	0.02059	-0.0228888	-0.0781768
6 a 9 Trabajadores	0.12239	0.1194611	0.0570147
10 a 49 Trabajadores	0.16606	0.2149705	0.1942029
50 a 199 Trabajadores	0.25618	0.2778704	0.2930021
200 y más Trabajadores	0.23301	0.2872007	0.3063367

La diferencia más importante se encuentra en aquellos trabajadores que laboran en las empresas pequeñas que, según las estimaciones de este trabajo, tienen una tendencia a no contribuir, resultado contrario a lo presentado por Barrientos. También se observa que, con la excepción de las firmas más pequeñas, la tendencia a contribuir no presenta grandes cambios entre los dos períodos de observación.

3.1.2 Hombres

Al igual que en el caso de las mujeres, los tramos de edad resultaron ser diferentes para explicar la probabilidad de que los hombres cotizaran en el sistema de pensiones.

EDADES	BARRIENTOS (1998)	CASEN 94	CASEN 2000
Entre 16 y 24	0.25120	0.0309363	0.0090781
Entre 25 y 44	0.27792	0.083732	0.0976209
Entre 45 y 55	0.16496	0.0645894	0.1075807

Aunque no se encontraron diferencias en el signo con el estudio de Barrientos, la magnitud es bastante considerable obteniéndose valores muy inferiores a los del citado estudio.

Por otra parte, las características de jefe de hogar también presentan algunas diferencias con estudios anteriores.

BARRIENTOS (1998)	CASEN 94	CASEN 2000
-0.01650	0.0538944	0.0601318

Nuestros resultados indican que para aquellos hombres que son jefes de hogar, la probabilidad de contribuir al sistema de pensiones personal aumenta. No obstante, dicha probabilidad no ha cambiado significativamente entre los dos períodos analizados.

Finalmente, los resultados muestran de que aquellos hombres que no tenían seguro de salud también tenían una tendencia a no contribuir a sus sistemas de pensiones personal. En el año 2000 se observa las mayores diferencias donde

gran parte de los no asegurados en salud tendrían una fuerte tendencia a no contribuir, además de que aquellos que cuentan con seguro de salud público.

SALUD	BARRIENTOS	CASEN 1994	CASEN 2000
No tiene seguro	0.00902	-0.0386828	-0.5436838
FONASA	0.42837	0.3780767	-0.0570906
ISAPRE	0.55467	0.3572645	0.1371895

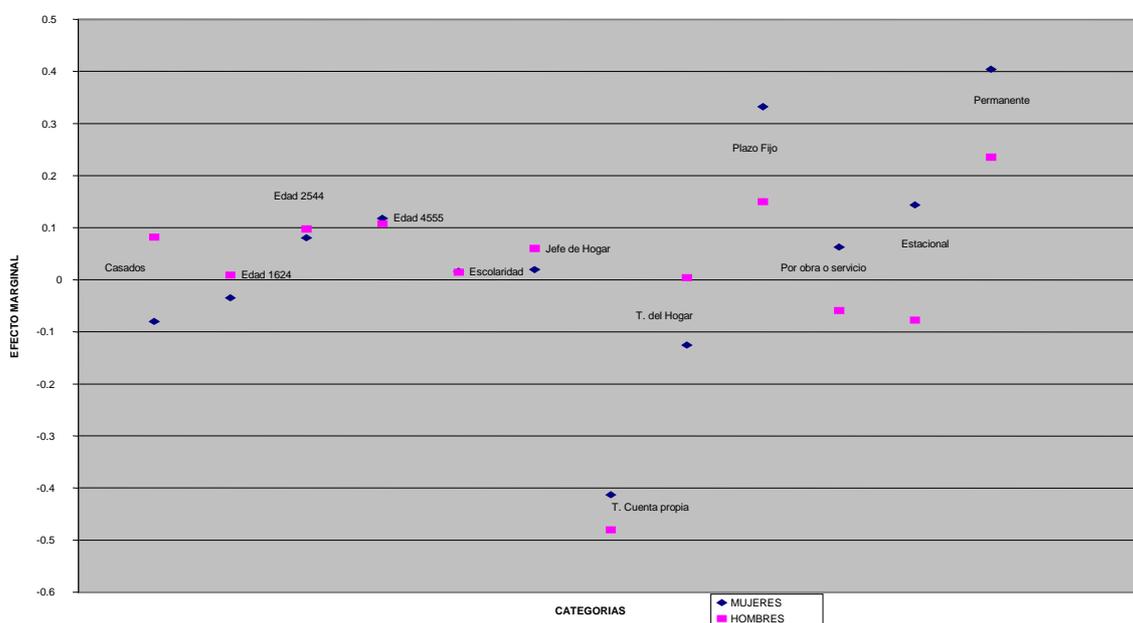
3.2 Comparaciones por Género

Una vez que se ha discutido las diferencias encontradas tanto entre estudios como entre períodos, el siguiente aspecto a ser analizado es la comparación entre géneros para los determinantes de cotizaciones en el sistema privado de pensiones. Para ello se ha escogido el año 2000 presentando los resultados de las estimaciones de la ecuación (1) separados entre género.

VARIABLES	MUJERES	HOMBRES
Casados	-0.0803415	0.0817481
Edad entre 16 y 24	-0.0346511	0.0090781
Edad entre 25 y 44	0.0804676	0.0976209
Edad entre 45 y 55	0.1180864	0.1075807
Escolaridad	0.0161165	0.0140735
Jefe de Hogar	0.0193347	0.0601318
T. Cuenta propia	-0.4132756	-0.4800654
T. del Hogar	-0.1253326	0.0037755

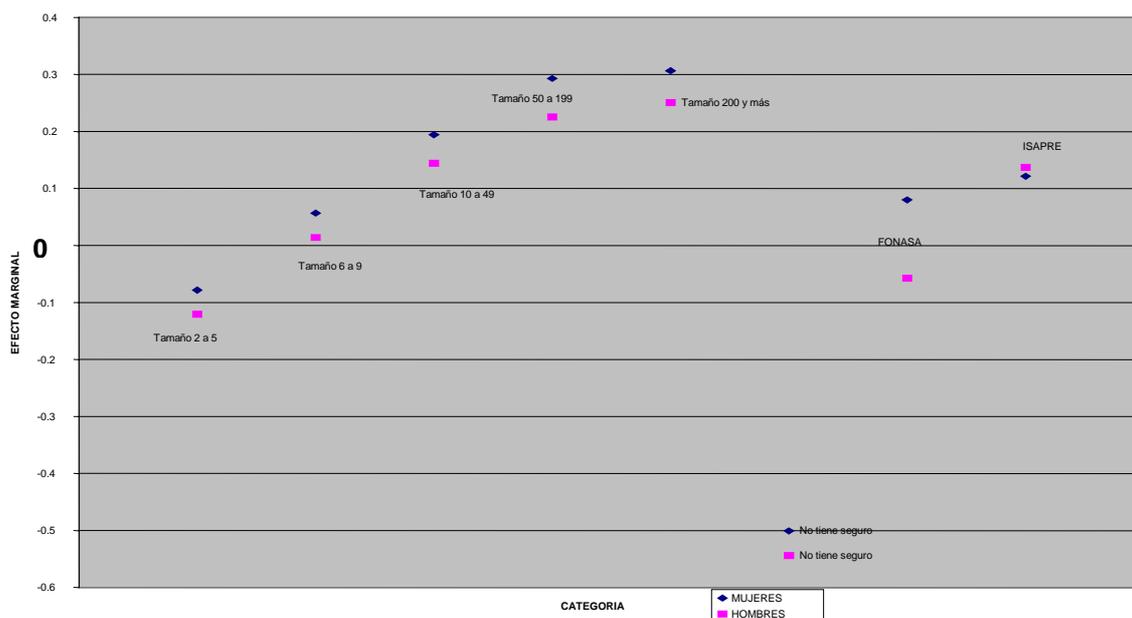
Plazo Fijo	0.3324939	0.1502394
Por obra o servicio	0.0629478	-0.059039
Estacional	0.1437997	-0.0775613
Permanente	0.4044223	0.2353967
Tamaño firma 2 a 5	-0.0781768	-0.1206657
Tamaño firma 6 a 9	0.0570147	0.014146
Tamaño firma 10 a 49	0.1942029	0.1445521
Tamaño firma 50 a 199	0.2930021	0.2252886
Tamaño firma 200 y más	0.3063367	0.2505014
No tiene seguro	-0.5004575	-0.5436838
FONASA	0.0799545	-0.0570906
ISAPRE	0.1213509	0.1371895
Gerentes	-0.0875467	-0.1248996
Profesionales y Tec	0.1191408	-0.069926
Personal Servicio	0.0420431	0.0044504
Agricultura	-0.1170461	-0.1240034
Operadores	-0.0124872	-0.0123723
No calificados	-0.047542	-0.0493601
Horas a la semana	0.0151663	0.007426
Horas al cuadrado	-0.001277	-0.0000574

La interpretación de los coeficientes alcanzados es un tanto dificultosa debido a su cantidad. Para salvar esta barrera, en los siguientes gráficos se presentan las diferentes variables junto a sus estimadores correspondientes los que han sido separados por género. Lo anterior permite no solo analizar las diferencias que pudieran existir entre género sino también evaluar la importancia relativa que tiene cada variables sobre la probabilidad de cotizar en forma activa.

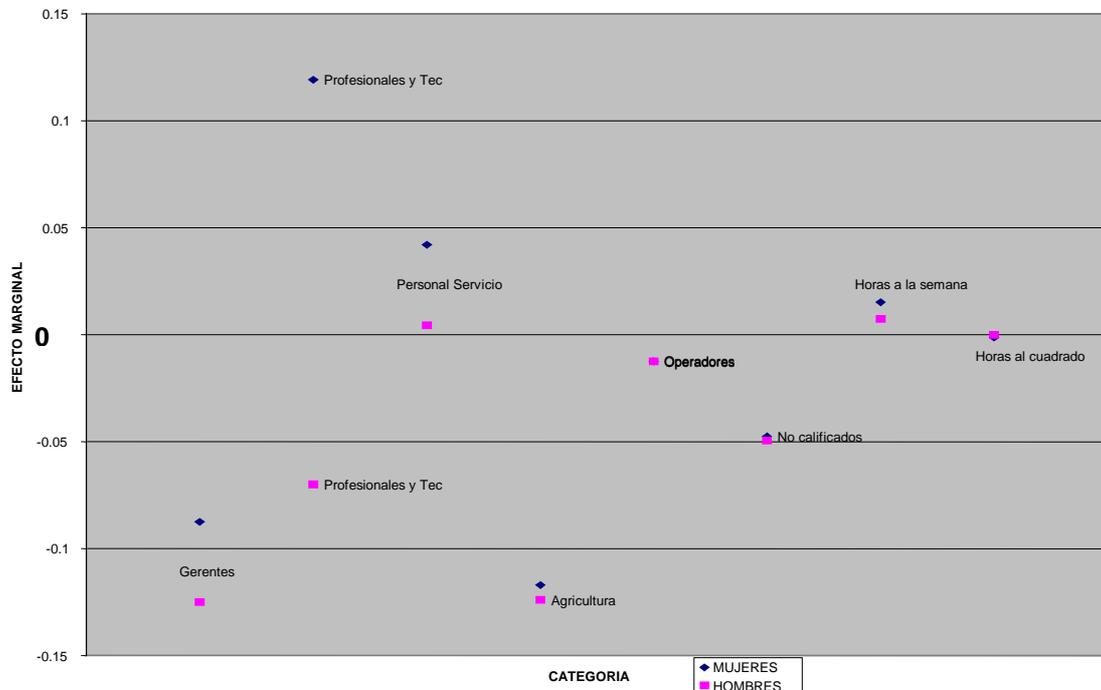


Con respecto a las primeras categorías se puede observar que las diferencias de signos están en Casados, Edad entre 16 y 24 años, Trabajadores del hogar, Trabajadores por obra y servicio y Trabajadores estacionales. En todas estas categorías, excepto en trabajadores por obra o servicio, las mujeres tienen una tendencia inversa a cotizar comparados con los hombres. En las demás categorías se puede observar la misma tendencia aunque con algunas diferencias en la escala. La diferencia en escala más grande se encuentra en los trabajadores con contratos de plazo fijo seguido por los trabajadores con contrato permanente, donde se observa que las mujeres en estas categorías tienen una mayor tendencia a la contribución que los hombres de la misma categoría. Adicionalmente, estas dos últimas categorías son las que tiene un peso mayor en

la probabilidad de cotizar entre el subconjunto de variables analizadas. Nos falta aún ver el impacto del resto de las variables las que se presentan en los siguientes gráficos.



Como se observa, solamente la variable dicotómica asociada a estar adscrito a FONASA presenta efectos contrarios entre mujeres y hombres siendo negativo para estos últimos. Para el resto de las variables, los efectos tienen los mismos signos y las diferencias por género son casi despreciables. Cabe hacer notar que la probabilidad de cotizar va aparejada con el tamaño de la firma llegando a su valor máximo para aquellos individuos que trabajan en firma con mas de 200 trabajadores.



Con respecto al último grupo de variables, del gráfico anterior se observa que para la mayoría no existen diferencias significativas entre los dos géneros. La excepción son en la categoría de Profesionales y Técnicos donde las diferencias en probabilidad son significativas y con signo contrario, teniendo los hombres de esta categoría una probabilidad negativa de cotizar. A pesar de que los estimadores encontrados en este estudio son relativamente mas consistentes que aquellos presentados en Barrientos (1998), este último resultado junto al hecho que aquellos individuos con cargos gerenciales, independientemente del sexo, tengan una probabilidad negativa de cotizar parece poco probable y levanta algunas dudas sobre la metodología de estimación.¹

En las secciones restantes de este trabajo se intenta atacar este potencial problema en el modelamiento, aspecto pocas veces tratado en temas aplicados en esta área. Comenzaremos por discutir uno de los supuestos mas restrictivos en

¹ Los resultados encontrados son robustos a problemas de heteroscedasticidad.

un modelo de variable dependiente bivariada el que tiene que ver con la distribución de los errores.

3.3 Pruebas de Normalidad

Una de las mayores críticas a los modelos de elección binaria es el supuesto sobre la forma funcional de $F(\cdot)$. Amemiya (1985) demuestra la inconsistencia de los estimadores obtenidos por máxima verosimilitud, como es el caso de probit, cuando el supuesto de normalidad en esta función no es válido. Dependiendo de las características de la muestra, este sesgo puede alcanzar valores estadísticamente significativos invalidando los resultados alcanzados al aplicar estas herramientas paramétricas.

Con este fin, en este trabajo se implementó una prueba de normalidad desarrollada por Pagan y Vella (1989) especialmente para modelos de elección binaria. Conceptualmente esta prueba de normalidad analiza las restricciones que se imponen sobre los diferentes momentos de los residuos del modelo probit. Para ello se prueba la ortogonalidad existente entre los residuos generalizados de la estimación por probit y potencias del valor índice del modelo. Formalmente esta prueba, del tipo Reset-test se implementa de la siguiente manera :

En un modelo Probit del tipo

$$\begin{aligned} y_i^* &= x_i \beta + u_i \\ y_i &= 1 \quad \text{si } y_i^* \geq 0 \\ y_i &= 0 \quad \text{en otro caso} \end{aligned}$$

donde el investigador sólo observa y_i . Para el caso de mpdelos con variable latente, los residuos generalizados se definen como :

$$\eta_i = E(u_i | y_i)$$

para el caso de un modelo probit, estos residuos tiene la siguiente forma :

$$\eta_i = \frac{(y_i - \Phi(x_i \beta))}{\Phi(x_i \beta)(1 - \Phi(x_i \beta))} \phi(x_i \beta)$$

donde $\Phi(x_i\beta)$ es la normal acumulada evaluada en el vector $x_i\beta$ y el valor $\phi(x_i\beta)$ es la densidad normal evaluada en el mismo vector.

De esta manera, un estadístico de prueba sobre el primer momento viene dado por :

$$C'R(R'R)^{-1}R'C \sim \chi_p^2$$

donde C es un vector de unos de dimensión n y R es una matriz cuya fila i es $(\eta_i x_i' \quad \eta_i z_i')$ donde $z_i = [(x_i\beta)^2 \quad (x_i\beta)^3]$ y p el número de restricciones. Este estadístico puede ser obtenido al regresionar C sobre R y aplicar una prueba de Wald sobre los coeficientes de z .

La hipótesis nula en esta prueba es que existe normalidad y se rechaza cuando el estadístico de Wald (parámetros de las potencias iguales a cero) es mayor a una chi-cuadrado con p (en este caso dos) grados de libertad.

La siguiente tabla muestra los resultados alcanzados para las cuatro regresiones implementadas.

MODELO	WALD CALCULADO	ESTADO
Probit Mujeres 1994	20.75	Se rechaza la Ho
Probit Hombres 1994	49.20	Se rechaza la Ho
Probit Mujeres 2000	28.02	Se rechaza la Ho
Probit Hombres 2000	51.20	Se rechaza la Ho

Como se puede observar todos los estadísticos calculados rechazan la hipótesis nula de normalidad invalidando, teóricamente, los estimadores encontrados por procedimientos paramétricos. En la siguiente sección se presentan y analizan dos formas alternativas para estimar modelos con variable binaria sin tener que realizar un supuesto acerca de la distribución de los errores, los que posteriormente son aplicados a los datos disponibles y contrastados con su homólogo paramétrico.

4 Estimación Semiparamétrica de Modelos de Elección Binaria

En principio, la estimación de la probabilidad definida en (1), a saber $P(\text{cont}_{ij} = 1 | x_{ij})$ podría ser realizada por una regresión no paramétrica sin necesariamente realizar ningún supuesto sobre la distribución de los errores.² No obstante, esta estimación sufriría el problema de la “maldición de la dimensionalidad” (course of dimensionality) cuando x es multidimensional (Gerfin 1996). Mas aún, en este trabajo estamos interesados en estimar β y $F(x_i, \beta)$ los que no pueden ser identificados mediante el uso de una regresión no paramétrica. De allí la importancia de los métodos semiparamétricos que viene a solucionar, en parte, estos problemas. En esta sección presentamos dos de estos métodos, sus principales características y definiciones para posteriormente aplicarlos a los datos disponibles.

4.1 Modelo Seminoparamétrico (Gabler, Laisney y Lechner 1993)

En este modelo seminoparamétrico, basado sobre la aproximación de Gallant y Nychka (1987), la densidad de la función de densidad $F(x_i, \beta)$ viene dada por la siguiente forma Hermit:

$$h^*(u) = \sum_{i,j=0}^K a_i a_j u^{i+j} \exp(-(u^2 / \delta^2))$$

la cual aproxima cualquier densidad suave que tenga una función generadora de momentos con colas tan anchas como una distribución t-student. En general, la normalización escalar de esta representación se alcanza cuando δ es igual a raíz de dos. Por otra parte, se debe asegurar que la densidad del error u , $h(u)$ integra la unidad. Ello se logra al definir esta densidad de la siguiente manera :

$$S = \int_{-\infty}^{\infty} h^*(u) du$$

² La condicionalidad de estar afiliado se ha desechado por los argumentos planteados en la sección 2

El modelo seminoparamétrico anida al modelo Probit y es obtenido de la maximización de la siguiente función de verosimilitud :

$$F(x_i b_{np} | x_i) = S^{-1} \int_{-x_i b_{np}}^{\infty} h^*(u) du$$

condicional en un valor dado de K . Este estimador de quasi verosimilitud es asintóticamente normal (Gabler et al 1993) permitiendo la implementación de técnicas de prueba tradicionales.

4.2 Score Máximo Suavizado (Horowitz, 1992)

El modelo de score máximo consiste en imponer condiciones adicionales al modelo probit original. Estos supuestos consisten en que la mediana $(u | x) = 0$ y que la distribución de u satisface ciertas condiciones de regularidad.

La estimación de este parámetro consiste en maximizar la siguiente función:

$$S_N(b_{sms}) = N^{-1} \sum_{i=1}^N [2 \cdot 1(y_i = 1) - 1] \Phi(x_i b_{sms} / h_n)$$

donde $1(\cdot)$ denota una función indicador, es decir $1(\cdot) = 1$ si la expresión entre paréntesis es verdadera. La distribución acumulada de la normal es la función suavizada, y h es la secuencia de anchos de banda (bandwidths).

4.3 Resultados

Para la estimación de estos modelos se utilizó el paquete GAUSS.³ Los estimadores fueron obtenidos luego de un proceso de iteración hasta que el gradiente convergiera a cero. Los modelos requieren la integración de algunas funciones para lo cual se siguieron los pasos especificados en Horowitz (1992).

Una de las restricciones de las estimaciones utilizando los modelos semiparamétricos descritos anteriormente es la gran demanda en tiempo computacional que ellos requieren. Lo anterior se agudiza de sobremanera considerando el gran número de datos como también de variables disponibles. Debido a la imposibilidad de estimar los modelos sugeridos con todas las variables incorporadas en la sección anterior, se procedió a estimar una versión

³ Los programas en Gauss están disponibles para quien los requiera.

mas reducida de éstos. El modelo elegido considera las siguiente variables como explicativas de la probabilidad de observar a un individuo cotizando activamente en el sistema de pensiones : Casado, Escolaridad, Trabajo Temporal, Trabajo Permanente, Sin seguro de Salud, Seguro de Salud ISAPRE.⁴

En particular, y considerando que pudieran existir sesgos generados por omisión de variables relevantes, los resultados que se presentan a continuación tiene el objetivo principal de comparar los tres formas de estimación discutidas a lo largo de este trabajo y justificar algunas diferencias observadas. No obstante, no se pretende realizar un análisis exhaustivo de los determinantes de la contribución pues dichas condicionantes son estimados con un modelo ad-hoc. Se dejará para una versión mejorada de este trabajo cumplir con ese objetivo y en consecuencia, para hacer las comparaciones se consideran los estimadores obtenidos y no sus efectos marginales.

En la siguiente tabla se presentan los resultados de las estimaciones por los tres métodos discutidos anteriormente . La variable dependiente sigue siendo binaria con un valor unitario si la mujer encuestado dice que cotiza activamente en el sistema de AFP durante el año 2000 y cero en otro caso.

VARIABLES	PROBIT	SNP	SMOOTHED
Constante	-1.0330	4.2967	-1.0224
Casado	-0.2230	-0.4129	-0.2231
Escolaridad	0.0980	1.0677	0.0967
Trabajo temporal	-0.0770	-1.6770	-0.0797
Trabajo permanente	0.3950	-1.4000	0.3942
Sin seguro salud	-1.7660	2.1623	-1.7653
Isapre	0.4630	1.1395	0.4667

⁴ El criterio de inclusión se basó mas bien en los tiempos de convergencia a una solución. Se espera en revisiones posteriores de este trabajo incluir un grupo adicional de variables considerando criterios de importancia relativa y discriminación entre géneros.

Como se observa en la tabla anterior, no existen marcadas diferencias entre los estimadores paramétricos obtenidos por probit y aquellos no paramétricos resultantes de la suavización del score máximo sugerido por Horowitz (1992). No obstante lo anterior, existen algunas diferencias de estos dos últimos estimadores con aquellos resultantes de la estimación seminoparamétrica. Dichas diferencias alcanzan su mayor valor en el caso de la variable dicotómica de individuos que no tienen un seguro de salud alcanzando incluso signos contrarios al igual que en el caso de trabajo permanente.

Estas diferencias aunque menos marcadas, también se presentan en el caso de los hombres encuestados durante el año 2000. La siguiente tabla muestra los resultados alcanzados.

VARIABLES	PROBIT	SNP	SMOOTHED
Constante	0.8004	6.3198	1.8272
Casado	0.1631	-0.5220	0.1977
Escolaridad	0.0763	1.6926	0.3497
Trabajo temporal	-0.1419	-1.3429	-0.9150
Trabajo permanente	0.4166	-2.6418	0.4234
Sin seguro salud	-1.6533	0.6636	-0.8189
Isapre	0.8608	-0.7826	1.5780

Como se observa, existen marcadas diferencias entre algunos de los estimadores encontrados reflejando la sensibilidad que tienen los resultados al levantamiento de algunos supuestos en los modelos implementados. No obstante lo anterior, existe una alta coincidencia entre dos de los estimadores implementados donde uno de ellos no asume necesariamente el supuesto de normalidad en los errores.

Ello podría indicar que los sesgos potenciales que pudieran aparecer al estimar un modelo probit no fueran significativamente relevantes y que, por tanto, el análisis realizado en las secciones anteriores siga siendo válido.

5 Conclusiones

El principal objetivo de este trabajo ha sido caracterizar los determinantes de la cobertura previsional por género en Chile. Siguiendo la literatura en esta área se ha estimado un modelo de elección binaria en función de un conjunto de características individuales corroborándose gran parte de los resultados que existían para Chile a principios de los noventa.

En primer lugar, la esperanza de contribuir a un sistema de pensiones personal para las mujeres era marginalmente mayor a la de los hombres, pero esta situación cambia para el 2000 donde los hombres tienen una mayor probabilidad esperada de cotizar. No obstante lo anterior, Chile tiene tasas de cobertura femenina muy superiores a las observadas en países en desarrollo las que no superan el 45% (Even y Macpherson, 1994).

A pesar de que este trabajo presenta resultados similares con respecto a otros trabajos en el área para Chile (Barrientos, 1998) existen algunas diferencias importantes que es necesario analizar. Por una parte, en este trabajo sugiere que los individuos más jóvenes tienen una probabilidad negativa de cotizar controlando por otras características de los individuos. Ello es consistente con la evidencia de altas tasas de desempleo y trabajo informal para el caso de jóvenes con bajo nivel de entrenamiento paralelo a que un gran conjunto de la población joven aun se encuentra en la etapa estudiantil y por lo tanto no cotizan en el sistema de pensiones. Por otra parte, este trabajo también encuentra que la situación de jefes de hogar, para el caso de los hombres, aumenta la probabilidad de cotizar resultado consistente con la evidencia internacional pero que no existía para el caso chileno.

Con respecto a las diferencias por género, los resultados para el año 2000 sugieren que existen grandes similitudes entre la gran mayoría de las variables escogidas siendo en algunos casos e impacto exactamente igual. No obstante lo anterior, se encontraron diferencias principalmente referidas a la situación civil,

algunas de las características de empleo como número de trabajadores en la firma donde se desempeñan, pero principalmente en la variable que se refiere a profesionales y técnicos donde las mujeres presentan un signo negativo y los hombres un signo positivo mucho mayor.

Una de los principales problemas que presentan trabajos empíricos en esta áreas es la vulnerabilidad de los resultados obtenidos a los supuestos implícitos en las metodologías de estimación. Amemiya (1985) demuestra la inconsistencia en el uso de modelos binarios tipo probit, frecuentemente utilizados en este tipo de análisis, cuando la distribución subyacente no se comporta como una normal. Dicha inconsistencia puede ser estadísticamente significativa dependiendo de las características de la muestra disponible para las estimaciones.

La aplicación de una prueba novedosa sobre normalidad en los residuos generalizados resultó en un rechazo de la hipótesis nula de normalidad para todos los modelos estimados poniendo en duda los resultados anteriormente mencionados. Con el fin de analizar la sensibilidad de los resultados a la forma funcional se procedió a estimar por métodos no paramétricos versiones reducidas de los modelos anteriores. Los resultados sugieren que la aproximación por probit resulta relativamente razonable aunque, dada las restricciones en términos de tiempo computacional, no se pudo estimar las versiones completas de los modelos por los métodos no paramétricos.

Se deja para una versión mejorada de este trabajo la estimación mediante técnicas no paramétricas de un vector mas amplio de variables junto a la utilización de otras formas funcionales que permitan sustentar o bien rechazar los resultados alcanzados en este trabajo.

6 Referencias

[1] AMEMIYA, Takeshi, (1985), *Advanced Econometrics*. Harvard.

[2] ARENAS DE MESA, Alberto, (2000), *Cobertura Previsional en Chile: Lecciones y Desafíos del Sistema de Pensiones Administrado por el Sector Privado*. Publicación de las Naciones Unidas, LC/L. 1457-P. CEPAL, SERIE Financiamiento del Desarrollo No 105.

- [3] BARRIENTOS Armando, (1998), *Pension Reform, Personal Pensions and Gender Differences in Pension Coverage*. World development, Vol. 26. No 1, 125-137.
- [4] BENAVENTE, José Miguel, (2002), *Apuntes de Clases: Microeconometría Aplicada*. 1-325
- [5] GABLER, S. LAISNEY, F. y LECHNER M. (1993), *Semi-nonparametric maximum likelihood estimation of binary choice models with an application to labor force participation* , Journal of Business and Economic Statistics, 11, 61-80.
- [6] GERFIN, Michael, (1996), *Parametric and Semi-Parámetro Estimation of the Binary Response Model of Labour Market Participation*. Journal of Applied Econometrics, Volume 11, Issue 3, 321-339.
- [7] HOROWITZ, Joel (1992), *A Smoothed Maximum Score Estimator for the Binary Response Model* , Econometrica 60, 505-31.
- [8] KONING, R & KLAAUW, B, (1998), *Some Applications of Semi Nonparametric Maximum Likelihood Estimation*. Departament of Economics of Brown University.

7 Apéndice

DESCRIPCIÓN DE LAS VARIABLES

VARIABLES	DESCRIPCIÓN DE LA VARIABLE	TIPO DE VARIABLE
CONTRIBUYE	Si contribuye a un plan previsional de pensiones	Variable Dicotómica
Constante	Vector de Unos	Variable en Niveles
CARACTERÍSTICAS PERSONALES		
Casado	Estado Civil	Variable Dicotómica
Edad 16_24	Trabajadores entre 16 y 24 años	Variable Dicotómica
Edad 25_44	Trabajadores entre 25 y 44 años	Variable Dicotómica
Edad 45_55	Trabajadores entre 45 y 55 años	Variable Dicotómica
Escolaridad	Años de Escolaridad	Variable en Niveles
Jefe de Hogar	Si el Trabajador es el jefe del hogar	Variable Dicotómica
CARACTERÍSTICAS DE EMPLEO		
Trabajador Cuenta Propia	Si Trabaja por cuenta propia	Variable Dicotómica
Trabajador del hogar	Si trabaja como empleado del hogar	Variable Dicotómica
Plazofijo	Si tiene contrato de plazo fijo	Variable Dicotómica
Por obra o servicio	Si trabaja por obra y/o servicio	Variable Dicotómica
Temporada	Si trabaja en temporadas (estacional)	Variable Dicotómica
Permanente	Si tiene trabajo permanente	Variable Dicotómica
TAMAÑO DEL ESTABLECIMIENTO		
tamano2_5	Si donde trabaja tiene de 2 a 5 empleados	Variable Dicotómica
tamano6_9	Si donde trabaja tiene de 6 a 9 empleados	Variable Dicotómica
tamano10_49	Si donde trabaja tiene de 10 a 49 empleados	Variable Dicotómica
tamano50_199	Si donde trabaja tiene de 50 a 199 empleados	Variable Dicotómica
tamano200	Si donde trabaja tiene de 200 o mas empleados	Variable Dicotómica
PROGRAMA DE SALUD		
No tiene seguro salud	Que no tiene ningún sistema de seg. Salud	Variable Dicotómica
Fonasa	Tiene Seguro Público en sus diferentes cat	Variable Dicotómica
Isapre	Tiene Seguro Privado	Variable Dicotómica
OCUPACION		
gerentes	Trabaja como gerente en su empresa	Variable Dicotómica
profe_tecnicos	Es profesional o técnico calificado	Variable Dicotómica
personal_servicio	Prestador de servicio y comercio	Variable Dicotómica
agricultura	Trabajador en agricultura	Variable Dicotómica
operadores	Operador en distintos sectores	Variable Dicotómica
nocalificados	Persona no calificada	Variable Dicotómica
HORAS TRABAJADAS		
horas_semana	Horas que trabaja a la semana	Variable en Niveles
horas_semana2	Horas que trabaja a la semana al cuadrado	Variable en Niveles
GANANCIAS MENSUALES		
decil1	Esta en el decil 1 de ingresos (pobre)	Variable Dicotómica
decil2	Esta en el decil 2 de ingresos	Variable Dicotómica
decil3	Esta en el decil 3 de ingresos	Variable Dicotómica
decil4	Esta en el decil 4 de ingresos	Variable Dicotómica
decil5	Esta en el decil 5 de ingresos	Variable Dicotómica
decil6	Esta en el decil 6 de ingresos	Variable Dicotómica
decil7	Esta en el decil 7 de ingresos	Variable Dicotómica
decil8	Esta en el decil 8 de ingresos	Variable Dicotómica
decil9	Esta en el decil 9 de ingresos	Variable Dicotómica
decil10	Esta en el decil 10 de ingresos (mas rico)	Variable Dicotómica
REGION		
region1	Vive en la Región 1	Variable Dicotómica
region2	Vive en la Región 2	Variable Dicotómica
region3	Vive en la Región 3	Variable Dicotómica
region4	Vive en la Región 4	Variable Dicotómica
region5	Vive en la Región 5	Variable Dicotómica
region6	Vive en la Región 6	Variable Dicotómica
region7	Vive en la Región 7	Variable Dicotómica
region8	Vive en la Región 8	Variable Dicotómica
region9	Vive en la Región 9	Variable Dicotómica
region10	Vive en la Región 10	Variable Dicotómica
region11	Vive en la Región 11	Variable Dicotómica
region12	Vive en la Región 12	Variable Dicotómica
regionm	Vive en la Región Metropolitana (Santiago)	Variable Dicotómica

La muestra utilizada es solo de personas ocupadas, para el armado de las variables ficticias siempre se considero 1 en caso afirmativo y 0 en otro caso. En todas las estimaciones se obvio una variable ficticia por región en lugar de obviar la constante para eliminar el problema de perfecta multicolinealidad.

Para facilitar el análisis del modelo se presenta los efectos marginales. Estos fueron calculados a partir del promedio de las variables explicativas En los cuadros siguientes se presentan sus errores estándar, su estadístico t, el p-value de este estadístico y los intervalos de confianza de los efectos marginales.

PROBIT MUJERES CASEN 1994

contri	dF/dx	Std. Err.	z	P> z	x-bar	[95% C.I.]
casado*	-.1093159	.0111559	-9.80	0.000	.42724	-.131181	-.087451	
edad1~24*	-.0719261	.0225199	-3.24	0.001	.187013	-.116064	-.027788	
edad2~44*	.0492892	.0185473	2.66	0.008	.553771	.012937	.085641	
edad4~55*	.0652908	.0182323	3.49	0.000	.175233	.029556	.101025	
escola~d	.0112259	.0015751	7.13	0.000	9.89685	.008139	.014313	
jefede~r*	-.00913	.0141353	-0.65	0.517	.184903	-.036835	.018575	
t_cuen~a*	-.3559982	.0164356	-20.58	0.000	.202192	-.388211	-.323785	
trabaj~r*	-.1138613	.0220918	-5.25	0.000	.165856	-.15716	-.070562	
plazof~o*	.1930939	.0358842	4.39	0.000	.033288	.122762	.263426	
obra_o~o*	.0350622	.0471968	0.73	0.465	.070855	-.057442	.127566	
tempor~a*	.0324396	.045741	0.70	0.484	.144875	-.057211	.12209	
perman~e*	.3191435	.0453591	6.84	0.000	.740257	.230241	.408046	
tamano~5*	-.0228888	.015165	-1.52	0.129	.202954	-.052612	.006834	
taman~_9*	.1194611	.0197401	5.56	0.000	.061419	.080771	.158151	
taman~49*	.2149705	.0149127	12.73	0.000	.216961	.185742	.244199	
tama~199*	.2778704	.0134073	14.74	0.000	.093536	.251593	.304148	
tama~200*	.2872007	.0134431	14.42	0.000	.080173	.260853	.313549	
no_seg~d*	.0164321	.0162724	1.01	0.315	.251714	-.015461	.048325	
fonasa*	.3619931	.0124287	26.07	0.000	.405497	.337633	.386353	
isapre*	.3286072	.0119394	21.77	0.000	.230968	.305206	.352008	
gerentes*	.0564891	.0764072	0.71	0.475	.004044	-.093266	.206244	
profe~s*	.1937719	.0174653	9.74	0.000	.167614	.159541	.228003	
person~o*	.0700593	.0157674	4.38	0.000	.342554	.039156	.100963	
agricu~a*	.0101732	.0393479	0.26	0.797	.017289	-.066947	.087294	
operad~s*	.0741599	.0328793	2.15	0.031	.022563	.009718	.138602	
nocali~s*	.0616549	.0197828	3.08	0.002	.326027	.022881	.100428	
horas~a	.0117599	.0010971	10.74	0.000	46.373	.00961	.01391	
horas~2	-.0001055	.000011	-9.58	0.000	2399.59	-.000127	-.000084	
decil1*	-.2948968	.0323988	-8.71	0.000	.056028	-.358397	-.231396	
decil2*	-.2550795	.0314744	-7.97	0.000	.071851	-.316768	-.193391	
decil3*	-.2339144	.0309084	-7.53	0.000	.091953	-.294494	-.173335	
decil4*	-.2344353	.0303598	-7.69	0.000	.105374	-.29394	-.174931	
decil5*	-.2284573	.0303699	-7.51	0.000	.114048	-.287981	-.168934	
decil6*	-.2200941	.0311711	-7.07	0.000	.106253	-.281188	-.159	
decil7*	-.2114851	.0314607	-6.75	0.000	.109125	-.273147	-.149823	
decil8*	-.1851784	.0326561	-5.73	0.000	.109594	-.249183	-.121174	

decil9*	-.2336082	.0326679	-7.12	0.000	.10596	-.297636	-.16958
decil10*	-.2866369	.0327419	-8.49	0.000	.095294	-.35081	-.222464
region1*	-.0583497	.0484066	-1.23	0.220	.023736	-.153225	.036526
region2*	-.1457546	.044513	-3.33	0.001	.041024	-.232999	-.058511
region3*	-.1042671	.0460324	-2.31	0.021	.032644	-.194489	-.014045
region4*	-.1544314	.0414209	-3.79	0.000	.069331	-.235615	-.073248
region5*	-.0937288	.0386281	-2.47	0.014	.15138	-.169438	-.018019
region6*	-.1263857	.0454207	-2.84	0.005	.033699	-.215409	-.037363
region7*	-.1823956	.0398849	-4.63	0.000	.103382	-.260569	-.104223
region8*	-.1191333	.039287	-3.09	0.002	.140421	-.196134	-.042132
region9*	-.1790946	.0479904	-3.77	0.000	.025963	-.273154	-.085035
region10*	-.1531557	.0443889	-3.51	0.000	.039559	-.240156	-.066155
region11*	-.1570974	.0543171	-2.94	0.003	.016527	-.263557	-.050638
regionrm*	-.1137866	.0370667	-3.10	0.002	.303991	-.186436	-.041137

obs. P	.5885249						
pred. P	.6355871	(at x-bar)					

PROBIT HOMBRES CASEN 1994

contri~e	dF/dx	Std. Err.	z	P> z	x-bar	[95% C.I.]
edad1~24*	-.0203845	.0215721	-0.95	0.342	.187013	-.062665	.021896	
edad2~44*	.0571683	.0185223	3.09	0.002	.553771	.020865	.093471	
edad4~55*	.0600529	.0182679	3.21	0.001	.175233	.024248	.095857	
escola~d	.0116055	.0015712	7.39	0.000	9.89685	.008526	.014685	
jefede~r*	.0437624	.0124598	3.46	0.001	.184903	.019342	.068183	
t_cuen~a*	-.3633634	.0164812	-20.89	0.000	.202192	-.395666	-.331061	
tempor~o*	-.1119662	.0251107	-4.56	0.000	.046299	-.161182	-.06275	
trabaj~r*	-.1341029	.0225871	-6.05	0.000	.165856	-.178373	-.089833	
viapub~a*	-.0644444	.0355355	-1.85	0.064	.022856	-.134093	.005204	
plazof~o*	.1812196	.0366865	4.11	0.000	.033288	.109315	.253124	
obra_o~o*	.0192236	.0474639	0.40	0.688	.070855	-.073804	.112251	
tempor~a*	.0344719	.045136	0.75	0.451	.144875	-.053993	.122937	
perman~e*	.298929	.045478	6.45	0.000	.740257	.209794	.388064	
miembr~d*	.138931	.0255528	4.85	0.000	.053918	.088848	.189014	
tamano~5*	-.0267849	.0150943	-1.79	0.074	.202954	-.056369	.002799	
taman~9*	.1160959	.0196979	5.43	0.000	.061419	.077489	.154703	
taman~49*	.210965	.0149242	12.51	0.000	.216961	.181714	.240216	
tama~199*	.2746873	.0135178	14.49	0.000	.093536	.248193	.301182	
tama~200*	.2835128	.0136962	14.03	0.000	.080173	.256669	.310357	
no_seg~d*	.0214201	.0162021	1.31	0.189	.251714	-.010335	.053176	
fonasa*	.3508961	.0124975	25.30	0.000	.405497	.326401	.375391	
isapre*	.3132927	.0121679	20.74	0.000	.230968	.289444	.337141	
gerentes*	.0367255	.0788874	0.46	0.648	.004044	-.117891	.191342	
profe~s*	.1872135	.0175905	9.39	0.000	.167614	.152737	.22169	
person~o*	.0706344	.0157299	4.43	0.000	.342554	.039804	.101464	
agricu~a*	.0140081	.0390181	0.36	0.721	.017289	-.062466	.090482	
operad~s*	.0728602	.0330657	2.10	0.036	.022563	.008053	.137668	
nocali~s*	.0816473	.0199658	4.02	0.000	.326027	.042515	.120779	
horas~a	.0122554	.0010936	11.24	0.000	46.373	.010112	.014399	
horas~2	-.0001091	.000011	-9.96	0.000	2399.59	-.000131	-.000088	
decil1*	-.3332296	.0309204	-10.02	0.000	.056028	-.393833	-.272627	
decil2*	-.2920192	.0303757	-9.27	0.000	.071851	-.351554	-.232484	
decil3*	-.2739147	.0298934	-8.96	0.000	.091953	-.332505	-.215325	
decil4*	-.2697498	.0294802	-8.98	0.000	.105374	-.32753	-.21197	

decil5*	-.2681819	.0294315	-8.96	0.000	.114048	-.325867	-.210497
decil6*	-.2613389	.03021	-8.53	0.000	.106253	-.320549	-.202128
decil7*	-.2585249	.0304399	-8.39	0.000	.109125	-.318186	-.198864
decil8*	-.2301788	.0318271	-7.23	0.000	.109594	-.292559	-.167799
decil9*	-.2784331	.0315298	-8.63	0.000	.10596	-.34023	-.216636
decil10*	-.3336061	.0310758	-10.10	0.000	.095294	-.394514	-.272699
region1*	-.0498476	.0481451	-1.05	0.292	.023736	-.14421	.044515
region2*	-.1407343	.0445145	-3.23	0.001	.041024	-.227981	-.053487
region3*	-.0998585	.0460373	-2.22	0.027	.032644	-.19009	-.009627
region4*	-.1461523	.0414018	-3.60	0.000	.069331	-.227298	-.065006
region5*	-.0851853	.0384976	-2.25	0.024	.15138	-.160639	-.009731
region6*	-.1057471	.0453663	-2.38	0.017	.033699	-.194663	-.016831
region7*	-.1759631	.0399225	-4.47	0.000	.103382	-.25421	-.097716
region8*	-.116519	.0392428	-3.03	0.002	.140421	-.193433	-.039605
region9*	-.1816745	.047931	-3.83	0.000	.025963	-.275618	-.087731
region10*	-.1552964	.0444035	-3.56	0.000	.039559	-.242326	-.068267
region11*	-.1519642	.0542693	-2.85	0.004	.016527	-.25833	-.045598
regionrm*	-.1083804	.0369925	-2.96	0.003	.303991	-.180884	-.035876

obs. P	.5885249						
pred. P	.6381238 (at x-bar)						

PROBIT MUJERES CASEN 2000

contri~e	dF/dx	Std. Err.	z	P> z	x-bar	[95% C.I.]
casado*	-.0803415	.0092816	-8.64	0.000	.412293	-.098533	-.06215	
edad1~24*	-.0346511	.0188663	-1.84	0.066	.151112	-.071628	.002326	
edad2~44*	.0804676	.0153965	5.21	0.000	.555648	.050291	.110644	
edad4~55*	.1180864	.0153569	7.52	0.000	.192235	.087987	.148185	
escola~d	.0161165	.0013707	11.76	0.000	10.0167	.01343	.018803	
jefede~r*	.0193347	.0115608	1.67	0.095	.195559	-.003324	.041994	
t_cuen~a*	-.4132756	.0120594	-28.19	0.000	.202486	-.436912	-.38964	
trabaj~r*	-.1252326	.017329	-7.14	0.000	.155507	-.159197	-.091268	
plazof~o*	.3324939	.0416804	5.75	0.000	.03851	.250802	.414186	
obra_o~o*	.0629478	.0692915	0.90	0.370	.032692	-.072861	.198757	
tempor~a*	.1437997	.062947	2.21	0.027	.181984	.020426	.267173	
perman~e*	.4044223	.0538129	6.50	0.000	.742737	.298951	.509894	
tamano~5*	-.0781768	.0133378	-5.85	0.000	.239373	-.104318	-.052035	
taman~_9*	.0570147	.0201401	2.80	0.005	.055094	.017541	.096489	
taman~49*	.1942029	.0152866	11.90	0.000	.157801	.164242	.224164	
tama~199*	.2930021	.0147384	16.37	0.000	.092971	.264115	.321889	
tama~200*	.3063367	.0141043	18.09	0.000	.135874	.278693	.333981	
no_seg~d*	-.5004575	.0136901	-19.84	0.000	.083432	-.52729	-.473625	
fonasa*	.0799545	.0255996	3.12	0.002	.732288	.02978	.130129	
isapre*	.1213509	.0267448	4.41	0.000	.162115	.068932	.17377	
gerentes*	-.0875467	.0318167	-2.74	0.006	.076981	-.149906	-.025187	
profe~s*	.1191408	.0293252	3.95	0.000	.149094	.061665	.176617	
person~o*	.0420431	.0278767	1.50	0.132	.345247	-.012594	.09668	
agricu~a*	-.1170461	.0313515	-3.68	0.000	.067165	-.178494	-.055598	
operad~s*	-.0124872	.0330368	-0.38	0.705	.04979	-.077238	.052264	
nocali~s*	-.047542	.028913	-1.64	0.100	.290984	-.10421	.009126	
horas~a	.0151663	.0007329	20.71	0.000	45.0458	.01373	.016603	
horas~2	-.0001277	7.53e-06	-16.97	0.000	2330.22	-.000143	-.000113	
decil1*	-.4397065	.0181745	-16.02	0.000	.071717	-.475328	-.404085	
decil2*	-.3757999	.0221448	-13.31	0.000	.086361	-.419203	-.332397	

decil3*	-.3416031	.0239752	-11.93	0.000	.101362	-.388594	-.294613
decil4*	-.2863788	.02616	-9.84	0.000	.118697	-.337652	-.235106
decil5*	-.2746177	.0266892	-9.32	0.000	.111731	-.326928	-.222308
decil6*	-.2607932	.0274298	-8.70	0.000	.108486	-.314555	-.207032
decil7*	-.2647481	.0275414	-8.77	0.000	.109515	-.318728	-.210768
decil8*	-.2249091	.0291457	-7.25	0.000	.106467	-.282034	-.167785
decil9*	-.2543286	.0289316	-8.05	0.000	.093921	-.311033	-.197624
decil10*	-.2588991	.0298579	-7.85	0.000	.073696	-.317419	-.200379
region1*	-.2535245	.0353245	-6.46	0.000	.044882	-.322759	-.18429
region2*	-.1915034	.0402586	-4.50	0.000	.027349	-.270409	-.112598
region3*	-.16055	.0401417	-3.86	0.000	.03004	-.239226	-.081874
region4*	-.1909463	.0373409	-4.85	0.000	.04413	-.264133	-.11776
region5*	-.2253413	.0346122	-6.11	0.000	.105122	-.29318	-.157503
region6*	-.1042367	.0380566	-2.71	0.007	.07239	-.178826	-.029647
region7*	-.1994965	.0356659	-5.32	0.000	.088063	-.2694	-.129593
region8*	-.2620985	.0335015	-7.22	0.000	.134766	-.32776	-.196437
region9*	-.2086006	.0357703	-5.50	0.000	.071915	-.278709	-.138492
region10*	-.1715386	.0368242	-4.50	0.000	.080503	-.243713	-.099364
region11*	-.1007488	.047822	-2.08	0.037	.014763	-.194478	-.007019
regionrm*	-.2000238	.0353661	-5.51	0.000	.273094	-.26934	-.130708

obs. P	.53289						
pred. P	.5301737	(at x-bar)					

PROBIT HOMBRES CASEN 2000

contri~e	dF/dx	Std. Err.	z	P> z	x-bar	[95% C.I.]
casado*	.0817481	.0067539	12.07	0.000	.559572	.068511	.094986	
edad1~24*	.0090781	.0121487	0.75	0.455	.133317	-.014733	.032889	
edad2~44*	.0976209	.0088718	10.95	0.000	.522302	.080233	.115009	
edad4~55*	.1075807	.0089853	11.72	0.000	.197605	.08997	.125191	
escola~d	.0140735	.0008853	15.90	0.000	8.58739	.012338	.015809	
jefede~r*	.0601318	.0075311	7.98	0.000	.660105	.045371	.074892	
t_cuen~a*	-.4800654	.0068009	-57.35	0.000	.27136	-.493395	-.466736	
trabaj~r*	.0037755	.0604735	0.06	0.950	.001484	-.11475	.122301	
plazof~o*	.1502394	.0482405	2.92	0.004	.036144	.05569	.244789	
obra_o~o*	-.059039	.0537998	-1.10	0.272	.051427	-.164485	.046407	
tempor~a*	-.0775613	.0525825	-1.47	0.140	.205451	-.180621	.025498	
perman~e*	.2353967	.0501313	4.55	0.000	.704351	.137141	.333652	
tamaño~5*	-.1206657	.0086214	-13.92	0.000	.266328	-.137563	-.103768	
taman~_9*	.014146	.0120669	1.17	0.242	.073243	-.009505	.037797	
taman~49*	.1445521	.0096425	14.42	0.000	.180139	.125653	.163451	
tama~199*	.2252886	.0100324	20.01	0.000	.106077	.205626	.244952	
tama~200*	.2505014	.0100863	21.80	0.000	.137735	.230733	.27027	
no_seg~d*	-.5436838	.0087153	-36.12	0.000	.13301	-.560766	-.526602	
fonasa*	-.0570906	.0162627	-3.49	0.000	.71027	-.088965	-.025216	
isapre*	.1371895	.0180512	7.28	0.000	.125949	.10181	.172569	
gerentes*	-.1248996	.0138182	-8.92	0.000	.063861	-.151983	-.097816	
profe~s*	-.069926	.0151277	-4.62	0.000	.074386	-.099576	-.040276	
person~o*	.0044504	.0123986	0.36	0.720	.096082	-.01985	.028751	
agricu~a*	-.1240034	.0103349	-11.91	0.000	.207191	-.144259	-.103747	
operad~s*	-.0123723	.0105518	-1.17	0.241	.161274	-.033053	.008309	
nocali~s*	-.0493601	.0097367	-5.07	0.000	.272195	-.068444	-.030277	
horas~a	.007426	.0005426	13.69	0.000	49.605	.006363	.008489	
horas~2	-.0000574	5.22e-06	-11.00	0.000	2677.68	-.000068	-.000047	
decil1*	-.153515	.0929462	-1.62	0.105	.113412	-.335686	.028656	
decil2*	.0096091	.0946883	0.10	0.919	.134358	-.175976	.195195	

decil3*	.040597	.0938191	0.43	0.667	.132413	-.143285	.224479
decil4*	.0711845	.0925576	0.76	0.448	.124465	-.110225	.252594
decil5*	.0978543	.0910364	1.05	0.294	.111058	-.080574	.276282
decil6*	.1240888	.0891107	1.34	0.180	.097737	-.050565	.298743
decil7*	.1174439	.0894893	1.27	0.206	.088406	-.057952	.29284
decil8*	.1468402	.0869415	1.60	0.110	.078445	-.023562	.317242
decil9*	.1011281	.0905826	1.08	0.279	.065584	-.076411	.278667
decil10*	.0404407	.0942656	0.43	0.670	.05332	-.144316	.225198
region1*	-.1018394	.0271769	-3.72	0.000	.035223	-.155105	-.048574
region2*	-.0707016	.0290334	-2.43	0.015	.028553	-.127606	-.013797
region3*	.0434936	.0274155	1.57	0.116	.031658	-.01024	.097227
region4*	-.078889	.026133	-3.01	0.003	.045372	-.130109	-.027669
region5*	-.1022789	.0246023	-4.13	0.000	.091016	-.150498	-.054059
region6*	-.0000683	.0249621	-0.00	0.998	.078087	-.048993	.048856
region7*	-.1088348	.0243385	-4.44	0.000	.107374	-.156537	-.061132
region8*	-.1527945	.0235766	-6.38	0.000	.161939	-.199004	-.106585
region9*	-.1557979	.0240274	-6.34	0.000	.093558	-.202891	-.108705
region10*	-.0693555	.0248354	-2.79	0.005	.092347	-.118032	-.020679
region12*	.126778	.0308547	3.90	0.000	.012997	.066304	.187252
regionrm*	-.0868931	.0240093	-3.61	0.000	.207618	-.133951	-.039836

obs. P	.537261						
pred. P	.5408229	(at x-bar)					