

FACTORES DETERMINANTES DE LA PROBABILIDAD DE AFILIACIÓN AL SISTEMA DE PENSIONES EN BOLIVIA

Oscar Molina Tejerina y Fabián Soria Merino*

Universidad Privada Boliviana

** Grupo Integral S.R.L.*

RESUMEN

La reforma del sistema de pensiones boliviano transformó el esquema público de reparto en un sistema de capitalización individual, sin embargo, no planteó los incentivos para generar un proceso sostenible de afiliación, lo que generó que en la actualidad únicamente 4% de los afiliados al sistema de pensiones pertenezcan a la población independiente. En este trabajo se determinan las variables que condicionan el que un trabajador se afilie en forma activa en el sistema provisional, divididas por género, etnia y zona donde vive. Los resultados concuerdan parcialmente con trabajos previos en el área, donde las diferencias por género son menores en países en desarrollo (Barrientos, 1998 y Benavente y Molina, 2002) comparadas con aquellas encontradas para países desarrollados (Even and Macpherson 1994, Ginn and Harber, 1993). La explicación de las diferencias encontradas para el caso boliviano podrían responder a aspectos centrales de la actual coyuntura que vive el país, mostrando que la probabilidad de afiliación se encuentra alrededor del 2.4 %. En este estudio se proponen técnicas que eliminan los sesgos de autoselección, los mismos que corrigen los problemas derivados de los supuestos normalmente utilizados en estudios similares.

Palabras Clave: Pensiones, Diferencias por Grupos, Probit, Heckman Dos Pasos.

1. INTRODUCCIÓN

Entre los aspectos más 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 más a nivel personal en el esquema de pensiones que no permite arreglos entre contribuyentes o generacionales, prácticas comunes en los antiguos sistemas públicos de reparto.

Las bondades y problemas de este nuevo esquema están recibiendo una creciente atención en la literatura, en particular, cuando existe mayor información para el análisis en las encuestas de hogares. Uno de los aspectos analizados tiene relación con las diferencias de cobertura y beneficios por género, grupo étnico o zona geográfica.

Se comienza por mencionar que la tasa de cobertura del sistema de pensiones se define como la proporción de individuos que participan en dicho esquema con respecto al total de la fuerza de trabajo empleada. Se debe distinguir en este grupo a aquellos denominados afiliados, quienes en algún momento han cotizado en una Administradora de Fondos de Pensiones - AFP, de aquellos contribuyentes que activamente cotizan en su cuenta personal. La diferencia entre ambos es que, asumiendo que los fondos sólo pueden ser utilizados una vez que la persona se 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 la actualidad, en Bolivia más el 50% de la fuerza laboral es independiente, sin embargo, tan solo el 4% de los afiliados al sistema de pensiones pertenecen al sector informal. Esto muestra un problema en el actual sistema, que no es capaz de generar los correctos incentivos a la afiliación y por ende de contribución. Si este problema persiste, gran parte de la población no tendrá un sistema de previsión cuando alcance su edad de jubilación.

La presente investigación comienza con un diagnóstico del sistema de pensiones. Posteriormente presenta el modelo y los aspectos metodológicos a emplear, siguiendo con los resultados y sus análisis, para finalmente presentar las conclusiones y la bibliografía.

2. DIAGNÓSTICO DEL SISTEMA DE PENSIONES EN BOLIVIA

A mediados de la década de los ochenta, Bolivia ingresa en un proceso de implantación de una serie de ajustes y reformas estructurales y sociales con el apoyo de la comunidad internacional, profundizando el proceso democrático, manteniendo y reestableciendo el equilibrio macroeconómico.

Entre las principales reformas de carácter estructural que se implantaron están las reformas al sistema educativo, al sector salud, al sistema de pensiones, el proceso de capitalización, descentralización administrativa y de participación popular.

El conjunto de iniciativas y reformas económicas y estructurales pretendían mejorar las condiciones de la población y lograr un crecimiento económico sostenido. Sin embargo, factores externos como los ocurridos a fines de la década de los 90 - la devaluación del Real en Brasil, los efectos de las crisis Argentina y asiática, y, por otro lado, las condiciones climatológicas adversas -afectaron definitivamente los ingresos de los bolivianos y las condiciones de vida de la población. Esta situación provocó una caída en la tasa de crecimiento anual promedio de la economía boliviana, pasando de 4.4% en el período 1990-1998 a 0.43% en 1999, 2.35% en promedio entre el 2000 y el 2003, 3.58% el 2004, 4% el 2005 y se espera un crecimiento de 4.1% el 2006¹. En este contexto, ha surgido una corriente de oposición en el país que pone en duda la efectividad de todas las reformas que se han llevado a cabo en Bolivia.

Antes de la Reforma al Sistema de Pensiones, Bolivia contaba hasta 1987 con un sistema que se basaba en las llamadas Cajas de Seguros Sectoriales, y luego, hasta 1990, estuvo a cargo del FONARE (Fondo Nacional de Reservas), parte del Estado. Desde entonces hasta la reforma, se creó el FOPEBA (Fondo de Pensiones Básicas), también una repartición gubernamental. Además, se crearon los Fondos Complementarios, a los cuales los asegurados podían afiliarse voluntariamente, pero estaban obligados a afiliarse a las cajas sectoriales. El FOPEBA se encargaba de la administración de las pensiones básicas y cada fondo complementario de sus respectivos aportes. En este sistema, los afiliados recibían una pensión equivalente a la suma de las dos pensiones, las cuales cubrían el 70% del promedio salarial de los 2 años previos a la jubilación. El 30% del salario base era pagado por las cajas sectoriales y el resto por el fondo complementario. El pago a los beneficiarios dependía de las personas que aportaban, dicha dependencia tuvo una tendencia decreciente, haciendo que el sistema se torne insostenible, con relaciones muy distantes del ideal de 10 aportantes por cada jubilado. Esta situación provocó una fuerte carga al Tesoro General de la Nación, lo que en su momento incentivó a la generación de una Nueva Reforma de Pensiones.

En 1996 se aprobó la Ley de Reforma de Pensiones 1732, la cual eliminaba el viejo sistema de reparto para reemplazarlo por un sistema de capitalización individual. El nuevo sistema contempla los mismos beneficiarios que el antiguo, vale decir, vejez, invalidez, muerte y riesgos profesionales. La diferencia es que los aportes en el nuevo sistema son depositados en cuentas individuales, las mismas que son administradas por empresas privadas llamadas Administradoras de Fondos de Pensiones, AFP's. Adicionalmente, se separó la seguridad de corto y largo plazo, contando por un lado con cajas sectoriales para el seguro de salud (es decir, de corto plazo). El nuevo sistema de pensiones se basa en cuentas individuales para cada aportante. Combina por un lado el FCI (Fondo de Capitalización Individual) y por otro el FCC (Fondo de Capitalización Colectiva). El FCI se crea en base a los aportes realizados por cada trabajador a su cuenta individual, mientras el FCC consta de los retornos obtenidos de las acciones de las empresas capitalizadas y beneficia solamente a los trabajadores mayores de edad hasta el 21 de marzo de 1994. Con los fondos del FCC, se realizan el pago del Bonosol (Bono Solidario), una renta vitalicia para las personas mayores de 65 años, y el pago de los gastos funerarios. En lo que se refiere al FCI, los trabajadores dependientes deben aportar mensualmente el 10% del total ganado para el seguro de vejez, monto que va a su cuenta individual. Aquellos no dependientes tienen la opción de realizar este aporte voluntariamente. El aporte total es de 12,21%. El 2% es asignado al seguro de muerte, invalidez y riesgos profesionales, y el 0,5% se asigna a favor de las AFP's como comisión.

En la actualidad, existen dos Administradoras de Fondos de Pensiones operando en Bolivia. Estas empresas fueron seleccionadas en 1997 después de un proceso de licitación pública internacional que concluyó con la selección de la AFP Previsión BBVA S.A., con participación accionaria mayoritaria del

¹ Datos del Ministerio de Hacienda. Datos para 2005 son preliminares, 2006 proyectado.

grupo financiero español BBVA, y AFP Futuro de Bolivia S.A., con participación accionaria mayoritaria de *Zurich Financial Services Group*. Cada AFP administra dos fondos: el Fondo de Capitalización Individual (FCI) contributivo y el Fondo de Capitalización Colectiva (FCC), no contributivo, éste último compuesto por aproximadamente el 50 por ciento de las acciones de empresas que pertenecieron al Estado Boliviano y que fueron capitalizadas, descontando el porcentaje de acciones adquiridas por los empleados de las empresas capitalizadas. El FCI administra US\$ 1.002 millones y el FCC US\$ 1.531 millones (valuado a precios de capitalización).

Durante el 2003 y 2004, el Gobierno Boliviano se enfrentó finalmente a la seriedad del problema del sistema de pensiones. Las predicciones para el déficit eran simplemente insostenibles y una buena parte se debía al gasto que debía asignarse en mantener el sistema provisional que se había implementado. En Enero del 2003, el presupuesto estimaba un déficit mayor al 8%, del cual más de la mitad correspondía al gasto proveniente de la Reforma de Pensiones (exactamente el 4.9%)². Ese año, luego de algunas medidas dirigidas a reducir el déficit, se cerró la gestión con un 7.9% de déficit global. El déficit sin pensiones alcanzaba el 3.5% del PIB. La situación hasta este año ha mejorado, llegando el 2005 a un déficit global del 1.6% con gasto en pensiones y sin contar el gasto en pensiones, se tiene un superávit del 2.4%. Sin embargo, el gasto en pensiones sigue representando una parte importante del déficit global. La diferencia en el déficit/superávit global con y sin pensiones, en términos de porcentaje del PIB, es del 4% para el 2005. Esto demuestra que a pesar de la situación fiscal mejorada en los últimos años, el gasto en pensiones y la sostenibilidad de este sistema siguen siendo un tema importante de analizar.

En la Figura 1 se puede observar el porcentaje de personas por departamentos que están afiliadas al sistema nacional de pensiones en el 2002. Se observa claramente que una amplia mayoría de los afiliados son aquéllos que son empleados dependientes. Esto queda todavía más claro al observar la Figura 2, donde se puede observar la distribución de afiliados totales según tipo de dependencia. Resalta que solamente el 4% de los afiliados al Sistema de Pensiones de Bolivia son independientes. Esto muestra que, si bien existe una gran mayoría de personas que trabajan de manera independiente, sólo una pequeña porción de ellos decide afiliarse al sistema de pensiones. Según la legislatura actual, la afiliación al sistema de pensiones es obligatoria para todos aquéllos que trabajan en el Sector Público y para los trabajadores dependientes. Los trabajadores independientes tienen la opción de escoger entre afiliarse o no al sistema de pensiones. Entonces, si en Bolivia existe una gran mayoría de trabajadores independientes, ¿por qué éstos solamente representan un 4% de los afiliados al sistema de pensiones?

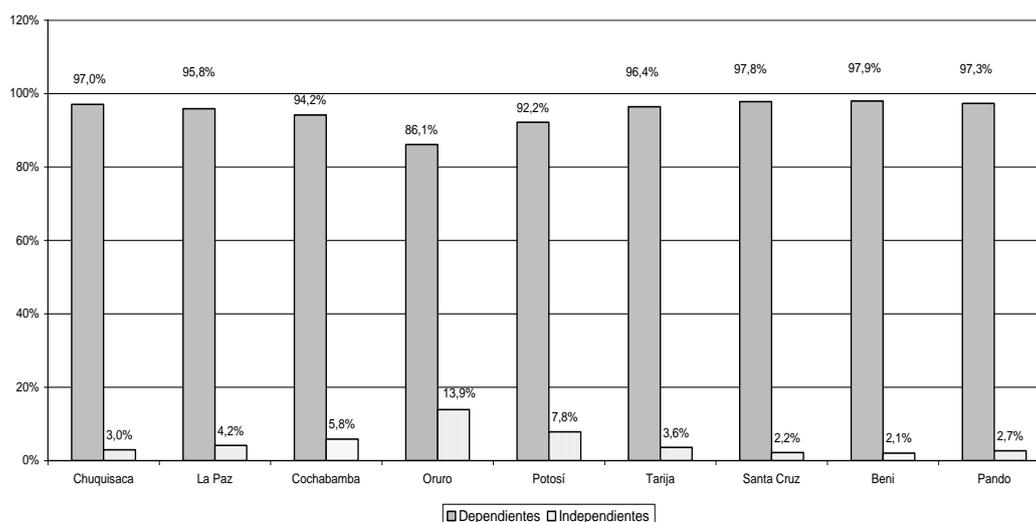


Figura 1 - Porcentaje de afiliados registrados, por tipo de dependencia y departamento, al 31/12/2005.

² La Razón (2003); Escobar y Nina (2003)

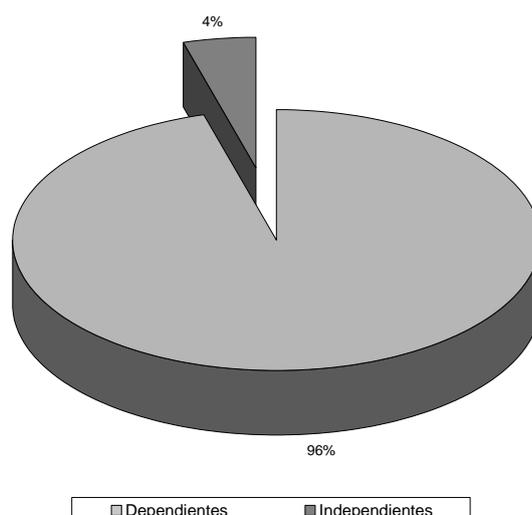


Figura 2 - Proporción de Afiliados por tipo de Dependencia al 31 /12/2005.

3. MODELO DE HECKMAN EN DOS PASOS

Los datos para el sistema de pensiones en Bolivia son muy limitados, sin embargo, la encuesta de Mejoramiento de las Encuestas y la Medición de las Condiciones de Vida (MECOVI) del 2002³ contiene una pregunta relacionada al sistema de pensiones. Gracias a esta pregunta se puede conocer si la persona estaba afiliada o no a una AFP. Si bien existe una diferencia entre afiliado y contribuyente, es posible utilizar los datos de afiliados como una buena aproximación para los contribuyentes, sobre todo, entendiendo que la probabilidad de que una persona contribuya al sistema de pensiones es al menos tan baja como la probabilidad de afiliarse al mismo, aunque sería válido pensar que esta probabilidad de contribución sería inclusive menor.

Adicionalmente, la encuesta brinda información diversa sobre las características socioeconómicas y demográficas de la población, por lo que es posible modelar la probabilidad de afiliación condicional a un grupo de características socioeconómicas y demográficas de la población. En ese sentido, la probabilidad de que un individuo i perteneciente a un grupo j este afiliado (P_{ij}) a una AFP, dependerá de un conjunto de variables concatenadas en un vector X de k variables, asociadas con un vector de parámetros β , ecuación (1):

$$P(\text{afiliado}_{ij} = 1 / P_{ij} = 1; X_{ij}) = \Pr(z_{ij} \leq X_{ij}\beta_j) = F(X_{ij}\beta_j) \quad (1)$$

$F(\cdot)$ es una función de densidad acumulada de una distribución normal. A partir de esta ecuación, es posible realizar una estimación consistente de la proporción de empleados que están afiliados al sistema de pensiones:

$$E\left[P(\text{afiliado}_{ij} = 1 / P_{ij} = 1; X_{ij})\right] = \frac{1}{N_j} \sum_{i=1}^{N_j} F(X_{ij}\hat{\beta}_j) \quad (2)$$

donde N_j representa el número de observaciones del grupo j y $\hat{\beta}_j$ representa el estimador de β_j . Ahora bien, para el caso Boliviano, la probabilidad de afiliación para empleados dependientes es de 1, por lo que su inclusión en el modelo tendería a sesgar los resultados. En consecuencia, las estimaciones

³ Hasta la conclusión del presente trabajo aun no se encontraba disponible la MECOVI 2003.

deberían realizarse únicamente para personas independientes (aquella que puede decidir entre afiliarse o no) y que se encuentren entre los 15 y 65 años de edad (capacidad de ingresar al mercado laboral). Al omitir datos de aquellas observaciones de personas menores a 15 años o mayores a 65, y aquellos trabajadores que a pesar de entrar en este rango de edad están clasificados como “dependientes”, se genera un sesgo de autoselección, Heckman [16]; con el fin de reducir este sesgo es posible estimar el mismo modelo, pero utilizando el procedimiento de Heckman en Dos Pasos. El problema de autoselección genera sesgos en los estimadores, además de imposibilitar la generalización de los resultados a toda la población.

Este procedimiento parte inicialmente con un modelo de dos ecuaciones, donde se asume que los datos proceden de una muestra aleatoria con n observaciones, de la siguiente forma:

$$Y_{1i} = X_{1i}\beta_1 + U_{1i} \quad (3)$$

$$Y_{2i} = X_{2i}\beta_2 + U_{2i} \quad (4)$$

En este modelo, X_{ji} es un vector de tamaño $1 \times K_j$ de variables explicativas, β_j es un vector de parámetros de tamaño $K_j \times 1$ y j toma valores 1 y 2. U representa los errores del modelo y Y la variable dependiente.

Además se tiene que las esperanzas cumplen con las siguientes propiedades:

$$\begin{cases} E(U_{ji}) = 0, \\ E(U_{ji}U_{j'i'}) = \begin{cases} \sigma_{jj'} & i = i' \\ 0 & i \neq i' \end{cases} \end{cases} \quad (5)$$

donde σ_{ij} representa la desviación estándar de los errores y la distribución sigue la forma normal, con las siguientes propiedades:

$$\begin{pmatrix} U_{1i} \\ U_{2i} \end{pmatrix} \square N_2 \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \rho\sqrt{\sigma_{11}\sigma_{22}} \\ \rho\sqrt{\sigma_{11}\sigma_{22}} & \sigma_{22} \end{pmatrix} \right) \quad (6)$$

La densidad conjunta de Y_{1i} y Y_{2i} es la función $f(Y_{1i}, Y_{2i})$ y cumple la relación:

$$\begin{pmatrix} Y_{1i} \\ Y_{2i} \end{pmatrix} \square N_2 \left(\begin{pmatrix} X_{1i}\beta_1 \\ X_{2i}\beta_2 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \rho\sqrt{\sigma_{11}\sigma_{22}} \\ \rho\sqrt{\sigma_{11}\sigma_{22}} & \sigma_{22} \end{pmatrix} \right) \quad (7)$$

La función a regresionar para la muestra total (completa) sería:

$$E(Y_{1i} | X_{1i}) = X_{1i}\beta_1. \quad (8)$$

En este caso, la función de regresión para esta submuestra es:

$$E(Y_{1i} | X_{1i}, \text{variables de selección}) = X_{1i}\beta_1 + E(U_{1i} | \text{variables de selección})$$

Se puede ver que la función que se regresiona está en base a los datos que se han seleccionado. El criterio de selección que generalmente se usa para la muestra es que los datos en Y_{1i} están disponibles cuando $Y_{2i} \geq 0$. Siguiendo esta lógica y haciendo algunos reemplazos simples, se tiene:

$$\begin{aligned} E(Y_{1i} | X_{1i}, \text{criterio de selección}) &= X_{1i}\beta_1 + E(U_{1i} | \text{criterio de selección}) = \\ &= X_{1i}\beta_1 + E(U_{1i} | Y_{2i} \geq 0) = X_{1i}\beta_1 + E(U_{1i} | U_{2i} \geq -X_{2i}\beta_2) \end{aligned} \quad (9)$$

Por lo tanto, X_{1i} y X_{2i} determinan la submuestra que se usa.

Dado que (U_{1i}, U_{2i}) tienen una distribución normal, usando resultados de la distribución normal bivalente condicionada, se obtiene:

$$E(U_{1i} | U_{2i} \geq -X_{2i}\beta_2) = \frac{\sigma_{12}}{\sqrt{\sigma_{22}}} \lambda_i \quad (10)$$

$$E(U_{2i} | U_{2i} \geq -X_{2i}\beta_2) = \frac{\sigma_{22}}{\sqrt{\sigma_{22}}} \lambda_i \quad (11)$$

donde:

$$\lambda_i = \frac{\phi(Z_i)}{1 - \Phi(Z_i)}, \quad Z_i = -\frac{X_{2i}\beta_2}{\sqrt{\sigma_{22}}} \quad (12)$$

donde ϕ y Φ representan la función de densidad y acumulada de una distribución normal, respectivamente, en el planteamiento de un modelo Probit de elección discreta.

$$Y_{1i} = X_{1i}\beta_1 + U_{1i} \quad (13)$$

Ahora bien, una aproximación de (13) es:

$$Y_{1i} = X_{1i}\beta_1 + \frac{\sigma_{12}}{\sqrt{\sigma_{22}}} \lambda_i + V_{1i} \quad (14)$$

donde,

$$E(V_{1i} | X_{1i}, \lambda_i, U_{2i} \geq -X_{2i}\beta_2) \quad (15)$$

Entonces, usando λ_i como regresor en esta nueva ecuación, se puede realizar la estimación por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO).

En síntesis, se rechaza primeramente el análisis PROBIT para la muestra completa en el modelo $Y_{2i} = X_{2i}\beta_2 + U_{2i}$. Luego, se estima los parámetros de la probabilidad de que Y_{2i} sea mayor o igual a cero. Después, usando el parámetro β_2 del cálculo anterior, se obtiene la expresión $\beta_2/(\sigma_{22})^{1/2}$. De esta forma, se puede calcular Z_i y, por lo tanto, λ_i . Usando el valor estimado de λ_i como regresor en el modelo:

$$Y_{1i} = X_{1i}\beta_1 + \frac{\sigma_{12}}{\sqrt{\sigma_{22}}} \lambda_i + V_{1i} \quad (16)$$

se puede calcular β_1 y $\sigma_{12}/(\sigma_{22})^{1/2}$. Para el cálculo de σ_{11} se puede utilizar la relación:

$$\sigma_{11} = \frac{\sum_{i=1}^n \hat{V}_{1i}^2}{n_1} - \frac{\hat{C}}{n_1} \sum_{i=1}^n (\hat{\lambda}_i \hat{Z}_i - \hat{\lambda}_i^2), \quad (17)$$

donde \hat{C} es el estimador de $\sigma_{12}/(\sigma_{22})^{1/2}$.

4. RESULTADOS

Los datos son construidos a partir de la encuesta MECOVI 2002 elaborada por el Instituto Nacional de Estadística. Las variables explicativas fueron agrupadas en ocho grandes grupos:

- (1) Características Personales
- (2) Características del Empleo
- (3) Tamaño del Lugar de Trabajo
- (4) Programa de Salud
- (5) Ocupación u Oficio
- (6) Horas Trabajadas a la Semana
- (7) Deciles / Quintiles del Ingreso
- (8) Lugar donde vive el Individuo.

Se realizó la estimación por medio del Procedimiento de Heckman en Dos Pasos, para corregir el sesgo de autoselección anteriormente mencionado. Para la elección de las variables de selección de este procedimiento, se utilizó los resultados del trabajo de Mønsted (2000). En el mencionado trabajo, se utilizan las siguientes variables de selección para llevar a cabo la corrección mediante Heckman: años de educación, edad, edad al cuadrado, jefe de familia, es mujer, casado, migrante e indígena.

Un análisis preliminar de los datos, por grupos de interés⁴, muestran los resultados de la Tabla 1. Se observa que los indígenas⁵ independientes entre 15 y 65 años tienen una probabilidad mayor de afiliación que sus pares no indígenas. En la Tabla 2 se muestran los mismos resultados por género. La Tabla 3 muestra la probabilidad observada por decil de ingreso, estos datos muestran que dicha probabilidad se va incrementando gradualmente en función al incremento en el nivel de ingreso. Finalmente, la Tabla 4 muestra esta probabilidad por Zona Geográfica. Esta tabla sugiere que en poblaciones urbanas la probabilidad de afiliación es aproximadamente el doble que en zonas rurales.

TABLA 1 - PROBABILIDAD OBSERVADA DE AFILIACIÓN, POR ETNIA, 2002

Grupo Étnico	Media	Desviación Estándar	Número de Observaciones
No Indígena	2.05%	9.63%	12,818
Indígena	2.68%	11.25%	8,889
Total	2.31%	10.33%	21,707

TABLA 2 - PROBABILIDAD OBSERVADA DE AFILIACIÓN, POR GÉNERO, 2002

Género	Media	Desviación Estándar	Número de Observaciones
Hombre	3.30%	12.70%	10,698
Mujer	1.34%	7.19%	11,009
Total	2.31%	10.33%	21,707

Nota: En base a MECOVI 2002.

⁴ En base a la Encuesta MECOVI 2002.

⁵ Se toman como indígenas a aquellas personas que se consideran como tales al responder la pregunta de la encuesta MECOVI 2002.

TABLA 3 - PROBABILIDAD OBSERVADA DE AFILIACIÓN, POR DECILES DE INGRESO, 2002

Deciles	Media	Desviación Estándar	Número de Observaciones
Decil 1	0.17%	1.56%	2114
Decil 2	0.32%	2.95%	2,172
Decil 3	0.80%	5.90%	2,195
Decil 4	1.09%	6.64%	2,030
Decil 5	2.57%	10.34%	2,099
Decil 6	1.62%	8.48%	2,138
Decil 7	1.96%	9.59%	2,154
Decil 8	2.09%	9.59%	2,203
Decil 9	4.86%	14.23%	2,240
Decil 10	7.39%	18.85%	2,233
Total	2.32%	10.36%	21,578

Nota: En base a MECOVI 2002.

TABLA 4 - PROBABILIDAD OBSERVADA DE AFILIACIÓN, POR ZONA GEOGRÁFICA, 2002

Zona Geográfica	Media	Desviación Estándar	Número de Observaciones
Urbano	4.09%	13.93%	6,953
Urbano – Rural	3.03%	11.70%	5,636
Rural	0.50%	3.94%	9,118
Total	2.31%	10.33%	21,707

En general los resultados de las Tablas 2 a 4, sugieren que para los grupos más desfavorecidos históricamente como las mujeres, personas que viven en sectores rurales y pobres, la probabilidad de afiliación al sistema de pensiones en Bolivia se encuentra por debajo a sus pares analizados. Por género, los resultados muestran que existe una diferencia de aproximadamente 2% de diferencia de hombres a mujeres, entre pobres y ricos de 7% y entre urbano y rural de 3,6% aproximadamente, lo que estaría conduciendo a que en el largo plazo gran parte de la población más desfavorecida se enfrentaría a una vejez sin un sistema de previsión.

Ahora bien, los resultados anteriores muestran diferencias en grupos, sin embargo no identifica qué variables determinan dicha probabilidad. Los resultados obtenidos de la modelación para las variables se muestran en la Tabla 5. Para fines de análisis se muestran los efectos marginales⁶ de los modelos.

⁶ Efecto marginal es el cambio en la probabilidad cuando existe un cambio marginal en la variable explicativa."

TABLA 5 - DETERMINANTES DE LA PROBABILIDAD DE AFILIACIÓN GENERAL Y POR GRUPOS⁷

Variables Independientes	Modelo General	Mujeres	Hombres	Indígenas	No Indígenas	Urbano	Rural
	Efecto Marginal						
no tiene familia (soltero)	-0.0043 * (0.3612)				-0.0077 * (0.0025)		
edad entre 15 y 24 años							
edad entre 25 y 44 años		0.1599 * (0.0281)		0.0062 *** (0.0033)		0.0043 *** (0.0285)	0.0015 *** (0.0016)
edad entre 45 y 65 años	0.1081 * (0.2530)	0.6637 * (0.0348)	0.0048 *** (0.0025)	0.0199 ** (0.0082)	0.2409 * (0.0060)	0.0285 *** (0.0604)	0.0031 *** (0.0027)
jefe del hogar	0.0025 ** (0.3091)			0.0028 ** (0.0013)			
años de escolaridad	0.0011 * (6.8888)		0.0003 *** (0.0003)	0.0010 * (0.0003)	0.0018 * (0.0005)	0.0000 *** (0.0000)	0.0002 *** (0.0002)
indígena o no indígena		0.0000 *** (0.0000)					
trabajador por cuenta propia		0.2929 * (0.0601)					
trabajador del hogar					-0.0047 *** (0.0025)		
no asalariado		-0.0065 * (0.0017)			-0.0070 * (0.0026)		
establecimiento de 5 a 9 personas							
establecimiento de 10 a 14 personas	0.0269 * (0.0049)				0.1596 *** (0.1127)	0.0012 *** (0.0019)	0.0432 *** (0.0419)
establecimiento de 15 a 19 personas				0.0435 *** (0.0603)			
establecimiento de 20 a 49 personas			0.1744 *** (0.1295)		0.0513 *** (0.0559)		
establecimiento de 50 a 99 personas				0.0456 *** (0.0619)			
establecimiento de más de 100 personas	0.5524 * (0.0068)			0.4802 * (0.0835)	0.8297 * (0.0909)	0.1373 *** (0.0850)	0.5986 * (0.1455)
trabajador no calificado				-0.0032 ** (0.0013)			
horas trabajadas a la semana			0.0000 *** (0.0000)			0.0000 *** (0.0000)	
horas trabajadas a la semana al cuadrado						0.0000	
decil 2				-0.0036 ** 0.0016			
decil 3							
decil 4							
decil 5	0.0075 * (0.1000)			0.0041 *** (0.0033)	0.0128 *** (0.0072)	0.0001 *** (0.0002)	0.0089 *** (0.0056)
decil 6							
decil 7						0.0001 *** (0.0002)	0.0090 *** (0.0080)
decil 8							
decil 9	0.0054 * (0.8953)			0.0077 ** (0.0035)		0.0001 *** (0.0002)	0.0058 *** (0.0053)
decil 10	0.0039 ** (0.0968)	0.0005 * (0.0002)			0.0053 *** (0.0037)		
Vive Rural	-0.0037 * (0.4507)						
Número de Observaciones	8,955	5,204	2,872	5,106	3,849	3,184	4,022
Probabilidad Observada	0.1780	0.005	0.030	0.0176	0.0181	0.0288	0.0045
Probabilidad Esperada	0.0244	0.000	0.001	0.0030	0.0063	0.0000	0.0009

Nota: Entre paréntesis la Desviación Estándar. * Significativo al 1%, ** Significativo al 5%, *** Significativo al 10%

A continuación la Tabla 6, muestra las variables de selección que se utilizaron en la estimación de los modelos por el método de Heckman Dos Pasos.

⁷ La Tabla 5 muestra el efecto marginal variable resultante de la estimación por el método Heckman en dos pasos.

TABLA 6 - DETERMINANTES DE LA PROBABILIDAD DE AFILIACIÓN – POR GÉNERO⁸

Variables de Selección	Modelo General	Mujeres	Hombres	Indigenas	No Indigenas	Urbano	Rural
	Coeficiente Estimado						
edad	(0.0099) 0.0177 *	(0.0138) 0.0185 *	(0.0028) 0.0915 *	(0.0143) 0.0264 *	(0.0142) 0.0139 **	(0.0040) 0.0848 *	(0.0233)
edad al cuadrado	(0.0049)	(0.0066)	(0.0064)	(0.0069)	(0.0070)	(0.0065)	(0.0001)
jefe de familia	0.5439 * (0.1538)	0.3203 *** (0.2459)	0.4792 * (0.3915)		0.5880 * (0.2233)		
es mujer				-0.4712 * (0.1393)		-0.6339 * (0.0234)	-0.5261 ** (0.2392)
casado			0.0899 * (0.0341)			-0.3138 * (0.0335)	
Constante	1.9756 * (0.1680)	1.9039 * (0.2553)	0.4411 (0.1121)	2.1121 * (0.2899)	2.1710 * (0.2241)	1.7274 * (0.1094)	3.4799 * (0.2499)
ALTRHO	-0.8798 * (0.1524)	5.2899 * (2.0149)	-0.3984 *** (0.3088)	-0.7960 * (0.2915)	-1.1771 * (0.4421)	1.5112 * (0.2347)	-0.8869 *** (0.8252)
RHO	-0.7063 (0.7633)	0.9999 (0.0002)	-0.3786 0.2646	-0.6618 (0.1638)	-0.8265 (0.1401)	0.9071 (0.0416)	-0.7099 (0.4094)

Nota: Entre paréntesis la Desviación Estándar. * Significativo al 1%, ** Significativo al 5%, *** Significativo al 10%

A partir de este modelo es posible resumir la información en la Tabla 7.

TABLA 7 - PROBABILIDAD CONDICIONAL DE AFILIACIÓN

MODELOS	HECKMAN DOS PASOS
Modelo General	2.438%
Modelo Subgrupo Mujeres	0.464%
Modelo Subgrupo Hombres	2.464%
Modelo Subgrupo Indígena	2.536%
Modelo Subgrupo No Indígena	3.328%
Modelo Subgrupo Urbano	3.188%
Modelo Subgrupo Rural	1.867%

De las estimaciones presentadas anteriormente se puede observar que, en general, existe una probabilidad de afiliación entre 0.4% y 2.4%. Respecto a esta probabilidad, las mujeres tienen una probabilidad de afiliación mucho menor, mientras los hombres presentan una probabilidad de afiliación algo mayor al promedio. También se observa que las personas que se identifican como indígenas tienen una probabilidad de afiliación mucho menor respecto a los no indígenas⁹. Asimismo, el grupo de personas del área urbana tiene una probabilidad de afiliación mayor al promedio, y mucho mayor a aquellos pertenecientes al área rural.

Las probabilidades de afiliación con la corrección por Heckman presentan algunas variaciones respecto a los valores que se podrían estimar mediante un modelo PROBIT corriente, como se puede observar en la Figura 3.

Se puede apreciar inmediatamente que las probabilidades calculadas con la corrección por Heckman son, en cada caso, mayores. Las desviaciones en algunos casos respecto a la probabilidad general¹⁰ calculada

⁸ ALTHO y RHO representan las probabilidades de participación estimadas para el Modelo de Heckman.

⁹ La diferencia con los resultados de la Tabla 1 se debe a que esta probabilidad es una probabilidad condicionada a todas las variables incluidas en la modelación.

¹⁰ Se entiende por Probabilidad General la de toda la población analizada sin discriminar por grupos.

son mucho mayores luego de la corrección por Heckman, esto se puede ver sobre todo en la probabilidad de afiliación de los hombres o en el caso del subgrupo “no indígena” o “urbano”.

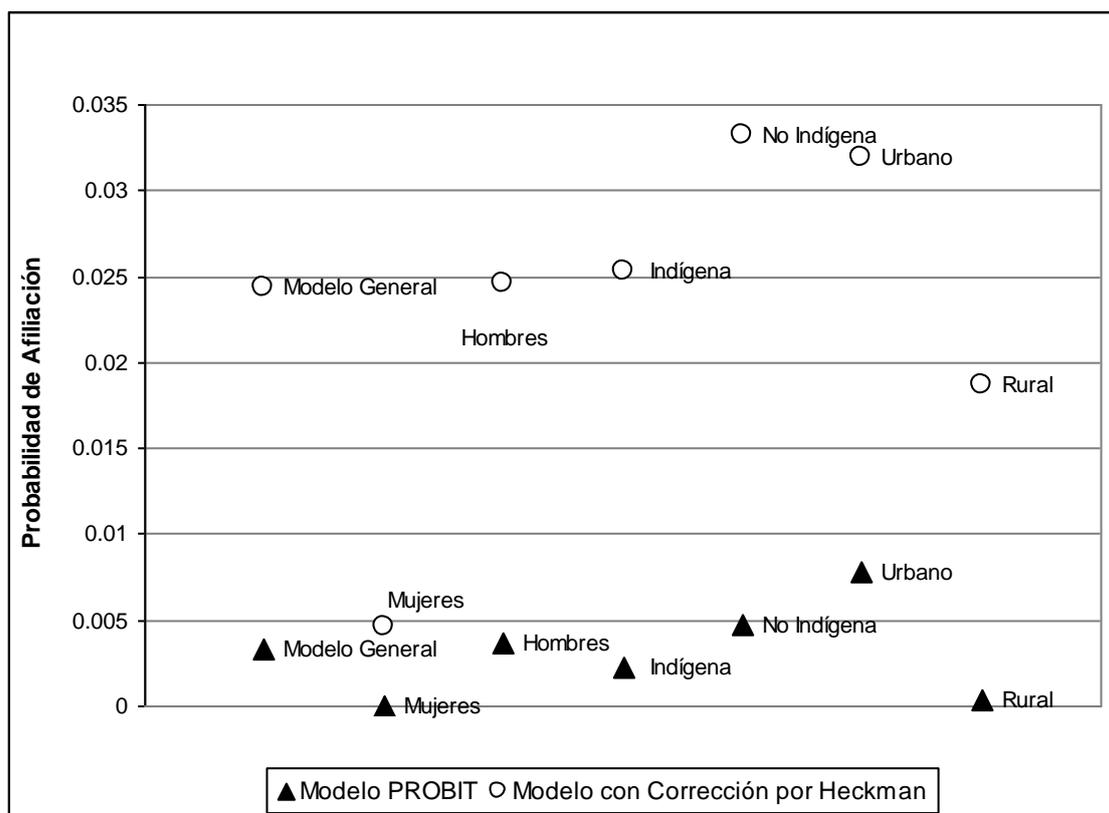


Figura 3 - Comparación de las Probabilidades Estimadas

Las probabilidades calculadas con Heckman presentan valores más elevados. Los hombres tienen una mayor probabilidad de afiliación que las mujeres, los no indígenas siguen teniendo una mayor probabilidad de afiliación que los indígenas y los trabajadores del área urbana presentan una mayor probabilidad de afiliación que los trabajadores del área rural.

Las variables relevantes en el modelo general, luego de la corrección por Heckman, son si la persona no tiene familia, si pertenece al grupo de 45 a 65 años, si es jefe de hogar, los años de estudio (escolaridad), si la empresa en la que trabaja es de 10 a 14 personas o si es de 100 o más, si pertenece a los deciles de ingreso 5, 9 o 10 o si pertenece al área rural. El efecto marginal más significativo está relacionado al tamaño de la empresa en la que trabaja y a la edad, mientras que los años de estudio presentan un efecto relativamente pequeño en la probabilidad de afiliación al sistema de pensiones.

En el subgrupo de mujeres, se pueden observar en el modelo, luego de la corrección por Heckman, las siguientes características: Las variables que más influyen son la edad (aquellas que pertenecen a grupos de edad de 25 a 44 años y de 45 a 65 años), si se considera indígena¹¹, si es trabajadora por cuenta propia, si es no asalariada y si pertenece al decil 10. Resalta que el tamaño del lugar donde trabaja (medido en número de personas) no es significativo, a diferencia de lo que ocurría en el modelo general. Se observa el mayor efecto marginal sobre la probabilidad de afiliación en las variables “trabajador por cuenta propia” y “edad 25-44”.

Por otro lado, en el caso de los hombres, se observa que existen pocos determinantes de la probabilidad de afiliación al sistema de pensiones en Bolivia. Éstos son la edad de 45 a 65 años, los años de estudio (escolaridad), el tamaño de la empresa (si es de 20 a 49 personas) y las horas trabajadas. Esta última

¹¹ La pregunta de la encuesta MECOVI 2002 tiene una pregunta específica acerca de si el encuestado se considera o se identifica con algún grupo indígena

variable resulta ser de poca importancia en el efecto marginal, mientras que el tamaño de la empresa es la variable de mayor importancia en su efecto sobre la probabilidad de afiliación.

Para las observaciones pertenecientes al subgrupo “indígenas”, se cuenta con varias variables que son determinantes de la probabilidad de afiliación. La edad de 25 a 44 y de 45 a 65 años, si es jefe de hogar o no, los años de estudio (escolaridad), el tamaño de la empresa (si es de 15 a 19 personas, si es de 50 a 99 o si es de 100 o más personas), si es trabajador calificado o si pertenece a los deciles de ingreso 2, 5 o 9. Resulta interesante que en este caso nuevamente el tamaño de la empresa es de gran importancia, teniendo la variable correspondiente a empresas de 100 o más trabajadores el mayor efecto marginal sobre la probabilidad de afiliación. El tamaño de 15 a 19 personas y la edad de 45 a 65 años son las otras variables importantes en este grupo de personas, mientras el efecto de los años de estudio es el menor de todos.

En cuanto a los no indígenas, las variables que determinan la probabilidad de afiliación son si la persona tiene familia, si está en el grupo de edad de 45 a 65 años, los años de educación, si es trabajador del hogar, si es no asalariado, si la empresa en la que trabaja es de 10 a 14, 20 a 49 o 100 o más personas en tamaño y si pertenece al decil de ingresos 5 o 10. Una vez más, las variables que representan el tamaño de la empresa son las que tienen mayor efecto marginal sobre la probabilidad de afiliación del individuo, junto a la edad. Los años de estudio presentan un bajo efecto marginal.

El modelo para individuos que viven en centros urbanos, luego de la corrección por Heckman, presenta las siguientes variables como determinantes de la probabilidad de afiliación al sistema de pensiones: si el individuo está entre 25 y 44 años o entre 45 y 65 años, los años de educación del individuo, si el tamaño de la empresa está comprendido entre 10 y 14 individuos o es de 100 o más trabajadores, las horas trabajadas y las horas trabajadas al cuadrado, y si el individuo se encuentra en los deciles de ingreso 5, 7 o 9. Una vez más, las variables de mayor importancia en su efecto marginal son si la empresa tiene 100 o más trabajadores o si la persona está en el rango de edad de 45 a 65 años, mientras las horas trabajadas y su cuadrado, los años de experiencia y los deciles tienen un efecto marginal muy pequeño sobre la probabilidad de afiliación.

En el caso del subgrupo Rural, las personas tienen su probabilidad de afiliación determinada sobre todo por el tamaño de la empresa en que trabajan, siendo las variables de mayor importancia “tamaño 100 o más” y “tamaño 10 a 14”. Los deciles también parecen presentar mayor importancia que las otras variables, sobre todo los deciles superiores (5, 7 y 9). Factores como la edad y los años de escolaridad revisten una baja importancia en relación a la decisión de afiliarse voluntariamente al sistema de pensiones. Se podría comprender la relevancia de empresas de 100 o más trabajadores en el área rural en la medida en que se consideren proyectos de desarrollo donde se constituyan empresas de gran tamaño, que a veces agrupan a varias comunidades, aunque estos casos son muy escasos en el área rural de Bolivia. La coherencia de esta variable quedaría en duda, pues parece contradecir la realidad de las unidades productivas del área rural.

5. CONCLUSIONES

En general se puede ver que el nivel de afiliación al sistema de pensiones en nuestro país es muy bajo. Y esto influye directamente en los niveles de vida de las personas, de los trabajadores y de las posibilidades de poder llevar una vejez digna sin depender tan fuertemente del contorno familiar. Los determinantes hallados en el presente trabajo ayudan a comprender los factores más importantes para el planteamiento de nuevas políticas. Resulta claro que las metas iniciales de la reforma de pensiones, al igual que en el anterior sistema, no se están cumpliendo. La intención de conseguir un seguro universal de vejez que sea sostenible y donde las administradoras de fondos de pensiones logren buenos retornos para dar un mayor ingreso a los pensionistas está lejos de alcanzarse. Si la tendencia persiste cerca del 90% de la población independiente, que representa aproximadamente el 60% de la población en Bolivia, al momento de jubilarse no contará con un sistema de previsión, lo que generará un incremento en los niveles de pobreza en la población de tercera edad.

Al parecer, si bien el nuevo sistema parece brindar más transparencia, e incluso un mayor control de los fondos que cada uno aporta, no se ha logrado ampliar la cobertura. Si bien la administración de los fondos por medio de las AFP's debiera ser un factor de mayor confiabilidad para evitar malos manejos por parte del estado, la percepción de la población no ha dado una respuesta favorable, lo cual se demuestra en las bajas tasas de afiliación.

Como se ha mostrado en este trabajo, los factores más importantes parecen resumirse en el tamaño del lugar de trabajo (en cuanto al número de empleados), los deciles de ingreso y algunos tramos de edad. Sorprendentemente, los años de educación y el género resultaron tener poca importancia en la decisión de afiliación.

Los resultados obtenidos muestran algunas ideas interesantes, sobre todo para realizar futuras investigaciones más detalladas que permitan plantear nuevas políticas que universalicen el acceso al seguro de vejez, como dirigiendo las campañas a los grupos específicos de acuerdo a los estudios. Además, resulta importante también el realizar mayores investigaciones acerca de la forma de hacer que las inversiones realizadas por las AFP's logren mejores rentabilidades para brindar un mejor incentivo a los posibles afiliados. La sostenibilidad del sistema de pensiones debe ser analizada a fondo, para que de esta manera se puedan plantear reformas y ajustes necesarios. La posibilidad de que el nuevo sistema no sea sostenible y los problemas de déficit público que se han presentado en los últimos años, muestran una imagen desfavorable y poco alentadora para los nuevos afiliados. Ajustes al nuevo sistema de pensiones son necesarios porque el incentivo a afiliarse sería mayor si se tiene la percepción de que el nuevo sistema de pensiones es eficiente y sostenible.

6. BIBLIOGRAFÍA

- [1] T. Amemiya, *Advanced Econometrics*, Harvard, (1985).
- [2] P. Antolin y S. Scarpetta, *Microeconomic Analysis of the Retirement Decision: Germany*, Organization for Economic Co-operation and Development, ECO/WKP(98)17, OECD, París-Francia, (1998).
- [3] A. Arenas De Mesa, *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, (2000).
- [4] A. Barrientos, *Pension Reform, Personal Pensions and Gender Differences in Pension Coverage*, World Development, Vol. 26. No 1, (1998), pp. 125-137.
- [5] J. M. Benavente, *Apuntes de Clases: Microeconomía Aplicada. Universidad de Chile*, 1-325, (2002).
- [6] J. M. Benavente y O. Molina, *Cobertura Previsional por Género. Una Estimación No Paramétrica para Chile*, Depto de Economía, Universidad de Chile, MIMEO, (2002).
- [7] A. Bonadona, *Género y Sistema de Pensiones en Bolivia*, Publicación de las Naciones Unidas, LC/L.1841-P. CEPAL, SERIE Mujer y Desarrollo No 44, (2003).
- [8] P. Castel y L. Fox, *Gender Dimensions of Pension Reform in the Former Soviet Union*, (2000).
- [9] A. Cárdenas, *El Sistema de Reparto se Jubila*, Semanario Nueva Economía, Año 9 No. 493, 11 al 17 de Agosto de 2003, Bolivia.
- [10] F. Escobar y O. Nina, *Pension Reform in Bolivia: A review of approach and experience*, (2003)
- [11] J. L. Evia y M. Fernández, *Reforma de Pensiones y Valoración del Seguro Social de Largo Plazo en Bolivia*, IISEC, Documento de Trabajo No. 02/04, La Paz –Bolivia, (2004)
- [12] S. Gabler, F. Laisney y M. Lechner *Semi-nonparametric maximum likelihood estimation of binary choice models with an application to labor force participation*, Journal of Business and Economic Statistics, 11, (1993), pp. 61-80.
- [13] M. Gerfin, *Parametric and Semi-Parametric Estimation of the Binary Response Model of Labour Market Participation*, Journal of Applied Econometrics, Vol. 11, Issue 3, (1996), pp. 321-339.
- [14] W. Greene, *Análisis Económico*, 3ra Edición, Ed. McGraw-Hill, Madrid - España, (1998).
- [15] D. Gujarati, *Econometría*, Tercera Edición, McGraw-Hill, Colombia, (1997).

- [16] J. Heckman, *Econométrica, Sample Selection Bias as a Specification Error*, Vol 47, No 1., Enero 1979, pp. 153-161.
- [17] J. Horowitz, *A Smoothed Maximum Score Estimator for the Binary Response Model*, *Econometrica* 60, 505-31, (1992)
- [18] Instituto Nacional De Estadística, *Anuario Estadístico 2002*, (Versión electrónica en CD), La Paz - Bolivia, (2003)
- [19] R. Koning y B. Van Der Klaauw, *Some Applications of Semi-Nonparametric Maximum Likelihood Estimation*. Department of Economics of Brown University, (1996).
- [20] La Razon, *Editorial*, 27 de Enero de 2003, No. 4341, La Paz – Bolivia, (2003).
- [21] Mønsted, Trine, *Wage Differentials Between the Formal and the Informal Sector in Urban Bolivia*, IISEC, La Paz - Bolivia, (2000).
- [22] Müller y Asociados, *Estadísticas Socio-económicas*, Banco Santa Cruz, La Paz – Bolivia, (2004)
- [23] Müller y Asociados, *Evaluación Económica*, Banco Santa Cruz, La Paz – Bolivia, (2004).
- [24] Superintendencia De Pensiones, Valores Y Seguros, *D.S. 24469 del 17 de Enero de 1997, Reglamento a la Ley de Pensiones – Versión Ordenada*, (www.spvs.gov.bo) , (1997)
- [25] Superintendencia de Pensiones, Valores y Seguros, *Boletín Estadístico Julio/Septiembre 2003*, La Paz - Bolivia, (2004).
- [26] Superintendencia de Pensiones, Valores y Seguros, *Boletín Estadístico Octubre/Diciembre 2003*, La Paz – Bolivia, (2004).
- [27] Superintendencia de Pensiones, Valores y Seguros, *Boletín de Pensiones*, No. 1-26, La Paz – Bolivia.
- [28] UDAPE, *Dossier No 13*, Versión electrónica (www.udape.gov.bo) , (2003).
- [29] Wang Yun, *Introduction to Heckman Model*, Department of Statistics, Purdue University, EE.UU., Apuntes de Clase en Versión Electrónica (<http://www.stat.purdue.edu/~ywang/>), (2003)