

# COBERTURA Y AFILIACIÓN AL SISTEMA PRIVADO DE PENSIONES DEL PERÚ<sup>1</sup>

*Carmen Li y Javier Olivera*

## 1. Introducción

Muchos países latinoamericanos han transformado sus sistemas públicos de pensiones en sistemas privados de capitalización individual con el objeto de tener una mayor estabilidad fiscal y contribuir al desarrollo de los mercados financieros. A pesar de ello, una de las principales debilidades tanto de los sistemas antiguos como de los reformados es el bajo nivel de cobertura<sup>2</sup> de los trabajadores. De acuerdo con la información de la tabla 1, 58% de la población económicamente activa (PEA) está afiliado a los sistemas privados de pensiones, pero solo 23% realiza el pago de las contribuciones (cotizaciones). El bajo nivel de la cobertura y la significativa diferencia entre los porcentajes de los trabajadores afiliados y los que cotizan ponen en riesgo la adecuada provisión de recursos futuros para las personas de avanzada edad.

Para la mayoría de países, la afiliación a un sistema de pensiones es de por vida y, además, obligatoria para los trabajadores dependientes; en términos operativos, aquellos son trabajadores que están en las planillas de una empresa, pasibles de retenciones y aportaciones tributarias, y que podríamos considerar *formales*. Desde el punto de vista previsional, el resto de trabajadores que se afilian a un sistema de pensiones serían independientes. Al ser la afiliación de

---

<sup>1</sup> Agradecemos los comentarios y sugerencias de Roy Bailey, Tim Hatton y Erik Schokkaert. Los resultados y las opiniones son de entera responsabilidad de los autores. El documento se terminó de redactar en octubre del 2006.

<sup>2</sup> La cobertura es definida como el ratio de la población afiliada (en algún sistema de pensiones) sobre la población total o sobre la PEA. Otros problemas serios, aparte de la afiliación y la cobertura efectiva, son los altos costos administrativos, la uniformidad de los portafolios de los administradores de pensiones y el establecimiento de un mercado eficiente para los productos pensionarios. Véase Queiseer (1998), Cruz-Saco y Mesa-Lago (1998), Jiménez y Cuadros (2003) y Rofman (2005) para una revisión de los principales problemas previsionales en América Latina.

*Tabla 1. Cobertura de sistemas privados de pensiones en América Latina, 2005*

País	% de la PEA		% de la población	
	Afiliados	Cotizantes	Afiliados	Cotizantes
Argentina	57,9	23,3	27,5	11,1
Bolivia	22,9	17,6	10,1	7,8
Colombia	28,5	11,0	13,8	5,3
Costa Rica	62,9	—	28,5	—
Chile	113,5	58,1	45,5	23,3
El Salvador	46,2	18,2	18,6	7,4
México	80,4	30,2	33,2	12,5
Perú	27,2	10,2	13,0	4,9
República Dominicana	33,1	15,6	14,0	6,6
Uruguay	39,2	21,8	19,9	11,0
Promedio ponderado <sup>a</sup>	57,8	23,0	25,6	10,2

<sup>a</sup> Ponderado por la PEA o población.

Fuentes: Base de Estadísticas e Indicadores Sociales (BADEINSO, CEPAL); Federación Internacional de Administradoras de Fondos de Pensiones (FIAP).

los trabajadores independientes voluntaria, los bajos porcentajes de afiliación pueden estar reflejando la importancia del tamaño del sector informal<sup>3</sup> y el grado de pobreza.

El objetivo de este trabajo es tratar de explicar qué motiva a los trabajadores peruanos a afiliarse al sistema privado de pensiones; es decir, a invertir en una pensión privada y, por lo tanto, proveer algunas explicaciones para la baja cobertura. El Perú reformó su sistema de pensiones en 1993, y se estableció la existencia paralela del Sistema Nacional de Pensiones (SNP), de beneficio definido y naturaleza pública, y el nuevo Sistema Privado de Pensiones (SPP), basado en cuentas individuales de capitalización y manejado por firmas privadas<sup>4</sup>. La afiliación a alguno de los sistemas es obligatoria para los trabajadores dependientes y voluntaria para el resto.

El SNP está prácticamente cerrando (véase la tabla 2) debido, en parte, a la mayor dificultad en el acceso de los trabajadores a ese sistema mediante la

<sup>3</sup> Véase Jiménez y Cuadros (2003) para encontrar explicaciones que asocian el bajo nivel de cobertura previsional con el tamaño del sector informal.

<sup>4</sup> Véase Vega-Centeno y Remenyi (1996) para un análisis más completo sobre la historia de los sistemas de pensiones en el Perú.

implementación de ciertas regulaciones estatales. Así, por ejemplo, los trabajadores afiliados al SNP pueden permanecer ahí o cambiar al SPP en cualquier momento; en cambio, lo inverso no es posible, a menos que el trabajador pueda demostrar que cumple con alguna de las causales previstas en la normativa para lograr la nulidad de la afiliación al SPP<sup>5</sup>.

*Tabla 2. Cobertura de pensiones en el Perú  
Datos de diciembre de cada año y como porcentaje de la PEA*

Año	SPP		SNP <sup>a</sup>		Total	
	Afiliados	Cotizantes	Afiliados	Cotizantes	Afiliados	Cotizantes
1993	6,7	n. d.	n. d.	n. d.	n. d.	n. d.
1994	10,0	n. d.	n. d.	n. d.	n. d.	n. d.
1995	11,5	n. d.	n. d.	6,1	n. d.	n. d.
1996	15,3	n. d.	n. d.	5,8	n. d.	n. d.
1997	16,6	7,1	n. d.	6,3	n. d.	13,3
1998	18,3	8,3	n. d.	5,2	n. d.	13,6
1999	19,8	9,1	n. d.	4,5	n. d.	13,5
2000	21,4	8,9	n. d.	3,8	n. d.	12,7
2001	22,8	9,4	6,7	3,6	29,5	13,0
2002	24,3	9,6	6,9	3,7	31,2	13,3
2003	25,2	10,2	7,2	3,7	32,5	13,9
2004	26,2	10,1	7,5	3,6	33,6	13,8
2005	27,2	10,2	7,9	3,7	35,1	13,9

<sup>a</sup> Solo incluye a los asegurados activos del Decreto Ley 19990.

Fuentes: Base de Estadísticas e Indicadores Sociales (BADEINSO, CEPAL), Federación Internacional de Administradoras de Fondos de Pensiones (FIAP) y Oficina de Normalización Previsional (ONP).

El funcionamiento del SPP es simple: los trabajadores se afilan a una sola<sup>6</sup> de las AFP existentes y contribuyen con un porcentaje fijo de sus ingresos (la tasa de aporte fue de 8% a finales del 2005) a su cuenta individual para que se

<sup>5</sup> Otra barrera a la afiliación al SNP está dada por el plazo que tienen los trabajadores que deben elegir entre ambos sistemas por primera vez; así, si luego de 10 días del inicio del trabajo, el trabajador no ha elegido algún sistema, será afiliado automáticamente en el SPP. Asimismo, los trabajadores afiliados al SNP que cambian de trabajo deben comunicar formalmente que pretenden continuar afiliados a dicho sistema; de lo contrario, serían transferidos al SPP.

<sup>6</sup> Está permitido que el afiliado se traspase a otra AFP, llevando todos sus fondos acumulados y cumpliendo determinado procedimiento.

vaya capitalizando hasta que cumplan la edad de jubilación legal, 65 años para hombres y mujeres. Las AFP invierten los recursos de los afiliados en instrumentos privados locales y extranjeros y también en papeles del gobierno, bajo una estricta supervisión estatal a través de la Superintendencia de Banca y Seguros (SBS). En el momento de la jubilación, los aportes acumulados en la cuenta individual son transferidos a una compañía de seguros, la cual transformará dicho capital en una pensión mensual considerando la expectativa de vida de una población estándar (se usan tablas de mortalidad para tal fin).

Los trabajadores deben pagar a las AFP una comisión por el manejo de los fondos, la cual fue, en promedio, 2% del salario en 2005, mientras que la prima promedio pagada por el seguro de invalidez y muerte a las compañías de seguros que estaban contratadas por las AFP fue 0,9%<sup>7</sup>. Cabe señalar que las AFP peruanas tienen una de las comisiones más caras en América Latina, cuyo promedio fue 1,3% en el 2005. Respecto a garantías mínimas, el SPP no cuenta con una pensión mínima universal, como en otros sistemas de pensiones de América Latina; solo las personas que puedan demostrar haber pagado aportaciones por más de 20 años en alguno de los sistemas de pensiones en el Perú y que hayan nacido antes de 1945 pueden reclamar una pensión mínima al cumplir la edad de jubilación legal.

El caso peruano es interesante debido a los bajos niveles de cobertura previsional y a la existencia de un considerable sector informal. Según la OIT, en el 2005, 50,3% de la PEA fue informal<sup>8</sup>; y de acuerdo con la tabla 1, solo 27,2% de la PEA estuvo afiliada al SPP, mientras que solamente 10,2% cotizó a dicho sistema en el 2005.

En algunos estudios<sup>9</sup> se han tratado de encontrar los determinantes de la afiliación a los sistemas privados de pensiones de países latinoamericanos, mediante el uso de modelos binarios de elección, pero sin distinguir entre afiliación obligatoria y voluntaria. No obstante, en aquellos países con un importante número de trabajadores informales, para quienes la afiliación es voluntaria, el test de los estudios mencionados podría ser confundido e interpretado como el análisis de

<sup>7</sup> Esta prima permite el pago de beneficios a los afiliados (o a sus beneficiarios) que sufran invalidez o muerte repentina antes de la jubilación. El monto de dichos beneficios sigue una regla determinada en la normativa; para obtenerlos, el afiliado debería haber cumplido con el pago de al menos cuatro aportes dentro de los ocho meses previos al siniestro.

<sup>8</sup> La definición que hace la OIT del sector informal incluye a todos los trabajadores por cuenta propia (excluidos profesionales y técnicos), trabajadores familiares no remunerados y empleadores y empleados que trabajan en establecimientos con menos de seis trabajadores. Los trabajadores del hogar son excluidos.

<sup>9</sup> Por ejemplo, en Cox y Edwards (2002); Holzmann *et al.* (2000); Packard *et al.* (2002); Barr y Packard (2003).

los determinantes de la participación en el sector formal (donde la afiliación es obligatoria) y no como el examen de los determinantes de la afiliación al sistema de pensiones.

Consideramos que no es adecuado incluir en el análisis a los individuos que están obligados a afiliarse, toda vez que ellos no tienen una verdadera elección. Hausman *et al.* (1998) mostraron que incluso un monto relativamente pequeño de mala clasificación puede originar un significativo sesgo en grandes muestras<sup>10</sup>. En este sentido, los resultados empíricos que no incluyen la distinción mencionada no pueden proveer una apropiada evaluación sobre las posibilidades de incrementar la cobertura previsional.

En la investigación, usamos datos provenientes de la Encuesta Nacional de Hogares del año 2001 (ENAHO, 2001-IV), en la cual se distingue entre afiliación voluntaria y obligatoria al SPP. Hubiese sido deseable contar con información socioeconómica sobre trabajadores que cotizan o no al SPP, pero, en general, las encuestas de hogares no proveen esta información<sup>11</sup>.

También evaluamos la importancia de la familia extendida y las redes de seguridad (*safety nets*)<sup>12</sup> en la decisión de afiliación. La familia extendida juega un importante rol en el Perú; los acuerdos familiares informales pueden proteger a los miembros de la familia de ciertos riesgos como la pérdida de ingresos, enfermedades, envejecimiento, etcétera. Por lo tanto, estos arreglos familiares pueden actuar como sustitutos de la seguridad social formal. Sin embargo, existen dudas sobre la sostenibilidad y efectividad de estos esquemas de seguridad social informal para la protección de los ancianos contra la pobreza (Holzmann *et al.* 2000).

Nuestros resultados muestran que los individuos más propensos a afiliarse al SPP pertenecen a un reducido y exclusivo grupo. Así, el ser hombre con un nivel educativo superior a la secundaria, vivir en un hogar con ingresos relativamente altos y con otros miembros de la familia que participan en la seguridad social

<sup>10</sup> El método de los mínimos cuadrados ordinarios es aún apropiado cuando el error de medición en la variable dependiente no está correlacionado con la variable explicativa. En cambio, el error de medición en la variable binaria limitada dependiente causa estimadores inconsistentes cuando se aplican las técnicas tradicionales de *probit* y *logit*. Véase Hausman (2001).

<sup>11</sup> El trabajo de Barr y Packard (2003) constituye una excepción. Ellos aplican y usan una encuesta especialmente diseñada en la que interrogan a mil peruanos que viven en Lima acerca del pago de sus cotizaciones al sistema de pensiones, pero ellos no preguntan si la afiliación de dichos individuos fue obligatoria o voluntaria.

<sup>12</sup> Estos arreglos informales pueden ser indirectamente observados por medio del tamaño de la familia, la inversión en la educación de los hijos (Jellal y Wolff 2002), la seguridad social informal proveída por los hijos (Hoddinott 1992), la ayuda de los ancianos a los hijos en tareas del hogar, los acuerdos destinados a compartir el riesgo entre los miembros de la familia (Kotikloff y Spivak 1981; Victorio 2002), la corresidencia, etcétera.

formal incrementa considerablemente la probabilidad de afiliación. En cambio, la existencia de arreglos familiares informales reduce las posibilidades de expansión de la cobertura previsional.

El estudio está organizado como sigue: en la sección 2 se presenta el marco teórico, que incorpora elementos de los modelos de Kotikloff y Spivak (1981) y Brown (1999); en la tercera sección se discuten los datos e hipótesis y se especifica el modelo empírico; en la sección 4 se analizan los resultados; y finalmente se presentan las conclusiones en la sección 5.

## 2. Marco teórico

Una forma sencilla de analizar la decisión de comprar o no un seguro contra el riesgo de pérdida de ingresos durante la vejez (es decir, afiliarse o no al SPP) es adaptando los modelos teóricos de Kotikloff y Spivak (1981) y Brown (1999) y aplicando la variación equivalente usada en el análisis del bienestar para comparar el nivel de utilidad (definido en términos de consumo) a lo largo de la vida del individuo cuando este se afilia al SPP y cuando no lo hace. En este marco y bajo ciertos supuestos<sup>13</sup>, un mercado de pensiones se define como «justo» (el costo de las pensiones es cero) cuando la comisión pagada a la AFP y la tasa de aporte son cero y, además, la probabilidad de supervivencia del individuo coincide con la estimada por las compañías de seguro a partir de las tablas de mortalidad. Si ese es el caso, la probabilidad de supervivencia (descontada por la tasa de interés) podría ser interpretada como el precio del consumo futuro y, por lo tanto, el individuo siempre preferirá afiliarse al SPP porque su consumo futuro será equivalente al caso de la no afiliación, pero con precios menores. Pero hay diferentes factores que podrían reducir el monto de las pensiones, como los costos administrativos, la divergencia entre la probabilidad de supervivencia de las personas y la estimada por la compañía de seguros, diferentes grados de aversión al riesgo, arreglos familiares informales que puedan sustituir a la seguridad social formal, etcétera.

En este contexto, es posible mostrar que las ganancias en utilidad provenientes de la afiliación son menores si la aversión al riesgo es menor, si las comisiones pagadas a la AFP son mayores, si la tasa de preferencia por el tiempo es mayor<sup>14</sup>

---

<sup>13</sup> Por simplicidad, ignoramos herencias y asumimos que no hay otra forma de ahorro aparte de las propias cuentas individuales de capitalización, la función de consumo es separable, hay una trayectoria constante de ingresos durante la vida del individuo y una función de utilidad con una aversión relativa al riesgo constante. Véase Li y Olivera (2005) para mayores detalles y para la derivación matemática.

<sup>14</sup> Esta tasa puede ser muy alta en el caso de los pobres. Packard *et al.* (2002) argumentan que, particularmente para los pobres y autoempleados, la decisión de no afiliación puede ser racional

y si la discrepancia entre la probabilidad de supervivencia del individuo y la estimada por la firma de seguros es mayor, debido a que los individuos no vivirán lo suficiente para recibir todas las pensiones calculadas por la aseguradora.

En el Perú y en otros países en desarrollo, es común encontrar a familias extendidas cuyos miembros se ayudan unos a otros. En particular, las transferencias de ingresos familiares son uno de los mecanismos de salvaguarda y pueden reflejar mercados de capitales incompletos y, por tanto, afectar la decisión de afiliación. Estos arreglos familiares forman parte de un contexto más general de asignaciones de recursos entre generaciones y están asociados con formas de intercambio dentro de la familia<sup>15</sup>.

Los padres se hacen cargo de sus hijos, proveyéndoles confort, educación, etcétera, mientras son jóvenes. Cuando los padres se van convirtiendo en ancianos, reciben soporte financiero o cuidados de sus hijos como una forma de intercambio o compensación. En un estudio interesante, Cox *et al.* (1998) encuentran que los miembros de las familias peruanas que esperan recibir transferencias de la seguridad social (beneficios pensionarios y de salud) tienen menores incentivos para formar parte de los arreglos familiares señalados.

Cabe señalar que los arreglos familiares se caracterizan por ser arreglos informales y, por ello, necesitan mecanismos que permitan su autocumplimiento. Por ejemplo, Cigno (2000) menciona un conjunto de principios y reglas llamado «la constitución de la familia»; Cox *et al.* (1998) argumentan que la clave está en el altruismo y lealtad que existe entre los miembros de la familia. El temor a la exclusión del conjunto de las redes familiares, así como las restricciones de liquidez y el acceso limitado al mercado de crédito, son incentivos para que los miembros de la familia cumplan con los acuerdos establecidos en los arreglos familiares. Es más, Packard *et al.* (2002) señalan que la seguridad social informal puede ser mejor que el sistema de pensiones debido a que cubre un mayor rango de riesgos y es más flexible para responder ante las necesidades de cada miembro de la familia.

---

debido a que el pago de aportes al fondo de pensiones puede limitar la capacidad del individuo para atenuar su consumo en caso de *shocks* adversos.

<sup>15</sup> Entre otros, Lucas y Stark (1985), Cox y Rank (1992) y Victorio (2002) analizan los patrones de las transferencias intergeneracionales y sugieren que las relaciones de intercambio ligan a las generaciones al interior de la familia. Véase Arrondel y Masson (2006), Laferriere y Wolff (2006) y Stark (1995) para una discusión más completa sobre los motivos de las transferencias intergeneracionales y sus implicancias.

### 3. Estrategia empírica

#### 3.1 Datos

Nuestra fuente de información es la Encuesta Nacional de Hogares (ENAHO) aplicada por el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) durante el cuarto trimestre del año 2001. La base de datos contiene información socioeconómica de los hogares y sus miembros; el tamaño de la muestra es de 16.515 hogares que incluyen a 76.635 personas, y es representativa en los niveles nacional, departamental, urbano y rural.

Se eliminó de la base a todos los individuos que se afiliaron al SPP por obligación. Asimismo, consideramos solo a los individuos pertenecientes a la PEA y excluimos a aquellos pertenecientes a hogares en extrema pobreza<sup>16</sup>. El tamaño final de la muestra es de 22.221 individuos. La unidad de análisis es el individuo, pero consideramos los efectos comunes de las características del hogar sobre los individuos que pertenecen al mismo hogar mediante el uso de *clusters* en las regresiones (es decir, cada hogar forma un *cluster*).

#### 3.2 Variables e hipótesis

Respecto a la construcción de la variable dependiente que indica si la persona se afilió voluntariamente o no al SPP, hay que recordar que excluimos de nuestra muestra a los individuos afiliados por obligación en una AFP. En la ENAHO IV-2001 se pregunta específicamente si el individuo está afiliado al SPP pero no si él está afiliado al SNP<sup>17</sup>. Sin embargo, debido a la existencia de dos sistemas de pensiones principales en el Perú, podemos inferir si una persona está afiliada al SNP; de este modo, un individuo no afiliado al SPP pero que señala en la encuesta que en su trabajo le retienen contribuciones por seguridad social, es clasificado como afiliado al SNP y, por tanto, excluido de nuestra muestra.

---

<sup>16</sup> El INEI clasifica a los hogares como pobres extremos, pobres y no pobres según las líneas de pobreza basadas en umbrales de gastos: mínimo nivel de calorías consumidas en el caso de la pobreza extrema y mínimo nivel de bienes y servicios consumidos en el caso de la pobreza. Debido a que los resultados no varían cualitativamente, cuando los pobres extremos son incluidos en la regresión, y dado que para ellos no existe en la práctica la decisión de afiliarse o no al SPP, decidimos solo presentar los resultados cuando son excluidos de nuestra muestra. Sin embargo, las regresiones que incluyen a los pobres extremos están disponibles a requerimiento.

<sup>17</sup> En la ENAHO IV-2002 se pregunta a las personas si pertenecen a algún sistema de pensiones, sin especificar a cuál de ellos. Dado que el SNP está cerrando gradualmente y que nuestro interés se centra en explicar la afiliación al SPP, preferimos usar la ENAHO IV-2001, en la cual la pregunta realizada a los encuestados fue con específica referencia al SPP.

Si bien el uso de las ocupaciones de los individuos —por ejemplo, independientes, empleados, patrones, etcétera— es recurrente en estudios que analizan la decisión de afiliación a un sistema de pensiones, decidimos no utilizarlas debido a la posible discrepancia entre la ocupación señalada por el entrevistado en la encuesta y la que tenía en el momento de la afiliación. De acuerdo con las cifras de la tabla 3, 77% del total de los afiliados considerados independientes al momento de la encuesta respondieron haberse afiliado al SPP obligatoriamente; es decir, cuando tenían una ocupación como trabajadores dependientes.

*Tabla 3. Ocupación actual y tipo de afiliación al SPP (en número de personas)*

Ocupación actual	Tipo de afiliación		Total
	Obligatoria	Voluntaria	
Patrón	67	39	106
Independientes	262	77	339
Empleados y obreros	3.071	142	3.213
Trabajador familiar no remunerado	26	8	34
Trabajador del hogar	13	5	18
Otros	2	1	3
Total	3.441	272	3.713

Fuente: Enaho-2001-IV.

De este modo, los cambios en las ocupaciones de dependientes hacia independientes y viceversa, no considerados en el análisis, podrían sesgar nuestros resultados. Asimismo, por la ausencia de información para discernir entre desempleo crónico y temporal, tampoco incluimos la situación de desempleo del individuo en nuestras variables explicativas. En lugar de eso, usamos las características de los individuos (género, edad, estado civil y educación) para controlar indirectamente por el estatus del empleo y la ocupación. En el anexo se pueden observar las definiciones de las variables empleadas en el análisis y sus estadísticas descriptivas.

El objetivo del análisis es encontrar la influencia de las características de las personas, sus hogares y de los arreglos familiares en los que pudiesen estar comprometidos, en la probabilidad de afiliación voluntaria al SPP. En ese sentido, esperamos que la edad tenga un efecto positivo en la afiliación, debido a que un individuo joven puede tener mayores incentivos a afiliarse porque capitalizará por más tiempo sus aportes en el SPP y así podría obtener una mejor pensión; pero también esperamos que la relación sea no lineal, porque a medida que una

persona sea mayor, verá menos beneficiosa la afiliación por el menor horizonte temporal para la capitalización.

También esperamos que las personas con mayor inversión en capital humano y pertenecientes a hogares con mayores ingresos muestren una mayor propensión a afiliarse porque tienen una mejor capacidad para atenuar su consumo en caso de *shocks* y disponer de recursos para el pago de sus aportes. Por tal razón, incluimos variables de educación (posgrado, superior, superior no universitaria y secundaria); asimismo, consideramos la interacción entre las variables *universidad* y *trabajo no profesional* como una manera de considerar el hecho de que en el Perú muchos profesionales no están adecuadamente empleados. En nuestra muestra, solo 37% de los graduados de universidad están empleados en una ocupación de tipo profesional. Se consideran como aproximaciones al ingreso familiar el ingreso per cápita del hogar y una variable cualitativa que indica si algún miembro del hogar tiene activos líquidos.

Otro resultado esperado es que la existencia de una familia extendida y/o una nuclear con alta proporción de miembros jóvenes y ancianos puede reducir la probabilidad de afiliación, debido a que tales características podrían indicar indirectamente la existencia de arreglos familiares informales.

En ese sentido, otra variable que presumiblemente indica que los miembros de la familia están comprometidos en arreglos familiares de seguridad social informal es la existencia de transferencias intergeneracionales; estas transferencias reducirían la probabilidad de afiliación al SPP. Uno de los motivos para la existencia de tales transferencias es el intercambio, una suerte de mecanismo de reciprocidad por el cual un miembro de la familia da algo (por ejemplo, dinero o vivienda a los padres) a otro miembro a cambio de alguna contraprestación (ayuda en el cuidado de los hijos o tareas domésticas)<sup>18</sup>. Desafortunadamente, no contamos con información específica de transferencias intergeneracionales padres-hijos o viceversa, pero sí sobre transferencias recibidas y dadas por miembros de la familia que viven fuera del hogar, las cuales serán nuestras aproximaciones de la existencia de arreglos familiares informales. Por tal motivo, nuestros resultados deben ser tomados con cautela.

En adición a las variables mencionadas, incluimos variables cualitativas para el género, el estado civil, la condición de jefe del hogar y la posesión de un seguro de salud privado. Estas variables se incluyen para controlar por la percepción de riesgo y el valor esperado que tienen las mujeres por las pensiones futuras, el cual depende de sus propios aportes acumulados (las mujeres son típicamente peor

---

<sup>18</sup> Véase Cox *et al.* (1998) y Bhauumik y Nugent (2000) para un análisis interesante de las relaciones de intercambio en las familias peruanas.

remuneradas que los hombres y enfrentan mayor probabilidad de interrupción en sus carreras) y las pensiones por supervivencia para mujeres casadas. Finalmente, también controlamos si el hogar se encuentra por encima del nivel de pobreza, si está en el área urbana o rural, si otros miembros del hogar están afiliados al SPP, si hay pensionistas dentro del hogar y si alguno de sus miembros posee un seguro de vida.

### **3.3 Modelo econométrico**

Dado que hemos excluido previamente de nuestra muestra a todos los individuos afiliados al SNP y obligatoriamente afiliados al SPP, aplicamos un modelo en dos etapas de elección discreta a lo Heckman (1979) para corregir por el sesgo de selección. La variable dependiente de la ecuación de selección indica si el individuo fue afiliado obligatoriamente (SPP o SNP) o no ( $y_1=1$ ), mientras que la variable de la ecuación de resultados mide si el individuo se afilia voluntariamente ( $y_2=1$ ) o no al SPP:

$$\begin{aligned} y_1 &= 1 \quad \text{if} \quad x_1' \beta_1 + \varepsilon_1 > 0 \\ y_2 &= 1 \quad \text{if} \quad x_2' \beta_2 + \varepsilon_2 > 0 \quad \text{dado que } y_1 = 1 \\ y_2 &= 0, \quad \text{en otro caso} \end{aligned}$$

Para estimar este modelo, asumimos que los errores  $\varepsilon_1$  y  $\varepsilon_2$  tienen una distribución normal bivariada y que las variables son exógenamente determinadas. Además, es necesario tener al menos un instrumento que afecte la ecuación de selección pero no la probabilidad de participación voluntaria en el SPP. La variable elegida que cumple con estos requerimientos es *informal*, que toma valor 1 si la semana anterior a la entrevista la persona era independiente o trabajaba en una empresa con cinco o menos trabajadores<sup>19</sup> y toma valor cero en cualquier otro caso.

A parte del sesgo de selección, nuestros resultados empíricos podrían también ser afectados por problemas de endogeneidad. En principio, la posesión de un seguro de salud privado, la recepción de transferencias familiares y la entrega de transferencias familiares podrían ser endógenas (véase Cox *et al.* 1998). Al ser el sistema público de salud deficiente en el Perú, es posible que la decisión de afiliación al SPP sea subsecuente a la decisión de comprar un seguro de salud privado.

---

<sup>19</sup> Si la persona se encontraba desempleada, se considera la situación de su trabajo anterior para construir la variable *informal*.

Para los casos de la recepción y entrega de transferencias familiares, aplicamos la prueba de exogeneidad sugerida por Rivers y Vuong (1988). De acuerdo con Wooldridge (2002), esta prueba puede ser aplicada a modelos no lineales con variables endógenas dicotómicas, y es simple de implementar. La prueba consiste en obtener los residuos de la regresión de un modelo lineal de probabilidad de la variable sospechosamente endógena contra todas las otras variables de la ecuación original y los instrumentos elegidos (sobre los cuales se asume que están correlacionados con la variable potencialmente endógena, pero no con la variable dependiente de la ecuación original). Dichos residuos son agregados a la ecuación original, la cual es otra vez estimada; así, la hipótesis nula establece que los coeficientes de los residuos son iguales a cero; es decir, que la variable sospechosamente endógena en realidad no lo es.

De este modo, los instrumentos elegidos para la variable *recepción de transferencias familiares* son *trabajo perdido* (que toma valor 1 si algún miembro del hogar ha perdido su trabajo durante el año pasado y valor cero en otro caso) y *enfermedad* (que toma valor 1 si algún miembro del hogar ha sufrido alguna enfermedad grave o accidente durante el año pasado y valor cero en otro caso). Para la variable *entrega de transferencias familiares*, usamos los instrumentos *ahorros* (que es 1 si el individuo es capaz de ahorrar en la actual situación económica y cero en otro caso) y *mejora del hogar* (que es 1 si el individuo ha percibido una mejora en el nivel de vida de su hogar respecto al año pasado y cero en otro caso).

#### 4. Resultados

Los resultados de la prueba de endogeneidad de Rivers-Vuong evidencian que tanto la recepción como la entrega de transferencias son exógenas, dados los instrumentos elegidos<sup>20</sup>. Si bien en cada una de las variables posiblemente endógenas hay un instrumento que no es estadísticamente significativo pero con el signo esperado, los instrumentos elegidos para cada variable sospechosa de endogeneidad son conjuntamente significativos a niveles convencionales. Debemos recalcar que hemos asumido que las observaciones pueden estar correlacionadas dentro de los hogares pero ser independientes entre ellas. Si consideramos la corrección de los errores estándar a lo White, los errores estándar estimados de todos los instrumentos son menores y, por lo tanto, los resultados son mejores. En cualquier caso, los coeficientes estimados son los mismos y los residuos estimados provenientes

---

<sup>20</sup> Para la variable *recepción de transferencias familiares*, los pares del coeficiente y desvío estándar son (0,023; 0,019) para el instrumento *trabajo perdido* y (0,043; 0,019) para el instrumento *enfermedad*. En el caso de la variable *entrega de transferencias familiares*, los valores son (0,059; 0,02) y (0,011; 0,014) para los instrumentos *ahorros* y *mejora del hogar*, respectivamente.

de la ecuación del instrumento son estadísticamente no significativos cuando los incluimos en la ecuación original.

Nuestros principales resultados se encuentran en el anexo B. En general, los signos de los coeficientes son los esperados. La edad afecta positivamente la probabilidad de afiliación, pero la edad al cuadrado lo hace negativamente, lo que evidencia una relación no lineal. La educación y las variables relacionadas con el ingreso del hogar tienen un efecto positivo e importante; por ejemplo, contar con un grado universitario o de posgrado incrementa la probabilidad de afiliación en 2,6%; no obstante, la probabilidad de afiliación se ve reducida cuando el individuo no está adecuadamente empleado; es decir, cuando a pesar de poseer un grado universitario, no cuenta con un trabajo de tipo profesional.

Las personas casadas tienen una mayor propensión para afiliarse al SPP respecto a las solteras. La variable *género* (igual a 1 si el individuo es mujer) no es significativa, pero a través de la interacción con el estado civil, es posible observar que las mujeres casadas tienen menores posibilidades de afiliarse. Hay que recordar que las mujeres casadas estarán más tiempo fuera del mercado laboral debido al cuidado de los hijos, lo cual reduce sus ingresos y por tanto sus posibilidades de afiliarse al SPP.

El efecto positivo de la posesión de un seguro privado de salud puede sugerir que este complementa la afiliación al SPP. Esto podría reflejar el efecto de la riqueza del individuo, pero también un mayor grado de aversión al riesgo.

La actitud respecto al riesgo de los otros miembros del hogar también ayuda a explicar la probabilidad de afiliación. La existencia de otros miembros del hogar afiliados al SPP, la posesión por parte de alguno de ellos de un seguro de vida o la recepción de una pensión tienen efectos positivos en la probabilidad de afiliación.

Con relación a las variables relacionadas con la familia extendida, solo el tamaño del hogar es significativo y tiene el esperado signo negativo. Sin embargo, esta variable debe ser interpretada con cuidado, toda vez que ella podría no ser buena para medir la existencia de arreglos familiares informales sobre seguridad social. Es más, Packard *et al.* (2002) señalan que los hogares más grandes deben compartir sus escasos recursos entre más miembros, razón por la que la probabilidad de afiliación es menor.

Recibir o dar transferencias familiares tiene un efecto negativo en la probabilidad de afiliación, aunque solo la primera variable es significativa<sup>21</sup>. Esto podría

---

<sup>21</sup> Antes de incluir por separado las variables *recibir* y *dar transferencias*, corrimos el modelo usando una sola variable que tomaba valor 1 si el hogar del individuo recibía o daba transferencias y 0 en otro caso. Encontramos que esta variable tenía un efecto negativo y significativo en la probabilidad

sugerir que la posible existencia de arreglos familiares informales reduciría la propensión de los individuos a afiliarse.

Por último, cabe señalar que la probabilidad estimada, calculada con los valores promedio de las variables independientes, es extremadamente baja (0,92% y 1,33% con y sin corrección por sesgo de elección, respectivamente). Esto es, de acuerdo con nuestros resultados, la probabilidad de que un individuo promedio se afilie voluntariamente al SPP es aproximadamente 1%. Si es que no fuésemos capaces de distinguir entre la afiliación voluntaria y obligatoria, la probabilidad estimada sería 7,5%, aún muy baja pero más alta que la que nosotros hemos calculado.

## 5. Conclusiones

La existencia de un considerable sector informal en el Perú y nuestra búsqueda de los factores que determinan la decisión voluntaria de afiliación al SPP nos llevan a concluir que la cobertura de este sistema es limitada y restringida a un selecto grupo de individuos. Los hombres casados con al menos educación secundaria, pertenecientes a hogares con mayores ingresos y con otros miembros del hogar que reciben pensiones tienen una mayor probabilidad de afiliación al SPP. Asimismo, nuestros resultados sugieren que la posible existencia de arreglos familiares informales tiene un efecto negativo en la probabilidad de afiliación, aunque tal hallazgo debería ser tratado con cautela debido a las limitaciones de la información.

Si bien los arreglos familiares informales tienden a sustituir la participación en un sistema de seguridad social formal y pueden aparecer como más flexibles para responder a las necesidades individuales de los miembros de la familia, no podemos estar seguros de su efectividad en el largo plazo si tomamos en cuenta las consecuencias del cambio demográfico futuro, por el cual la cantidad relativa de ancianos se incrementará significativamente.

Habría también que recordar que no es solo que la cobertura del SPP es baja, sino que el porcentaje de afiliados que cotizan es también reducido y presenta diferencias notorias entre las personas de distintos ingresos; así, la cobertura de los empleados pertenecientes a los dos quintiles más ricos es 15 veces la de los dos quintiles más pobres (Rofman 2005). Nuestros resultados deberían servir para advertir a los responsables de diseñar políticas sobre la necesidad de incrementar la participación de las personas en el sistema de pensiones.

---

de afiliación y que los coeficientes de las otras variables permanecían prácticamente inalterados, razón por la cual decidimos no presentar tales resultados.

Dada la existencia de un importante sector informal que limita el crecimiento de la cobertura, la implementación de políticas destinadas a formalizar el trabajo podría ayudar a mejorar los niveles de cobertura, pero esta es una tarea compleja y de largo plazo. Una política que podría atraer la atención de los trabajadores de menores ingresos hacia el SPP es la universalización de la pensión mínima, tal como ocurre en otros países. Si bien podría haber problemas de «riesgo moral» y sostenibilidad fiscal en este tipo de prestaciones, debemos recordar que la ampliación de la cobertura debería ser la preocupación más importante de los gobiernos interesados en cumplir con uno de los objetivos principales de todo sistema de seguridad social, que es la protección de la mayor cantidad de personas en situación de riesgo. En un sistema de pensiones, este riesgo es principalmente el de la pérdida de ingresos durante la vejez.

**Anexo A***Estadísticas descriptivas*

Variable	Voluntariamente afiliado		No afiliado	
	Promedio	Desv. est.	Promedio	Desv. est.
Características individuales				
Edad	41,1	13,3	36,7	15,8
Edad al cuadrado	1.862,5	1.199,1	1.597,8	1.358,9
Mujer (= 1, mujer)	0,347	0,477	0,461	0,499
Casado (= 1, casado)	0,684	0,466	0,555	0,497
Jefe (= 1, jefe del hogar)	0,542	0,499	0,382	0,486
Jefe*mujer	0,063	0,242	0,072	0,258
Seguro de salud privado (= 1, posee seguro de salud privado)	0,066	0,249	0,011	0,102
Posgrado (= 1, alcanzó nivel de posgrado)	0,024	0,154	0,001	0,037
Universidad (= 1, alcanzó nivel universitario)	0,330	0,471	0,065	0,246
Superior (= 1, alcanzó nivel superior no univ.)	0,205	0,404	0,088	0,283
Secundaria (alcanzó nivel secundario)	0,281	0,450	0,453	0,498
Universidad* No profesional (= 1, tiene educ. univ. y ocupación no profesional)	0,108	0,310	0,042	0,200
Características del hogar				
Ingreso del hogar p. c. ( <i>log</i> del ingreso p. c. del hogar)	7,254	0,765	6,585	0,735
Ingreso del hogar p. c. ( <i>log</i> del ingreso p. c. del hogar) al cuadrado	53,207	11,396	43,896	9,927
Ganancias de activos líquidos (= 1, algún miembro del hogar recibió ganancias de activos líquidos)	0,125	0,331	0,029	0,168
Hogar no pobre (= 1, hogar no pobre)	0,868	0,339	0,592	0,491
Urbano (= 1, urbano)	0,885	0,319	0,687	0,464
Tamaño del hogar (número de miembros)	4,729	1,957	5,106	2,422
Dependientes jóvenes (% de miembros del hogar menores de 14 años)	0,218	0,198	0,234	0,203
Dependientes ancianos (% de miembros del hogar mayores de 65 años)	0,075	0,164	0,073	0,187
Familia extendida (= 1, hay familiares en el hogar aparte de la familia nuclear)	0,413	0,493	0,400	0,490
Recepción de transferencias familiares (= 1, recepción de transferencias de otros familiares fuera del hogar durante los últimos seis meses)	0,281	0,450	0,380	0,485
Entrega de transferencias familiares (= 1, entrega de transferencias a otros familiares que viven fuera del hogar durante los últimos tres meses)	0,299	0,458	0,215	0,411
Recepción o entrega de transferencias familiares	0,503	0,501	0,514	0,500
Otros en el SPP (= 1, hay otro miembro del hogar, distinto del entrevistado, afiliado al SPP)	0,438	0,497	0,177	0,382
Recibe pensiones (= 1, hay algún miembro del hogar que cobró pensiones durante los últimos seis meses)	0,063	0,242	0,013	0,111
Seguro de vida (= 1, hay algún miembro del hogar que pagó por un seguro de vida durante los últimos tres meses)	0,135	0,343	0,027	0,163

## Anexo B

*Probabilidad de afiliación al SPP (con sesgo de selección corregido)*

Variable	Coeficiente	Errores estándar	Efecto marginal robustos
Características individuales			
Mujer	- 0,017	0,101	-0,0003
Casado	0,203**	0,092	0,0034
Casado*mujer	- 0,217*	0,127	-0,0033
Edad	0,035***	0,011	0,0006
Edad al cuadrado	-3,2E-04**	0,000	-5,4E-06
Jefe	0,032	0,100	0,0006
Jefe*mujer	0,091	0,143	0,0017
Seguro de salud privado	0,190	0,130	0,0032
Educación			
Posgrado	0,657***	0,249	0,0258
Universidad	0,721***	0,110	0,0264
Superior	0,393***	0,097	0,0100
Secundaria	0,075	0,079	0,0013
Universidad*no profesional	- 0,449***	0,112	-0,0048
Características del hogar			
Tamaño del hogar	- 0,032**	0,015	-0,0005
Dependientes jóvenes	0,330**	0,165	0,0057
Dependientes ancianos	0,026	0,165	0,0004
Familia extendida	0,068	0,063	0,0012
Ganancias de activos líquidos	0,236**	0,104	0,0053
Recepción de transferencias familiares	- 0,133**	0,058	-0,0022
Entrega de transferencias familiares	- 0,018	0,060	-0,0003
Recibe pensiones	0,244*	0,147	0,0056
Seguro de vida	0,411***	0,095	0,0115
Otros en el SPP	0,321***	0,070	0,0071
Ingreso del hogar p. c.	1,446***	0,510	0,0248
Cuadrado del ingreso del hogar p. c.	- 0,089***	0,034	-0,0015
Hogar no pobre	0,078	0,084	0,0013
Urbano	0,030	0,089	0,0005
Constante	- 9,228***	1,849	
Athrho	0,718***	0,146	
Rho	0,615	0,091	
Wald test para ecuaciones indep. ( Rho = 0): $\chi^2(1) = 24,24$ Prob > $\chi^2 = 0,000$			
Número de observaciones	25.745		
Observaciones <i>non-censored</i>	21.677		
Log pseudolikelihood	-7.694		
$\chi^2(27)$	309		
Prob > $\chi^2$	0,00		

Variable dependiente: Afiliados al SPP voluntariamente. Variables en la ecuación de selección: mujer, casado, edad, niveles de educación e informal. Los errores estándar están ajustados por clusters. \*\*\*Significativo al 1%, \*\* Significativo al 5%, \*Significativo al 10%.

## Referencias bibliográficas

- ARRONDEL, L. y A. MASSON (2006) «Altruism, Exchange or Indirect Reciprocity: What Do the Data on Family Transfers Show?». En S. C. Kolm y J. Mercier-Ytier (editores). *Handbook on the Economics on Giving, Reciprocity and Altruism*. North Holland: Elsevier, pp. 971-1053.
- BARR, A. y T. PACKARD (2003) «Preferences, Constraints, and Substitutes for Coverage Under Peru's Pension System». Background Paper for Regional Study on Social Security Reform. Banco Mundial, Office of the Chief Economist, Latin America and Caribbean Regional Office.
- BHAUMIK, S. K. y J. NUGENT (2000) «Wealth Accumulation, Fertility, and Transfers to Elderly Household Heads in Peru». En A. Mason y G. Tapinos (editores). *Sharing the Wealth*. Oxford: Oxford University Press.
- Brown, J. R. (1999) *Private Pensions, Mortality Risk, and the Decision to Annuitize*. NBER Working Paper 7191, Cambridge, Massachusetts.
- CIGNO, A. (2000) «Saving, Fertility and Social Security in the Presence of Self-enforcing Intra-family Deals». En A. Mason y G. Tapinos (editores). *Sharing the Wealth*. Oxford: Oxford University Press.
- Cox, A. y S. EDWARDS (2002) «Social Security Privatization Reform and Labor Markets: The Case of Chile». *Economic Development and Cultural Change*, vol. 50, n.º 3, pp. 465-489.
- Cox, D., Z. ESER y E. JIMÉNEZ (1998) «Motives for Private Transfers Over the Life-Cycle: An Analytical Framework and Evidence for Peru». *Journal of Development Economics*, vol. 55, pp. 57-80.
- Cox, D. y M. RANK (1992) «Inter-vivos Transfers and Intergenerational Exchange». *The Review of Economics and Statistics*, vol. 74, n.º 2, pp. 305-314.
- CRUZ-SACO, M. A. y C. MESA-LAGO (1998) *Do Options Exist? The Reform of Pension and Health Care Systems in Latin America*. University of Pittsburgh Press.
- HAUSMAN, J. (2001) «Mismeasured Variables in Econometric Analysis: Problems from the Right and Problems from the Left». *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 15, n.º 4, pp. 57-67.
- HAUSMAN, J., J. ABREVAYA y F. M. SCOTT-MORTON (1998) «Misclassification of the Dependent Variable in a Discrete-Response Setting». *Journal of Econometrics*, vol. 87, pp. 239-269.
- HECKMAN, J. J. (1979) «Sample Selection Bias as Specification Error». *Econometrica*, vol. 47, pp. 153-161.
- HODDINOTT, J. (1992) «Rotten Kids or Manipulative Parents: Are Children Old Age Security in Western Kenya?». *Economic Development and Cultural Change*, vol. 40, n.º 3, pp. 545-565.

- HOLZMANN, R., T. PACKARD y J. CUESTA (2000) *Extending Coverage in Multi-Pillar Pension Systems: Constraints and Hypotheses, Preliminary Evidence and Future Research Agenda*. World Bank Protection Discussion Paper Series 0002.
- JELLAL, M. y F. C. WOLFF (2002) «Insecure Old-age Security». *Oxford Economic Papers*, vol. 54, pp. 636-648.
- JIMÉNEZ, L. y J. CUADROS (2003) «Ampliación de la cobertura de los sistemas de pensiones en América Latina». *Revista de la CEPAL*, n.º 79, pp. 117-132.
- KOTLIKLOFF, L. y A. SPIVAK (1981) «The Family as an Incomplete Annuities Market». *The Journal of Political Economy*, vol. 89, n.º 2, pp. 372-391.
- LAFERRERE, A. y F. C. WOLFF (2006) «Microeconomic Models of Family Transfers». En S. C. Kolm y J. Mercier-Ytier (editores). *Handbook on the Economics on Giving, Reciprocity and Altruism*. North Holland: Elsevier.
- LI, C. y J. OLIVERA (2005) *Participation in the Peruvian Reformed Pension System*. Economics Discussion Papers 592, University of Essex.
- LUCAS, R. T. y O. STARK (1985) «Motivations to Remit: Evidence from Botswana». *The Journal of Political Economy*, vol. 9, n.º 5, pp. 901-918.
- PACKARD, T., N. SHINKAI y R. FUENTES (2002) «The Reach of Social Security in Latin America and the Caribbean». Background Paper for Regional Study on Social Security Reform. Banco Mundial, Office of the Chief Economist, Latin America and Caribbean Regional Office.
- QUEISSE, Monika (1998) *The Second Generation Pension Reform in Latin America*. Ageing Working Paper AWP 5.4 Maintaining Prosperity in an Ageing Society: The OECD Study on the Policy Implications of Ageing.
- ROFMAN, R. (2005) *Social Security Coverage in Latin America*. Social Protection Discussion Paper Series 0523, Banco Mundial.
- RIVERS, D. y Q. H. VUONG (1988) «Limited Information Estimators and Exogeneity Tests for Simultaneous Probit Models». *Journal of Econometrics*, n.º 39, pp. 347-366.
- STARK, Oded (1995) *Altruism and Beyond: An Economic Analysis of Transfers and Exchanges within Families and Groups*. Cambridge University Press.
- VEGA-CENTENO, M. y M. A. REMENYI (1996) «El sistema previsional en el Perú: Sistema Nacional de Pensiones vs. Sistema Privado de Pensiones». *Economía*, vol. XIX, n.º 37-38, pp. 291-403.
- VICTORIO, A. (2002) «Non-Market Insurance and Intrafamily Transfers». *Applied Economics Letters*, n.º 9, pp. 99-102.
- WOOLDRIDGE, J. (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press.