



Estudios Económicos

ISSN: 0188-6916

jsempe@colmex.mx

El Colegio de México, A.C.

México

Álvarez, Ignacio; da Silva, Natalia; Forteza, Alvaro; Rossi, Ianina
INCENTIVOS Y PATRONES DE RETIRO EN URUGUAY
Estudios Económicos, vol. 27, núm. 2, julio-diciembre, 2012, pp. 219-271
El Colegio de México, A.C.
Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=59724512001>

- ▶ Cómo citar el artículo
- ▶ Número completo
- ▶ Más información del artículo
- ▶ Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

INCENTIVOS Y PATRONES DE RETIRO EN URUGUAY *

Ignacio Álvarez, Natalia da Silva,
Álvaro Forteza, Ianina Rossi

Universidad de la República de Uruguay

Resumen: Con base en registros administrativos de la seguridad social estimamos indicadores de incentivos al retiro, en una muestra de hombres afiliados al mayor programa de seguridad social de Uruguay, y evaluamos su efecto en el retiro y la jubilación observados entre 1996 y 2004. En línea con los resultados estándar en la literatura, encontramos que la riqueza jubilatoria tiene un efecto positivo y altamente significativo en la probabilidad de retiro. Sin embargo, los indicadores usuales de incentivos al retiro no presentan el efecto esperado. En algunas especificaciones los indicadores resultan no significativos y en otras presentan el signo contrario al esperado.

Abstract: Using social security administrative records, we estimate indicators of incentives to retire in a sample of males affiliated to the main Uruguayan social security program and we assess their impact on retirement and pension claims observed between 1996 and 2004. In line with standard results in the literature, we find that social security wealth has a highly significant positive impact on the probability of retirement. However the usual indicators of incentives to retirement do not have the expected impact. In some specifications the indicators are not statistically significant and in others the indicators do not present the expected sign.

Clasificación JEL/JEL Classification: H55, J14, J26

Palabras clave/keywords: incentivos al retiro, seguridad social, incentives to retirement, social security.

Fecha de recepción: 01 IX 2011

Fecha de aceptación: 17 VIII 2012

* Este artículo es resultado del proyecto FCE2007-293 financiado por la Agencia Nacional de Innovación e Investigación (ANII), Uruguay. Agradecemos los comentarios de los árbitros y de participantes en seminarios en la Universidad de la República y en el Banco Central de Uruguay. nachalca@gmail.com, naty-dasilva@gmail.com, alvarof@decon.edu.uy, ianina@decon.edu.uy.

1. Introducción

En varios países desarrollados la edad media de retiro de los hombres y la tasa de actividad de los hombres mayores disminuyeron sensiblemente durante la mayor parte del siglo XX (Gruber y Wise, 1999; Burtless y Quinn, 2000). En el caso de Estados Unidos, la participación laboral de los hombres maduros cayó hasta mediados de los ochenta y aumentó posteriormente (Blau y Goodstein, 2010). Simultáneamente, la esperanza de vida ha aumentado en forma sensible. La disminución observada en la edad de retiro y el aumento en la esperanza de vida representan un desafío para la sostenibilidad financiera de los sistemas de seguridad social públicos de reparto y beneficios definidos.

Hay al menos dos explicaciones complementarias de la disminución de la edad de retiro en la literatura. Una sugiere que, con el aumento de la riqueza, los individuos se están volcando de manera creciente a un mayor consumo de ocio (Costa, 1998; Burtless y Quinn, 2000). La otra apunta a los incentivos implícitos en la seguridad social. Gruber y Wise han liderado un proyecto que explora esta segunda línea de explicación en más de diez países desarrollados. Encuentran que, en la mayor parte de los países considerados, la seguridad social impone un alto costo a seguir trabajando por encima de cierta edad (Gruber y Wise, 1999) y que estos incentivos correlacionan consistentemente con los patrones de retiro (Gruber y Wise, 2004). Blau y Goodstein (2010), en cambio, encuentran que en el caso de Estados Unidos, la seguridad social explica una pequeña parte de la caída en la tasa de actividad de los hombres maduros que se produjo entre los sesenta y los ochenta. No obstante, el aumento de la edad de retiro total (*full retirement age*) y de la compensación por postergación del retiro (*delayed retirement credit*), que se produjeron a partir de 1983, habrían tenido un efecto sustancialmente mayor en el aumento de la participación laboral que se observa en el periodo reciente.

La tasa de actividad de los hombres mayores (65 años y más) cayó en las últimas décadas en la mayoría de los países de América Latina, pero hay excepciones: descendió en Brasil (Lanza, 2008), Colombia, Ecuador (Conferencia Interamericana de Seguridad Social, 2005c), Centroamérica (Conferencia Interamericana de Seguridad Social, 2005a) y México (Conferencia Interamericana de Seguridad Social, 2005b); permaneció relativamente estable en Bolivia, Perú (Conferencia Interamericana de Seguridad Social, 2005c) y Uruguay (Alvarez *et al.*, 2010) y aumentó en Chile (Bertranou y Mastrángelo, 2003; Cerdá, 2005; James y Cox, 2005).

Son varios los estudios que han explorado la relación entre tasas de actividad y seguridad social en la región. Cerdá (2005) encuentra que la participación laboral y la edad de retiro en Chile han sido menores cuanto mayor es la riqueza de la seguridad social y mayores cuanto mayor es la varianza de la riqueza de la seguridad social. James y Cox (2005) observan que la sustitución del programa PAYG por las cuentas de ahorro individual que se produjo en Chile a partir de 1981 redujo las tasas de salida del mercado laboral y de solicitud de beneficio jubilatorio. En el caso de Brasil, Lanza (2008) encuentra que la seguridad social brasileña impone costos a seguir trabajando elevados, en relación con los que calculó para países desarrollados el equipo liderado por Gruber y Wise, pero no dispone de información que le permita vincular esos indicadores con el comportamiento individual de retiro.

En Uruguay, Alvarez *et al.* (2010) encuentran que la tasa de actividad de los hombres mayores permanece estable entre 1985 y 2007 y la de las mujeres aumenta. En los últimos años, observan un leve aumento de la edad media de retiro. Analizan los incentivos al retiro implícitos en la seguridad social y encuentran que el costo de seguir trabajando en Uruguay es elevado en comparación con lo que se estima para los países de la OECD comprendidos en el estudio de Gruber y Wise (1999). Por otro lado, Alvarez *et al.* (2010) observan que la reforma del sistema de pensiones iniciada en 1996 redujo sensiblemente los incentivos a retirarse.

En este trabajo se estudia la relación entre los incentivos implícitos que impone el sistema de seguridad social uruguayo y el retiro observado de un grupo de trabajadores cubierto por el principal programa de jubilaciones y pensiones del país, administrado por el Banco de Previsión Social (BPS). Estimamos los indicadores de incentivos para estos individuos y luego estimamos modelos *probit* de las decisiones de retiro y de jubilación. Seguimos de cerca la metodología utilizada en la segunda fase del proyecto liderado por Gruber y Wise (2004). Nos apoyamos en Alvarez *et al.* (2010), quienes replicaron con datos uruguayos los estudios de la primera fase del proyecto de Gruber y Wise (1999). Mientras que los estudios de la primera fase presentan estimaciones de incentivos al retiro en individuos simulados, en este artículo presentamos estimaciones de incentivos al retiro para una muestra de trabajadores afiliados a la seguridad social que se encuentran cerca de la edad de retiro y analizamos el impacto de estos indicadores en el retiro observado de dichos trabajadores.

Se trabaja con una muestra de los registros administrativos de la historia laboral del BPS que contiene información mensual entre 1996

y 2004. Utilizamos, específicamente, una muestra de hombres que trabajó principalmente en el sector privado (al menos la mitad de sus contribuciones proviene de la actividad privada). Como es usual en la literatura, estimamos modelos econométricos que nos permiten simular las contribuciones que habrían realizado los afiliados al sistema en los períodos en que no observamos sus contribuciones.

Debido a que la información que tiene el BPS sobre las historias de contribución es parcial (al menos hasta 1996) las normas no siempre se aplican como establece la ley. En particular, el uso de declaraciones de testigos para documentar períodos de servicio es una práctica generalizada en el lapso que cubre el análisis (Forteza, 2003; Bucheli, Forteza y Rossi, 2010).¹

De esta manera, los indicadores estimados de incentivos al retiro se basan en las normas del sistema de seguridad social, mientras que los incentivos que los trabajadores efectivamente enfrentaron dependen de las normas legales y de la discrecionalidad del BPS. Cabe esperar que tal circunstancia debilite la relación entre los indicadores convencionales de incentivos al retiro y el comportamiento observado de retiro.

Se encuentra que los trabajadores de la muestra enfrentan incentivos al retiro muy diversos, por lo cual existe la variabilidad estadística necesaria para evaluar el impacto de dichos incentivos en el retiro. El impuesto implícito a seguir trabajando mediano es elevado en Uruguay en comparación con lo que se ha observado en varios países desarrollados. Sin perjuicio de ello, la reforma iniciada en 1996 redujo sensiblemente este impuesto. Observamos que la riqueza de la seguridad social afecta al retiro significativamente y con el signo esperado: a mayor riqueza previsional mayor probabilidad de retiro. En cambio, el impuesto a seguir trabajando, la adquisición de riqueza previsional y el “valor pico” no resultan estadísticamente significativos o incluso, cuando lo son, presentan el signo opuesto al esperado.

¹ La declaración de testigos está expresamente aceptada como medio de reconocimiento de servicios anteriores a la instrumentación de la historia laboral, iniciada el 1 de abril de 1996 (artículo 43 del decreto 125/996). En el año 2006 se agregó el mecanismo de la declaración jurada. Una resolución del directorio del BPS estableció que se considerarán como servicios probados, con ciertos límites, los que “estén incorporados en la declaración jurada que el afiliado debe efectuar ante el organismo” (artículo 1º de la resolución del directorio del BPS 43-1/2006). El artículo 4 de la misma resolución establece que los años de contribución reconocidos “por estos nuevos criterios” que sean utilizados para el cálculo de la jubilación (es decir, que integren el salario básico jubilatorio) se registran como contribuciones realizadas sobre la base del salario mínimo nacional.

En la segunda sección se presenta una breve descripción del programa de jubilaciones del BPS, en la tercera se describe de manera sucinta la base de datos, en la siguiente se explica cómo medimos el retiro y la jubilación y se describen sus principales tendencias. En esta misma sección se presentan los modelos para la proyección de los ingresos laborales y el estatus contributivo. La sección cinco contiene las estimaciones de los indicadores de incentivos, la sexta ofrece las estimaciones de los modelos *probit*, el documento termina con una síntesis y conclusiones.

2. El programa de jubilaciones administrado por el BPS

El sistema de jubilaciones uruguayo está integrado por cinco programas. El de mayor dimensión es actualmente un programa mixto, con un pilar de reparto y otro de ahorro individual. El Banco de Previsión Social (BPS), institución pública creada en 1967, administra el pilar de reparto y de beneficios definidos y un grupo de instituciones privadas, las Administradoras de Fondos de Ahorro Previsional (AFAP) administran el pilar de ahorro individual. Los otros cuatro programas son más pequeños y cubren grupos específicos de trabajadores: empleados bancarios, escribanos, otros profesionales universitarios y servicio de retiro militar y policial. En este trabajo nos concentraremos exclusivamente en el programa administrado por el BPS.

Hasta 1996 el programa tenía un único pilar de reparto y beneficios definidos. En la reforma aprobada en 1995, que empieza a instrumentarse en 1996, se estableció que los trabajadores que tuvieran causal jubilatoria generada antes de diciembre de 1996 seguirían amparados por el régimen existente, cuya principal norma data de 1979 y es el llamado Acto Institucional N° 9. Quienes no tuvieran la causal jubilatoria generada en diciembre de 1996 y hubieran cumplido 40 años de edad antes del 1° de abril de 1996 pasarían al llamado régimen de transición. El régimen de transición, igual que el del acto 9, tiene un sólo pilar de reparto y beneficios definidos. Los trabajadores asignados al régimen de transición tuvieron la posibilidad de optar, expresamente, por integrarse en el régimen mixto creado en la ley de reforma.

Por razones generacionales la mayor parte de los individuos en la muestra de historia laboral utilizada en nuestro estudio están amparados por los regímenes del Acto 9 y de transición. Sólo 3% de los individuos de la muestra pertenecen al régimen mixto. Por esta razón trabajamos exclusivamente con los dos primeros regímenes, que

se describirán brevemente a continuación. En el cuadro 1 se presentan los principales parámetros de dichos programas.

El programa de jubilaciones por vejez que administra el BPS se financia con contribuciones personales y patronales, impuestos afectados y en el periodo analizado recibió también asistencia financiera del gobierno. Otorga dos jubilaciones mutuamente excluyentes, la jubilación común u ordinaria y la jubilación por edad avanzada. Estos subprogramas difieren en los requisitos de acceso y en el monto del beneficio. En todo caso, como es usual en los programas de beneficios definidos, la prestación se calcula como el producto de un promedio de los salarios de contribución (el salario básico jubilatorio) y una tasa de reemplazo. En el periodo analizado se produjeron algunas modificaciones importantes en los parámetros. Las contribuciones han fluctuado considerablemente: en 1985, en el marco del régimen del acto 9, las contribuciones personales a invalidez, vejez y sobrevivencia fueron establecidas en 12% y las patronales en 13 por ciento. A partir de 1996 se fijaron en 15 y 12.5 por ciento, respectivamente. En los años siguientes se aprobó un gran número de modificaciones a las tasas de aportes patronales con alcance sectorial, que generó una dispersión considerable de las tasas patronales. En 2007, en el marco de una reforma tributaria, se redujo la dispersión de las tasas de aporte patronal y se redujo la tasa básica a 7.5 por ciento.

Las condiciones de acceso a la jubilación también han estado variando. En el régimen del Acto 9 se requería 60 años de edad para los hombres y 55 para las mujeres y 30 de servicio para acceder a la jubilación ordinaria. En el régimen de transición, se pasó a exigir 60 años de edad y 35 años de servicio, para ambos sexos. El incremento de la edad mínima jubilatoria para la mujer se estipuló de forma gradual, incrementándose a 56 en 1997 hasta llegar a los 60 en 2003.

También se endurecieron las condiciones de acceso a la jubilación por edad avanzada. En el régimen del acto 9 se requerían 70 años de edad para los hombres y 65 para las mujeres y 10 años de servicio. En el régimen de transición se elevó gradualmente el requisito de años de servicio, aumentó a 11 en 1997 y llegó a 15 en 2003, se elevó también en cinco años la edad mínima exigida para las mujeres.

El salario básico jubilatorio se calcula como el promedio de los salarios de contribución en los últimos tres años antes del retiro, en el régimen del acto 9, y como el promedio de los veinte años más favorables (con la posibilidad de hasta 5% adicional si los últimos diez fueran superiores) en el régimen de transición.

Las tasas de reemplazo dependen en ambos regímenes de la edad a la que se reclama la jubilación y de los años de servicio. En el

régimen de transición se aumentó la sensibilidad de la tasa de reemplazo a ambas variables, para buscar premiar más los aportes y la postergación del reclamo de la jubilación.

En el régimen del Acto 9 existe una jubilación mínima y una máxima, pero no hay un techo al salario de contribución. La reforma de 1995 introdujo un techo de 15 000 pesos de mayo de 1995 para el salario de contribución (aproximadamente 4 100 dólares americanos en la actualidad) y modificó las jubilaciones mínimas y máximas.

Cuadro 1
*Parámetros básicos de los programas jubilatorios del BPS
(jubilación ordinaria)*

	<i>Tasas de contribución</i>	<i>Condiciones de acceso</i>	<i>Beneficios jubilatorios</i>
Acto 9 (1979)	Patronales: 13% Personales: 12%	Edad hombres \geq 60 Edad mujeres \geq 55 Años de aportaciones \geq 30	$tr \times \bar{w}$ Donde: $0.6 \leq tr \leq 0.8$ \bar{w} = promedio de los salarios de los últimos 3 años tr = tasa de reemplazo.
Ley 16.713, régimen de transición 1996	Patronales: 7.5 a 12.5% Personales: 15%	Edad \geq 60 Años de aportaciones \geq 35	$tr \times \bar{w}$ Donde: $0.5 \leq tr \leq 0.825$ \bar{w} = promedio de los 20 años de salarios más altos tr = tasa de reemplazo.

Fuente: elaboración propia con base en normas legales.

3. Datos²

3.1. *La muestra de historia laboral*

Usamos una muestra aleatoria de los registros administrativos del programa de seguridad social recogida en diciembre de 2004 por la

² Para una descripción más detallada de la base de datos ver Bucheli, Forteza y Rossi (2010).

unidad de historia laboral que administra el BPS (ATYR-BPS). Los trabajadores en la muestra contribuyeron al menos un mes entre abril de 1996 y diciembre de 2004. La muestra considera aproximadamente a 70 000 individuos.

La base tiene información sobre las contribuciones mensuales, los salarios y algunas características del puesto de trabajo, que incluye la fecha de inicio y finalización de la actividad. También contiene alguna información personal como: fecha de nacimiento, sexo y país de nacimiento. Hay una base complementaria que tiene información sobre la fecha de retiro y acceso a otras prestaciones, como seguro de desempleo y prestaciones por invalidez. No contamos con información referida a: características socio-demográficas de los individuos, nivel educativo, conformación de los núcleos familiares y similares.

Consideramos datos de los hombres del sector privado que tuvieran al menos 55 años de edad en 2004 y como máximo 70 años de edad en 1996. Estamos considerando las generaciones nacidas entre 1926 y 1954. La sub-muestra incluye 6 053 individuos.

3.2. *El régimen aplicable*

La reforma de 1996 dispone que el régimen aplicable a cada individuo dependa de la situación en que se encuentre al momento que la reforma entra en vigencia (abril de 1996). En la medida en que los derechos jubilatorios varían de un régimen a otro es necesario determinar cuál es el régimen aplicable a cada individuo, para precisar el indicador de incentivos al retiro en cada caso. Asignamos los regímenes aplicables a los individuos de la muestra de historia laboral de acuerdo con las normas descritas en la sección anterior y las historias individuales provistas por el BPS, y completadas con las simulaciones.

Según nuestra codificación del régimen aplicable, 890 individuos (aproximadamente 15%) estarían amparados por el régimen del Acto 9, 4 989 (82%) por el régimen de transición y 174 (3%) por el régimen mixto. Por lo tanto, la muestra de historia laboral que se utilizó en este estudio contiene, sensiblemente, más información sobre el retiro de los trabajadores amparados por el régimen de transición, que por los otros dos regímenes.

Es poco lo que puede decirse sobre los efectos de las normas del Acto 9 y menos aún sobre el régimen mixto con base en esta muestra de historia laboral.

3.3. Definición y medición del retiro y la jubilación

La medición del retiro supone algunos desafíos ya que no siempre es fácil distinguir el retiro de una interrupción transitoria. Es claro que un trabajador que después de una interrupción vuelve a trabajar no se ha retirado, pero si la ventana de observación termina y el trabajador no se reincorporó al trabajo, queda la duda de si el evento observado fue un retiro o una simple interrupción y una censura. En la literatura se han seguido diversas estrategias para enfrentar tal dificultad. Tres aproximaciones usualmente utilizadas consisten en considerar que la persona está retirada si: (i) eso es lo que informa a un encuestador, (ii) el número de horas trabajadas es inferior a cierto umbral y (iii) recibe beneficios de retiro. En muchos países estas definiciones no coinciden para grupos importantes de trabajadores maduros (Börsch-Supan *et al.* (2004), por ejemplo, citan a Rust (1990), quien encuentra diferencias en el caso de Estados Unidos).

En el presente estudio no podemos determinar el retiro a partir del estatus declarado, porque ese tipo de información no está presente en los registros administrativos de la seguridad social. Utilizamos entonces definiciones basadas en: 1) la salida del mercado de trabajo, medida por la interrupción de las contribuciones a la seguridad social y 2) la percepción por primera vez de un beneficio de retiro. Más específicamente utilizamos las siguientes definiciones de retiro, adaptadas de Boldrin, Jiménez y Peracchi (2004):

DEFINICIÓN 1. *Inicio del beneficio jubilatorio: tomamos como fecha de retiro el momento en que el individuo se jubila, incluye jubilación común, jubilación por edad avanzada y jubilación por incapacidad total.³ No consideramos beneficios no contributivos como la pensión por invalidez o vejez.*

DEFINICIÓN 2. *Salida del mercado laboral: tomamos como fecha de retiro la última vez que el individuo aporta al BPS, si se cumple que: (i) se observan al menos cinco meses más en la muestra en los que el individuo no registra actividad ni ha fallecido o (ii) el periodo de no contribución que sigue a la fecha de retiro termina en jubilación común, por edad avanzada o por incapacidad total.⁴*

³ La legislación uruguaya admite casos en los que la persona puede jubilarse por un régimen y seguir trabajando por otro. En este trabajo se considera que se produjo el retiro cuando la persona se jubiló por primera vez. El número de dichos casos es muy reducido, por lo cual no cabe esperar que afecten los resultados.

⁴ En adelante, cuando distinguimos entre jubilaciones y retiros, nos referire-

En los cuadros 2 y 3 presentamos el número de retiros y de jubilaciones en la muestra de historia laboral, por año y régimen aplicable. La proporción de trabajadores que se retiró y que se jubiló en el periodo es sensiblemente mayor entre los amparados por el régimen del Acto 9, que entre los del régimen de transición, y en el régimen de transición es mayor que en el mixto. Pero, dado que tenemos más individuos en el régimen de transición que en el del Acto 9, en casi todos los años es mayor el número absoluto de individuos que se retiró o jubiló por el régimen de transición. Este patrón de retiro y jubilación es el esperado dadas las franjas etarias de los trabajadores amparados por los tres regímenes.

Cuadro 2
Número de individuos en la muestra de historia laboral que se retira del mercado laboral por año y régimen aplicable

<i>Años</i>	<i>Acto 9</i>	<i>Transición</i>	<i>Mixto</i>	<i>Total</i>
1996	51	152	1	204
1997	132	214	0	346
1998	116	240	4	360
1999	98	223	1	322
2000	109	238	2	349
2001	86	300	4	390
2002	60	327	5	392
2003	46	286	10	342
2004	25	206	9	240
No se retira	167	2 803	138	3 108
Total	890	4 989	174	6 053

Fuente: elaboración propia con información de ATYR-BPS.

Cuadro 3
Número de individuos en la muestra de historia laboral que se jubila por año y régimen aplicable

<i>Años</i>	<i>Acto 9</i>	<i>Transición</i>	<i>Mixto</i>	<i>Total</i>
1996	21	36	0	57
1997	125	103	1	229

mos a las dos definiciones anteriores, pero, en ocasiones, utilizaremos la palabra retiro en un sentido genérico. La diferencia debería surgir claramente del contexto.

Cuadro 3
(continuación)

<i>Años</i>	<i>Acto 9</i>	<i>Transición</i>	<i>Mixto</i>	<i>Total</i>
1998	91	116	2	209
1999	80	121	0	201
2000	97	159	1	257
2001	94	271	0	365
2002	51	193	4	248
2003	43	175	1	219
2004	21	178	4	203
No se jubila	267	3 637	161	4 065
Total	890	4 989	174	6 053

Fuente: elaboración propia con información de ATYR-BPS.

4. Historias salariales y de cotización

Se utilizaron los modelos de estatus contributivo (modelo de probabilidad lineal) y de ingresos laborales estimados por Forteza *et al.* (2009) para completar las historias de contribución de los individuos fuera de la ventana de observación. Para tener un documento autocontenido, reproducimos en esta sección brevemente las principales características y resultados de la estimación de esos modelos. A partir de la estimación en la ventana de observación, simulamos el estatus contributivo de los trabajadores y sus ingresos laborales formales, si se encontraban cotizando al BPS, hacia adelante y hacia atrás.

4.1. *Estatus contributivo*

Para simular el estatus contributivo fuera de la ventana de observación usamos los resultados del modelo de probabilidad lineal presentados por Forteza *et al.* (2009). El modelo tiene la especificación:

$$C_{it} = x'_{it} \beta + \eta_i + \theta_{it} = x'_{it} \beta + \zeta_{it}, \quad t \geq 1$$

$$\theta_{it} = \rho \theta_{it-1} + \varepsilon_{it}, \quad t \geq 1$$

Donde C_{it} es una variable indicatriz que vale uno si el individuo i contribuyó en el periodo t y cero en el caso contrario; x_{it} es el conjunto de variables explicativas, que incluye la edad (hasta la tercera potencia), algunas variables binarias de edad, la tasa de desempleo mensual promedio del país y una variable de efectos individuales estimados a partir de la ecuación de salarios (ver sección siguiente); η_i son efectos individuales inobservados y θ_{it} son choques idiosincráticos. Se introdujo dinámica a través de la segunda ecuación que modeliza el choque idiosincrático como un proceso autoregresivo de primer orden.

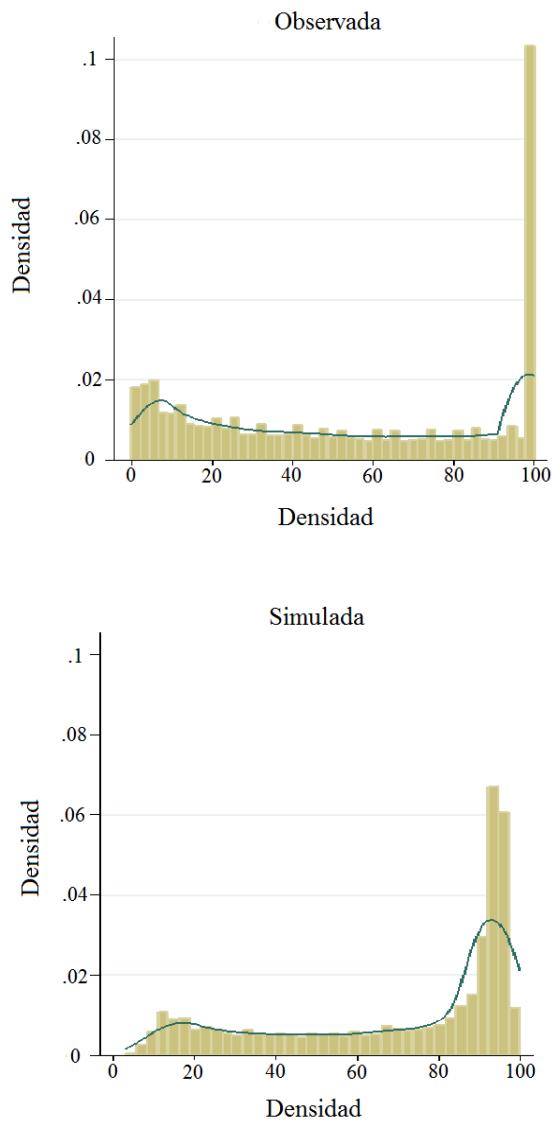
En el apéndice (cuadro 11) se reproducen los resultados de la estimación del modelo. Con base en el modelo estimado simulamos historias de estatus contributivo para los periodos en que no tenemos información de historia laboral. Calculamos algunos indicadores convencionales de las historias de contribución, observadas y simuladas, y presentamos brevemente algunos estadísticos descriptivos de dichos indicadores. Se estiman densidades de cotización con las series observadas y simuladas de estatus contributivo. La densidad de cotización es la proporción del tiempo potencial de contribución que un individuo, efectivamente, está aportando. En la gráfica 1 se presentan las densidades de cotización promedio de los individuos, como se puede ver tanto las densidades observadas como las simuladas son bimodales.

En la gráfica 2 se presentan las densidades promedio por edad, simuladas y observadas. Las densidades de cotización son muy bajas a edades tempranas, crecen rápidamente primero y después más lentamente hasta alcanzar máximos entre los 40 y los 60 años de edad, luego decrecen, aunque sin llegar a los bajos valores del inicio. Si bien los perfiles de las densidades simuladas y observadas son similares, las densidades simuladas son superiores a las observadas, en casi todas las edades. Por último, se calcula la duración media y mediana de los intervalos de contribución en ventanas de nueve años, incluye dos periodos con datos simulados (1987-1995 y 2005-2013) y el periodo observado (1996-2004),⁵ los resultados se presentan en el cuadro 4.

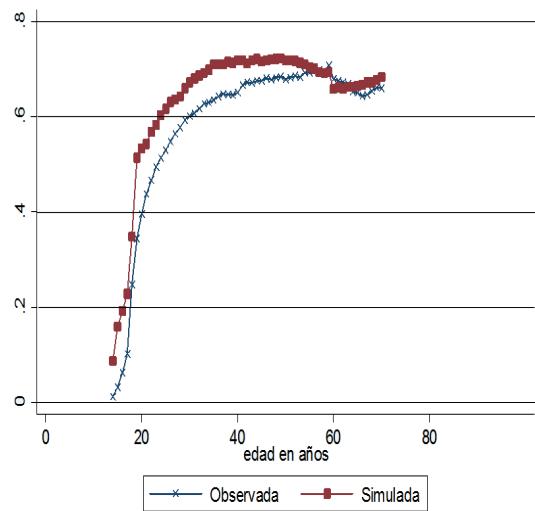
Vistos en conjunto, los indicadores de bondad de ajuste de los modelos de Forteza *et al.* (2009) y los estadísticos descriptivos de las densidades de cotización y de la duración de los intervalos de cotización, que presentamos en este trabajo, sugieren que los modelos producen simulaciones adecuadas de las historias de estatus contributivo.

⁵ La duración máxima en la ventana de observación es de 105 meses, dado que no se encuentra completo el año 1996. En estos cheques se tomaron años completos, por lo que la duración máxima potencial es de 108 meses.

Gráfica 1
Densidades de cotización por individuo



Gráfica 2
Densidades de cotización por edad



Fuente: elaboración propia con información de ATYR-BPS.

Cuadro 4
Duración de los intervalos de cotización en ventanas seleccionadas (meses)

Ventana	Media	Mediana	Máximo potencial
1/1987 12/1995	34.0	13.0	108
4/1996 12/2004	30.9	12.0	105
1/2005 12/2013	28.9	14.0	108

Nota: En los datos observados (ventana 1996-2004) se tomaron solamente aquellos individuos cuyo máximo potencial era de 105 meses (es decir, que estaban cotizando al inicio y que no se murieron ni se jubilaron en la ventana). Fuente: elaboración propia con información de ATYR-BPS.

4.2. Proyección de salarios

Se utiliza el modelo de dos ecuaciones para los ingresos laborales estimado por Forteza *et al.* (2009). Para el segundo mes y siguientes de cada intervalo de contribución usamos la ecuación:

$$\ln(w_{it}) = \rho \ln(w_{it-1}) + \beta_1 \ln(dur_{it}) + \beta_2 a_{it} + \beta_3 a_{it}^2 + \delta_t + \nu_i + e_{it}$$

Donde w_{it} es el cociente entre el ingreso laboral de i y el índice medio de salarios en t , $\ln dur_{it}$ es el logaritmo natural de la duración en el intervalo de contribución de i en t , a_{it} es la edad de i en t , δ_t es una tendencia temporal y ν_i son efectos individuales inobservados. Despues de estimar los coeficientes calculamos los efectos individuales ($\hat{\nu}_i$).

Para el primer mes de un intervalo de contribución después de interrupciones no menores a tres meses utilizamos la ecuación:

$$\ln w_{i1} = \alpha_1 + \alpha_2 a_i + \alpha_3 a_i^2 + \alpha_4 \hat{\nu}_i + \varepsilon_i$$

En el cuadro 12 del apéndice se reproducen los resultados de la estimación de estos modelos.

Simulamos el ingreso laboral para los periodos previos al periodo cubierto por la base de datos con la ecuación inicial en la primera cotización del individuo y luego la ecuación para los meses dos y siguientes. Los salarios en la ventana son los observados (siempre que la persona no se hubiera jubilado o muerto, en cuyo caso simulamos el estatus contributivo y su salario respectivo). En la estimación “hacia adelante”, es decir, para periodos posteriores a la ventana de observación, utilizamos las mismas ecuaciones, se toma de punto de partida el último salario efectivamente observado.

5. Medidas de incentivos en la muestra

Una vez completadas las historias individuales de contribuciones y salarios de los trabajadores maduros de la muestra de historia laboral, se calculan las medidas de incentivos al retiro implícitas en las normas de la seguridad social.

5.1. Incentivos al retiro

Se estiman varios indicadores de incentivos al retiro: (i) la riqueza neta obtenida de la seguridad social o, más brevemente, la riqueza jubilatoria, (ii) la adquisición de riqueza jubilatoria, (iii) el impuesto implícito a seguir trabajando y (iv) el valor pico de la adquisición de riqueza jubilatoria (Coile y Gruber, 2001; Gruber y Wise, 2004).

La riqueza neta obtenida de la seguridad social (SSW, Social Security Wealth) es el valor presente del flujo de prestaciones que cada trabajador espera recibir neto de las contribuciones que cada trabajador espera pagar. Más específicamente, calculamos la riqueza de la seguridad social a la edad t_0 cuando el trabajador se retira a la edad r ($SSW_{t_0}(r)$) como la suma del flujo esperado descontado a t_0 de las jubilaciones que obtendría el trabajador si se retirara a la edad r ($B_r(t)$), neto del flujo esperado descontado a t_0 de las contribuciones a la seguridad social ($Ap(t)$). Incluimos tanto los aportes personales como patronales, bajo el supuesto de que los aportes patronales recaen en última instancia en los trabajadores bajo la forma de menores salarios (Hamermesh y Rees 1993: 212; Gruber, 1999: 90; Brown, Coronado y Fullerton, 2009: 13). Formalmente:

$$SSW_{t_0}(r) = \sum_{t=r}^{Edad\ Max} \frac{\pi_{t_0}(t) B_r(t)}{(1+\rho)^{t-t_0}} - \sum_{t=t_0}^{r-1} \frac{\pi_{t_0}(t) Ap(t)}{(1+\rho)^{t-t_0}}$$

Donde $\pi_{t_0}(t)$ es la probabilidad de que alguien que está vivo a la edad t_0 siga estándolo a la edad t , $Edad\ Max$ es la máxima edad hasta la que un individuo puede sobrevivir y ρ es la tasa de descuento.

Se consideran las tablas de mortalidad del Banco Central del Uruguay, que son las utilizadas en la regulación del sistema previsional uruguayo. En ellas la tasa de mortalidad es igual a 1 a los 110 años, de tal manera que $Edad\ Max = 110$.

Los resultados son sensibles a la tasa de descuento. La riqueza jubilatoria es menor cuanto mayor es la tasa de descuento, porque los beneficios se pagan mayoritariamente después de las contribuciones (particularmente en el caso de beneficios jubilatorios). En estudios realizados para Estados Unidos, Brown, Coronado y Fullerton (2009) utilizan tasas de descuento de dos y cuatro por ciento anual y Coile y Gruber (2001) usan tres por ciento anual. Boldrin, Jiménez y Peracchi (1999), en el caso de España, trabajan con tres por ciento anual en el escenario base y analizan otro escenario con uno por ciento anual. En

este trabajo, utilizamos una tasa de descuento de cuatro por ciento anual. La adquisición de riqueza jubilatoria y el impuesto implícito a seguir trabajando se obtienen como sigue:

$$Acc_{t_0}(r) = SSW_{t_0}(r+1) - SSW_{t_0}(r)$$

$$\text{Im } p(r) = - \frac{Acc_{t_0}(r)}{(1 - \lambda_{per}) W_{t_0}(r+1)}$$

La adquisición de riqueza jubilatoria $Acc_{t_0}(r)$ es el aumento de riqueza de la seguridad social (descontada a t_0) que el trabajador obtiene si posterga un año el retiro a partir de r . Al retrasar el retiro un año, el trabajador incurre en una pérdida porque paga un año más de contribuciones y porque, si ya había generado causal jubilatoria, comienza a cobrar la jubilación en $r+1$ en vez de en r .⁶ Por otro lado, obtiene una ganancia si la jubilación aumenta al retirarse más tarde.

Otro indicador de incentivos al retiro que se ha utilizado en la literatura es la variación proporcional de la riqueza jubilatoria, definida como la adquisición de riqueza jubilatoria dividida por la riqueza jubilatoria inicial. La variación proporcional tiene la ventaja de que mide la proporción de la riqueza jubilatoria que los individuos ganan o pierden al postergar un año el retiro. Es una medida simple de la importancia relativa de los cambios. Sin embargo, tiene la desventaja de que no existe cuando a la edad inicial la riqueza jubilatoria es cero. Esto ocurre toda vez que, a la edad que se está considerando, el individuo no ha alcanzado la cantidad de años de aportes requeridos para jubilarse. Si un individuo en esas condiciones posterga el retiro un año pueden ocurrir, básicamente, dos cosas: que siga sin cumplir con los años requeridos para acceder a la jubilación, con lo cual habrá perdido los aportes de ese año, o que gracias al año agregado acceda a una jubilación, con lo que habrá ganado la suma descontada de las jubilaciones, neta de los aportes del año. La adquisición de riqueza

⁶ Hay, sin embargo, ocasiones en que la postergación del retiro permite un adelanto de la edad a la que se cobra la primera jubilación. Ello ocurre, por ejemplo, si un individuo que a los 59 años de edad tiene acumuladas contribuciones suficientes para acceder a los 70 años a una jubilación por edad avanzada, pero no para una jubilación ordinaria, y adquiere el derecho a la jubilación ordinaria al contribuir un año más. En este caso, al postergar el retiro un año podrá adelantar el cobro de la primera jubilación en diez años.

jubilatoria es negativa en el primer caso y positiva (usualmente) en el segundo. En el primer caso el individuo tiene incentivos a retirarse y en el segundo a postergar el retiro. La adquisición de riqueza jubilatoria captura adecuadamente el incentivo, en este caso hipotético, pero la variación proporcional de la riqueza jubilatoria no lo hace, ya que no está definida en este caso. Situaciones como la anterior son frecuentes en nuestra base de datos y, por lo tanto, decidimos no utilizar la variación proporcional de la riqueza jubilatoria en el presente estudio.

El impuesto a seguir trabajando es la pérdida de riqueza jubilatoria que deriva de postergar un año el retiro a partir de r , expresada como proporción del salario líquido que el trabajador habría cobrado en $r+1$ si no se hubiera retirado (W es el salario nominal y λ_{per} es la tasa de aportes personales). Es un indicador que, como la variación proporcional de la riqueza jubilatoria, captura la dimensión relativa de la adquisición de riqueza jubilatoria y tiene la ventaja de que existe aun en aquellos casos en los que la riqueza jubilatoria inicial es cero. No obstante, el impuesto a seguir trabajando también presenta problemas de inexistencia, sólo que, en este caso, ocurren cuando el salario es cero. En condiciones de continuas interrupciones laborales, como las que observamos en el principal programa de seguridad social uruguayo y en otros programas de la región (Forteza *et al.*, 2009), es frecuente que el impuesto a seguir trabajando no exista porque el salario de contribución es cero en el año considerado. El problema es similar entonces al de la variación proporcional de la riqueza jubilatoria, pero admite una solución más sencilla, que consiste en utilizar el ingreso laboral de un periodo más extenso que el del año de referencia. De hecho, si bien la definición más usual del impuesto es la que relaciona la adquisición de riqueza jubilatoria con el ingreso del año, algunos autores prefieren definirlo con base en el ingreso laboral descontado de toda la vida (Brown, Coronado y Fullerton, 2009). Esta versión del indicador está libre del problema de inexistencia mencionado.⁷

En nuestro caso, sin embargo, el impuesto a seguir trabajando como proporción del ingreso de la vida tiene un problema adicional: tenemos una estimación ruidosa del ingreso laboral. Lo cual se debe a dos factores. En primer lugar, observamos a los individuos durante un

⁷ No hemos visto en la literatura que el uso del ingreso laboral a lo largo de la vida para definir el impuesto se justifique por las interrupciones laborales. Los estudios que hemos revisado son para países desarrollados en donde el problema de interrupciones laborales, probablemente, sea bastante menos importante que en nuestro caso.

periodo máximo de ocho años. Si bien simulamos ingresos laborales para períodos más extensos, el riesgo de error es mayor cuanto mayor es el periodo simulado en relación con el observado. En segundo lugar, aun cuando la estimación de los ingresos nominales fuera correcta, el cálculo del ingreso laboral real resultaría poco confiable en muchos de los años involucrados en la vida laboral completa de las generaciones consideradas en el estudio. En particular, antes de 1980, los índices medio de salarios y de precios al consumo divergen de una forma que resulta poco creíble y que distorsiona nuestra estimación del ingreso laboral real a lo largo de la vida de muchos de los individuos en nuestra base de datos. Por tales razones, optamos en este trabajo por una solución intermedia consistente en referir el impuesto a seguir trabajando al ingreso laboral promedio entre los 55 y los 60 años de edad.⁸

Una debilidad de las medidas anteriores es que sólo consideran un periodo hacia delante. Un indicador libre de ese problema es el “valor pico” (*peak value*), que mide la pérdida de riqueza jubilatoria al retirarse a la edad r en lugar de hacerlo a la edad en que la riqueza jubilatoria es máxima (r_{max}), al considerar las edades entre $r + 1$ y 75:

$$Pico_{t_0}(r) = SSW_{t_0}(r_{max}) - SSW_{t_0}(r)$$

5.2. Incentivos observados

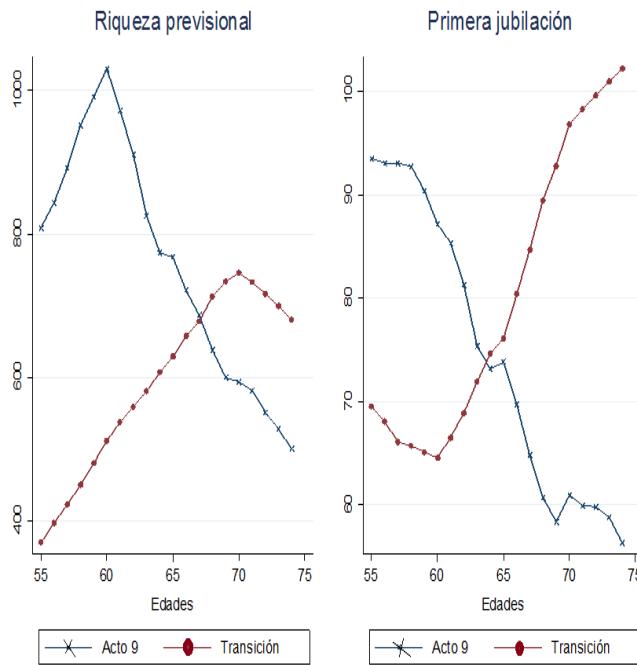
Las obligaciones y beneficios de los afiliados a la seguridad social dependen no sólo de sus características personales sino también de sus familias. El ejemplo más claro de ello es la pensión de sobrevivencia. Por lo tanto, los incentivos al retiro varían de acuerdo con la estructura familiar. No obstante, como en la base de historia laboral no hay variables que nos permitan identificar el estado civil de la persona y en caso de ser casada cuál es la situación de su pareja, estimamos exclusivamente los beneficios de jubilación y dejamos de lado la pensión de sobrevivencia.

⁸ Una opción que no consideramos en el estudio, y que podría tener ventajas frente a las anteriores, es considerar el valor esperado—en lugar del valor simulado—del ingreso laboral en el año en que se posterga el retiro. Esta medida parece ser un indicador más adecuado de incentivos ya que considera sólo ingresos en el margen, mira hacia adelante (*forward looking*) y utiliza sólo la información disponible cuando se supone que los individuos toman sus decisiones.

5.2.1. Riqueza jubilatoria

En la gráfica 3 (panel izquierdo) se presenta la mediana por edad de la riqueza jubilatoria para edades de retiro entre 55 y 75 años. Alcanza un máximo a los 60 años para los individuos regidos por el Acto 9 y a los 70 para los individuos bajo el régimen de transición de la ley 16.713. Es decir, que la edad de retiro a la que se maximiza la riqueza jubilatoria (mediana) aumentó en diez años a partir de la reforma. También obtenemos una fuerte caída de la riqueza jubilatoria a edades tempranas y un aumento a edades avanzadas a partir de la reforma, con el punto de corte a los 67 años de edad. En particular, entre 55 y 60 años la riqueza jubilatoria se reduce aproximadamente a la mitad después de la reforma.

Gráfica 3
*Riqueza jubilatoria y monto de la primera jubilación anual
 (Medianas por edad de retiro, en miles de pesos de 2004)*



Fuente: elaboración propia con información de ATYR-BPS.

¿Por qué, en ambos regímenes, la riqueza jubilatoria es primero creciente y luego decreciente? No puede deberse a las contribuciones ya que estamos evaluando la riqueza jubilatoria como la suma descontada esperada a cada edad de retiro, por lo tanto no incluye contribuciones. El monto de la jubilación es un factor clave pero no el único, ya que, como puede observarse en la gráfica 3, hay tramos de edad en los que la riqueza jubilatoria varía en la misma dirección que la jubilación, pero otros en los que lo hace en la dirección opuesta. En otros términos, la riqueza jubilatoria no es una función monótona en el monto de la jubilación inicial, la explicación debe buscarse en la fuerza de la mortalidad y el factor de descuento.

A edades avanzadas la riqueza jubilatoria se reduce al postergar el retiro, debido a la disminución de la probabilidad de sobrevivencia. Aun cuando el diseño del sistema premie el retiro tardío con mayores jubilaciones –como ocurre en el régimen de transición–, a edades avanzadas la fuerza de la mortalidad domina y la riqueza jubilatoria se reduce al posponer el retiro.

A edades intermedias el efecto de la mortalidad es menos importante y el cambio en el monto de la jubilación que se produce al postergar el retiro tiene un mayor peso en la determinación del perfil de la riqueza jubilatoria por edad de retiro. Es así que, entre los 60 y 70 años de edad, la riqueza jubilatoria y la jubilación medianas cambian en la misma dirección al aumentar la edad de retiro: ambas caen en el régimen del Acto 9 y aumentan en el de transición.

Entre los 55 y 60 años de edad, al aumentar la edad de retiro, la riqueza jubilatoria mediana crece a pesar de que el monto de la jubilación inicial mediana decrece, en ambos regímenes. En dichas edades, el individuo mediano está en condiciones de recibir su primera jubilación a los 60 años, con independencia de la edad a la que se retire. Se trata de individuos que ya han acumulado la cantidad de años de servicio requeridos para acceder a la jubilación y sólo deben esperar a cumplir 60 años de edad para tener derecho a cobrarla. En estas condiciones un retiro más temprano implica un mayor lapso entre la fecha de la última contribución y la del primer cobro de la jubilación. Cuanto más temprano se retiran, menor es la probabilidad de sobrevivir hasta la fecha del cobro de la primera jubilación y mayor es el descuento financiero aplicado. Por lo tanto, entre los 55 y los 60 años de edad, el valor esperado a la edad de retiro de la suma descontada de las jubilaciones –la riqueza jubilatoria– puede ser creciente en la edad de retiro aun cuando el monto de la primera jubilación no lo sea. Esto es, precisamente, lo que ocurre en ambos regímenes en nuestras simulaciones con el individuo mediano.

¿A qué se debe el cambio de la riqueza jubilatoria entre Acto 9 y transición? La primera jubilación es menor en el régimen de transición que en el del Acto 9 en edades de retiro menores a 63 años y mayor en edades mayores. La diferencia es muy marcada en edades distantes del punto de corte. A los 55 años, por ejemplo, la primera jubilación anual mediana es 35% mayor en el régimen del Acto 9 que en el de transición, y a los 70 años es 37% menor en el régimen del Acto 9 que en el de transición.

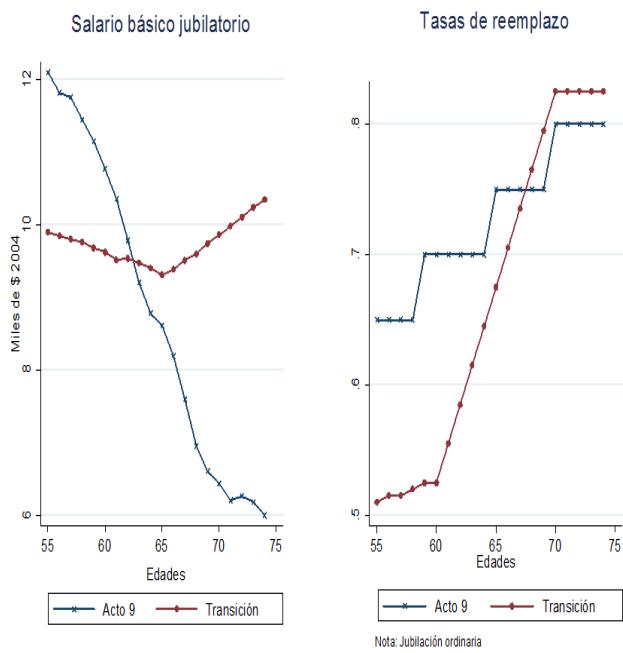
A su vez, el cambio del monto de la jubilación que se produce con la reforma de 1995 se debe tanto a cambios en el salario básico jubilatorio como en las tasas de reemplazo. En la gráfica 4 (panel izquierdo) se observa que el salario básico jubilatorio mediano cae con la edad de retiro en el régimen del Acto 9 y se mantiene relativamente constante en el de transición.⁹ A los 55 años el salario básico jubilatorio mediano es, aproximadamente, 20% superior en el régimen del Acto 9 que en el de transición, pero a los 70 años es 35% menor en el régimen del Acto 9 que en el de transición. El perfil decreciente que muestra el salario básico jubilatorio con la edad de retiro en el régimen del Acto 9 se debe a que, en dicho régimen, el salario básico jubilatorio es el promedio de los últimos tres años de cotizaciones y los ingresos laborales son decrecientes en la edad, en estos tramos de edad. En cambio en el régimen de transición el salario básico jubilatorio es el promedio de los veinte mejores (o hasta 5% más de los veinte mejores si el promedio de los últimos diez años fuera más favorable). El promedio de los veinte mejores años de cotización no se ve afectado por la edad de retiro si el ingreso laboral de los últimos años es inferior al de los veinte mejores.

Las tasas de reemplazo son crecientes en la edad de retiro en ambos regímenes, pero la pendiente es más pronunciada en el régimen de transición (panel derecho de la gráfica 4).¹⁰ A los 55 años la mediana de la tasa de reemplazo es 0.65 en el régimen del Acto 9 y 0.51 en el de transición. Recién, entre los 66 y 67 años de edad la tasa de reemplazo del régimen de transición resulta similar a la del Acto 9, y a edades mayores, 68 y más, resulta ligeramente superior la tasa de reemplazo del régimen de transición que la del Acto 9.

⁹ Nótese que el salario básico jubilatorio es un promedio de salarios mensuales, mientras que el primer año de jubilación que presentamos en la gráfica 3 corresponde a las jubilaciones cobradas a lo largo de todo el primer año.

¹⁰ Para simplificar la exposición reportamos en la gráfica únicamente la mediana de las tasas de reemplazo de la jubilación ordinaria, pero los cálculos de la riqueza jubilatoria y otros indicadores de incentivos al retiro fueron realizados incluyendo también las tasas de reemplazo de la jubilación por edad avanzada.

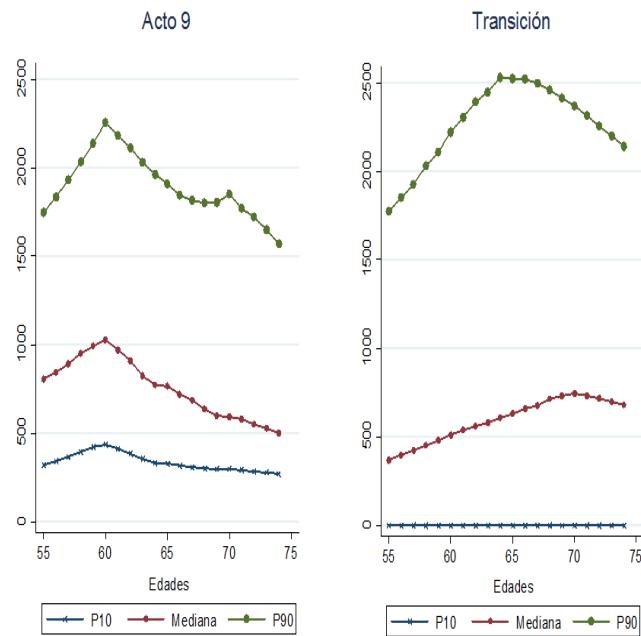
Gráfica 4
*Salario básico jubilatorio y tasas de
 reemplazo por edad de jubilación
 (Valores medianos)*



Fuente: elaboración propia con información de ATYR-BPS.

En la gráfica 5 se presentan los percentiles 10, 50 y 90 de la riqueza jubilatoria por edad. Observamos un aumento de la dispersión después de la reforma, que se asocia tanto a un aumento del percentil 90 como a una disminución del percentil 10. Resulta llamativo que la riqueza jubilatoria del percentil 10 en el régimen de transición es cero a todas las edades. El resultado se debe al aumento de la cantidad de años de aportes requeridos para acceder a la jubilación (de 30 a 35 en el caso de la jubilación ordinaria y de 10 a 15 en el de la jubilación por edad avanzada). Los individuos que no llegan a cumplir estos requisitos no reciben jubilación y, por lo tanto, su riqueza jubilatoria es cero. Los resultados indican que, en el régimen de transición, más de 10% de los individuos estarían en tal situación a todas las edades de retiro consideradas.

Gráfica 5
Percentiles de la riqueza jubilatoria por edad de retiro
(Miles de pesos de 2004)



Fuente: elaboración propia con información de ATYR-BPS.

Se espera un retiro más temprano cuanto mayor es la riqueza jubilatoria (Gruber y Wise, 2004). El análisis econométrico que presentamos más adelante muestra que esto es efectivamente así en el caso uruguayo. Por lo tanto, los cambios descritos en la riqueza jubilatoria que se produjeron después de la reforma de 1995 –disminución de la riqueza jubilatoria a edades bajas, aumento a edades altas y aumento de la dispersión– estarían contribuyendo a aumentar las edades de retiro en Uruguay.

5.2.2. La adquisición de riqueza jubilatoria y el impuesto a seguir trabajando

La mayoría de los trabajadores considerados pierde riqueza jubilatoria cuando posterga un año el retiro (gráfica 7, cuadros 5 y 6). En ambos

regímenes la adquisición de riqueza jubilatoria mediana es negativa a todas las edades de retiro evaluadas. Recién el percentil noventa presenta valores ligeramente positivos en el régimen del acto 9 y a edades tempranas.

Las pérdidas de riqueza jubilatoria por retrasar un año el retiro son sensiblemente mayores en el régimen del Acto 9 que en el de transición, salvo a edades avanzadas en que tienden a coincidir (gráfica 6). En el régimen del Acto 9 la adquisición de riqueza jubilatoria presenta una fuerte caída a los 60 años y coincide con la edad mínima de jubilación ordinaria. Un individuo que tenga ya acumulados los años de servicio requeridos para acceder a la jubilación experimenta una fuerte pérdida si posterga el retiro a partir de los 60 años de edad porque, a diferencia de lo que ocurre entre los 55 y los 59, no sólo aumenta sus contribuciones sino que también pierde un año de jubilaciones. Dicho efecto también está presente en el régimen de transición, pero tiene una magnitud sensiblemente menor.

Entre los 61 y los 69 años de edad la adquisición de derechos jubilatorios aumenta en el régimen del Acto 9 y disminuye en el régimen de transición, para la mayor parte de los individuos. Sin embargo, en ambos regímenes la postergación del retiro provoca pérdidas para la mayor parte de los individuos (gráfica 7), las que, además, son sensiblemente mayores en el régimen del Acto 9 que en el de transición (gráfica 6). En el régimen del Acto 9 se observan dos picos, a los 64 y a los 69 años de edad, que coinciden con edades en las que la postergación por un año del reclamo del beneficio permite a los individuos aumentar la tasa de reemplazo en cinco puntos porcentuales.

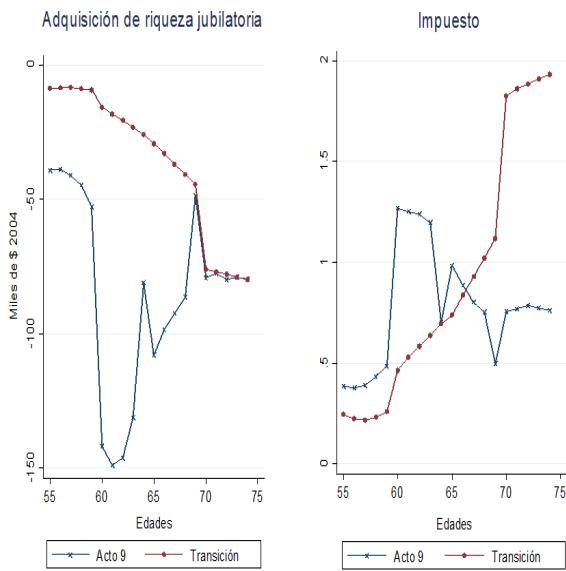
El percentil noventa de la adquisición de derechos jubilatorios en el régimen de transición es cero a todas las edades (gráfica 7 y cuadro 6). Corresponde al caso de individuos que no tienen derecho a la jubilación y que tampoco aportan aun cuando no se retiren (ya sea porque no trabajan o lo hacen en el sector informal).

Por construcción, el impuesto a seguir trabajando presenta el signo opuesto al de la adquisición de derechos jubilatorios. La mayor parte de los individuos considerados pagan un impuesto (positivo) por seguir trabajando, que no es otra cosa que la contraparte de la pérdida de derechos jubilatorios ya comentada al analizar la adquisición de derechos. Por lo mismo, la gráfica del impuesto en la edad de retiro es, *grosso modo*, la imagen especular de la gráfica de adquisición de derechos jubilatorios. No obstante, el impuesto aporta alguna información adicional en la medida en que calcula la adquisición de derechos jubilatorios como proporción del salario del individuo.

Los valores medianos del impuesto a seguir trabajando en Uru-

guay son elevados en una comparación internacional (cuadro 7).¹¹ A los 55 años, el impuesto mediano en el régimen del Acto 9 es 0.39, es el segundo mayor impuesto en la lista de once países incluidos en el cuadro. A los 60 años, también el impuesto del Acto 9 es el segundo mayor y a los 65 es el mayor en la lista de países considerados.¹²

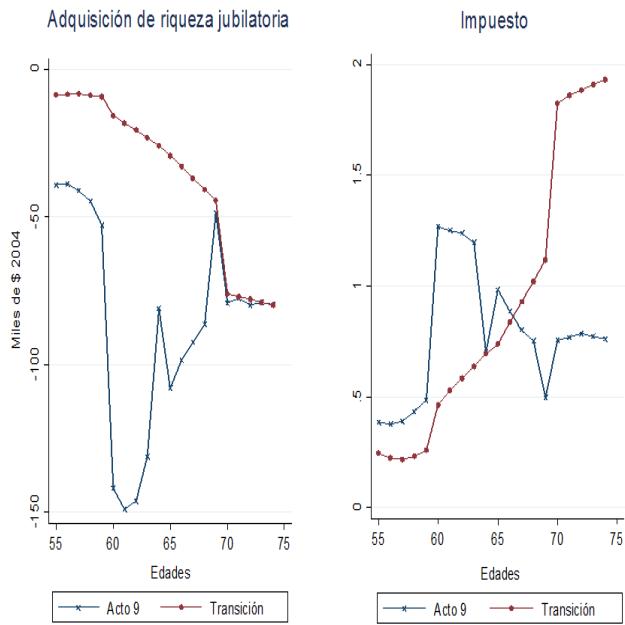
Gráfica 6
*Adquisición de riqueza jubilatoria e impuesto
 a seguir trabajando por edad de retiro
 (Valores medianos)*



¹¹ La metodología utilizada es similar en todos los casos incluidos en el cuadro. Sin embargo, por las razones expuestas antes, en Uruguay calculamos el impuesto como proporción del ingreso medio entre los 55 y los 60, mientras que en los casos restantes fue calculado como proporción del ingreso a cada edad de referencia.

¹² Para el caso de Brasil, Lanza (2008) obtiene valores del impuesto menores a los que presentamos en este trabajo para Uruguay. No obstante, debe tenerse presente que la metodología utilizada en los dos trabajos es diferente. Lanza presenta estimaciones para individuos simulados y sigue de cerca la metodología de Gruber y Wise (1999). En cambio, en el presente trabajo, presentamos estimaciones para una muestra de individuos afiliados a la seguridad social, con la metodología de Gruber y Wise (2004).

Gráfica 7
*Percentiles de la adquisición de riqueza
 jubilatoria por edad de retiro
 (Miles de pesos de 2004)*



Fuente: elaboración propia con información de ATYR-BPS.

El impuesto mediano en el régimen de transición es menor que en el del Acto 9 entre los 55 y los 63 años, similar entre los 64 y los 66 y mayor a partir de los 67 años (gráfica 6, panel derecho).

La última columna del cuadro 5 contiene el impuesto calculado para un individuo tipo por Alvarez *et al.* (2010). Este indicador refleja la pérdida de ingreso laboral que el individuo simulado tendría si postergara el retiro a diversas edades. En cambio, la serie del impuesto mediano por edad, no corresponde al impuesto que ningún individuo en particular pagaría si se retirara a cada una de las edades consideradas. Son dos indicadores complementarios. La diferencia más llamativa entre estos dos indicadores del impuesto ocurre a los 59 años de edad. Lo que se debe a que, el individuo del caso base

en Alvarez *et al.* (2010), alcanza exactamente 40 años de servicio si posterga un año el retiro a los 59 y con esto logra elevar la tasa de reemplazo, y obtener así una ganancia de riqueza jubilatoria equivalente a más de tres cuartas partes de su ingreso laboral anual. Con esa tasa de impuesto, ese individuo obviamente no coincide con el mediano a los 59 años de edad. A su vez, el impuesto que paga este mismo individuo a los 69 años coincide con la mediana de la población a esa edad.

Cuadro 5
*Adquisición de riqueza jubilatoria e impuesto
a seguir trabajando en el régimen del Acto 9*

Edad de retiro	Adquisición de riqueza jubilatoria (miles de pesos de 2004)			Impuesto	
	P10	Mediana	P90	Mediana	Caso base Alvarez <i>et al.</i> (2010)
55	-117	-39	10	0.39	0.28
56	-115	-39	12	0.38	0.28
57	-117	-41	13	0.39	0.29
58	-116	-45	4	0.43	0.30
59	-132	-53	-3	0.49	-0.76
60	-311	-142	-42	1.27	1.09
61	-321	-149	-46	1.25	1.11
62	-320	-146	-47	1.24	1.08
63	-304	-131	-38	1.20	1.13
64	-257	-81	-21	0.70	0.29
65	-282	-108	-29	0.98	1.19
66	-272	-98	-27	0.88	1.20
67	-247	-92	-25	0.80	1.18
68	-242	-86	-23	0.75	1.19
69	-203	-49	-8	0.50	0.50
70	-237	-79	-25	0.76	sd
71	-255	-78	-28	0.77	sd
72	-256	-80	-30	0.79	sd
73	-248	-79	-31	0.77	sd
74	-244	-80	-32	0.76	sd

Fuente: elaboración propia con información de ATYR-BPS.

Cuadro 6
*Adquisición de riqueza jubilatoria e impuesto
a seguir trabajando en el régimen de transición*

Edad de retiro	Adquisición de riqueza jubilatoria (miles de pesos de 2004)			Impuesto Mediana
	P10	Mediana	P90	
55	-57	-9	0	0.25
56	-50	-9	0	0.22
57	-49	-8	0	0.22
58	-49	-9	0	0.23
59	-50	-9	0	0.26
60	-94	-16	0	0.46
61	-113	-18	0	0.53
62	-125	-21	0	0.58
63	-151	-23	0	0.64
64	-219	-26	0	0.70
65	-230	-29	0	0.74
66	-239	-33	0	0.84
67	-246	-37	0	0.93
68	-251	-41	0	1.02
69	-255	-44	0	1.12
70	-260	-76	0	1.82
71	-261	-77	0	1.86
72	-262	-78	0	1.88
73	-265	-79	0	1.91
74	-266	-80	0	1.93

Fuente: elaboración propia con información del BPS.

Cuadro 7
Impuesto mediano a seguir trabajando

País	Edad de retiro		
	55	60	65 c/
Bélgica	0.41	0.50	0.59
Canadá	-0.05	-0.01	0.24
Dinamarca	-0.12	-0.15	0.14

Cuadro 7
(continuación)

País	Edad de retiro		
	55	60	65 c/
Estados Unidos	-0.07	-0.04	0.03
España a/	0.27	-0.47	0.62
Francia	-0.54	0.73	0.75
Holanda b/	0.35	0.33	0.35
Italia	0.10	1.63	0.92
Japón	-0.24	0.60	0.00
Suecia	0.23	0.33	0.18
Uruguay, Acto 9	0.39	1.27	0.98
Uruguay, transición	0.25	0.46	0.74

Notas: a/ Régimen general de la seguridad social, b/ Individuos elegibles sólo para seguridad social y c/ 64 en el caso de Holanda. Fuente: elaboración propia con base en Dellis *et al.* (2004), Baker, Gruber y Milligan (2004), Bingley, Datta Gupta y Pedersen (2004), Mahieu y Blanchet (2004), Brugiavini y Peracchi (2004), Oshio y Sato (2004) y de Vos y Kapteyn (2004).

5.2.3. Valor pico

Por construcción del indicador, el “valor pico” es mayor o igual a la adquisición de riqueza jubilatoria. Los perfiles por edad de estos dos indicadores son similares y las diferencias cuantitativas a nivel de cada percentil no son en general muy grandes. Sin embargo, hay algunos percentiles, edades e individuos en los que sí se observan diferencias importantes (cuadro 8 y gráfica 8).

En general, las mayores distancias entre el “valor pico” y la adquisición de riqueza jubilatoria se observan a edades tempranas. El resultado refleja que, a esas edades, para muchos individuos postergar el retiro un año puede no ser tan atractivo como hacerlo dos o más años. Corresponde a casos en los que los individuos acceden a derechos jubilatorios mayores si postergan dos o más años el retiro, mientras que sus derechos no aumentan sustancialmente –o incluso caen– si sólo lo retrasan un año. Un ejemplo típico es el de un individuo que a los 55 años de edad haya acumulado tres años menos que los requeridos para acceder a la jubilación ordinaria. Si posterga un año el retiro, sigue sin acceder a la jubilación ordinaria, y deberá

conformarse con una jubilación por edad avanzada (que es de menor monto y que cobrará diez años después). Si, en cambio, retrasa el retiro tres años, accede a la jubilación ordinaria a los 60 años de edad. Este individuo tendría entonces un fuerte incentivo a no retirarse a los 55 años. Dicho incentivo es captado adecuadamente por el “valor pico”, pero no por la adquisición de riqueza jubilatoria.

Las diferencias entre el “valor pico” y la adquisición de riqueza jubilatoria tienden a ser mayores en el régimen de transición que en el del Acto 9. Por ejemplo, a los 55 años de edad, el percentil 90 del “valor pico” es casi 500 mil pesos (de 2004) mayor que el percentil 90 de la adquisición de riqueza jubilatoria en el régimen de transición. En el régimen del Acto 9 la diferencia es de aproximadamente 28 mil pesos. Esto parece consistente con los resultados anteriores que muestran que, en términos generales, el régimen de transición aporta incentivos más fuertes para la postergación del retiro que el régimen del Acto 9.

Cuadro 8
Valor pico
(miles de pesos de 2004)

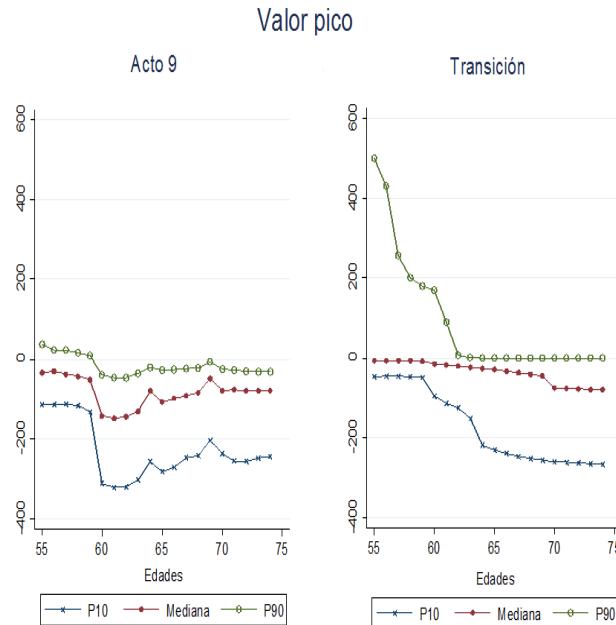
Edad de retiro	Régimen del Acto 9			Régimen de transición		
	P10	Mediana	P90	P10	Mediana	P90
55	-114	-34	37	-47	-6	499
56	-114	-30	23	-45	-7	430
57	-113	-37	22	-45	-7	257
58	-116	-43	16	-47	-7	200
59	-132	-51	8	-49	-8	180
60	-311	-142	-39	-94	-15	169
61	-321	-148	-46	-113	-17	89
62	-320	-144	-46	-125	-20	6
63	-301	-130	-35	-151	-23	1
64	-256	-80	-21	-219	-26	0
65	-282	-108	-28	-230	-29	0
66	-270	-98	-26	-239	-33	0
67	-247	-92	-24	-246	-37	0
68	-242	-84	-22	-251	-41	0
69	-203	-48	-7	-255	-44	0

Cuadro 8
(continuación)

Edad de retiro	Régimen del Acto 9			Régimen de transición		
	P10	Mediana	P90	P10	Mediana	P90
70	-237	-79	-25	-260	-75	0
71	-255	-77	-27	-261	-77	0
72	-256	-80	-29	-262	-78	0
73	-248	-79	-31	-265	-79	0
74	-244	-80	-32	-266	-80	0

Fuente: elaboración propia con base en datos de ATYR-BPS.

Gráfica 8
Percentiles del valor pico por edad de retiro
(Miles de pesos de 2004)



Fuente: elaboración propia con información de ATYR-BPS.

5.2.4. Tasas de jubilación e incentivos al retiro

Las tasas de jubilación observadas difieren notablemente entre los dos régimenes (gráfica 9).¹³ El perfil por edades de la tasa de jubilación observada en la muestra en el Acto 9 resulta sorprendente: las mayores tasas se observan a los 67 y 71 años. Si bien hay un aumento de la tasa de jubilación a los 60, que es la primera edad a la que se puede acceder a una jubilación ordinaria, es una tasa muy inferior a la que se observa a edades más avanzadas. En el régimen de transición, en cambio, se observa que el pico principal se produce a los 60 años.

En las gráficas 9 y 10 trazamos las tasas de jubilación observadas y los valores medianos de dos indicadores de incentivos al retiro, la adquisición de riqueza jubilatoria y el impuesto.¹⁴ La inspección de las gráficas sugiere que los indicadores de incentivos se asocian más claramente a las tasas de jubilación observadas en el régimen del Acto 9 que en el de transición. En términos generales, en el Acto 9 se observa que las edades en las que la mediana de la adquisición de riqueza jubilatoria es mayor coinciden con edades en las que las tasas de jubilación son menores. La relación es menos clara en el régimen de transición. En todo caso, las gráficas sólo presentan indicadores sintéticos que no reflejan la diversidad de situaciones individuales que está por detrás. Los modelos de regresión que presentamos en la próxima sección intentan capturar mejor esa diversidad.

6. Los modelos de retiro

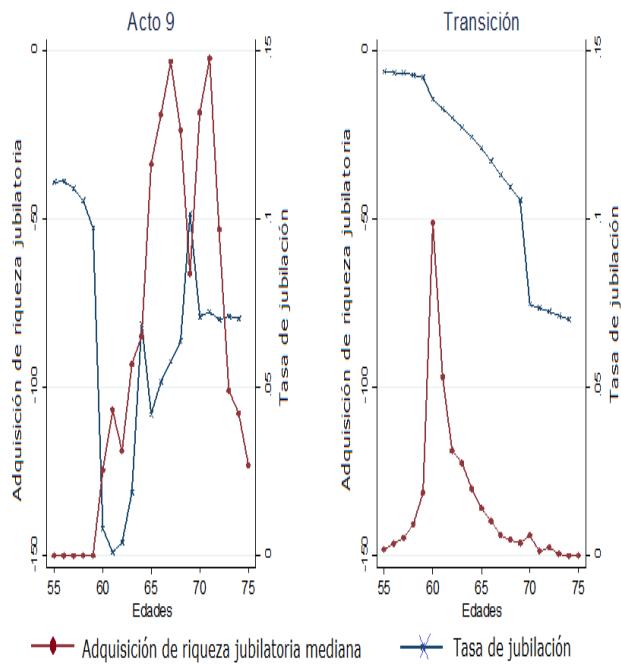
En los cuadros 9 y 10 se presentan los resultados (efectos marginales) de los modelos *probit* para el retiro y la jubilación. Con base en Gruber y Wise (2004), incluimos en todas las regresiones la riqueza jubilatoria, un indicador de incentivos al retiro y varios controles. La variable explicativa “incentivo” es la adquisición de riqueza jubilatoria en las primeras tres regresiones, el impuesto a seguir trabajando en las siguientes tres y el valor pico en las últimas tres. El impuesto a seguir trabajando tiene el inconveniente de que no existe cuando

¹³ La tasa de jubilación es una tasa de riesgo y fue calculada como el cociente entre el número de individuos que se jubiló a cada edad y el número de individuos que podría haberlo hecho (la población “en riesgo”).

¹⁴ Construimos una gráfica similar para el valor pico con resultados análogos a los de la adquisición de riqueza jubilatoria. Por cuestiones de presentación y síntesis no se incluye, pero puede solicitarse a los autores.

el ingreso laboral es cero y que presenta valores extremos cuando el ingreso laboral es muy pequeño. Para evitar la influencia de valores extremos eliminamos las observaciones de individuos que tuvieran impuesto por debajo del percentil uno o por encima del percentil 99 del impuesto.¹⁵ A su vez, estimamos modelos para todos los individuos, para los individuos amparados por el régimen del acto 9 y para los cubiertos por el régimen de transición. Se trabajó con más de 24 000 observaciones en total, compuestas por casi 4 000 del Acto 9 y más de 20 000 de transición.¹⁶

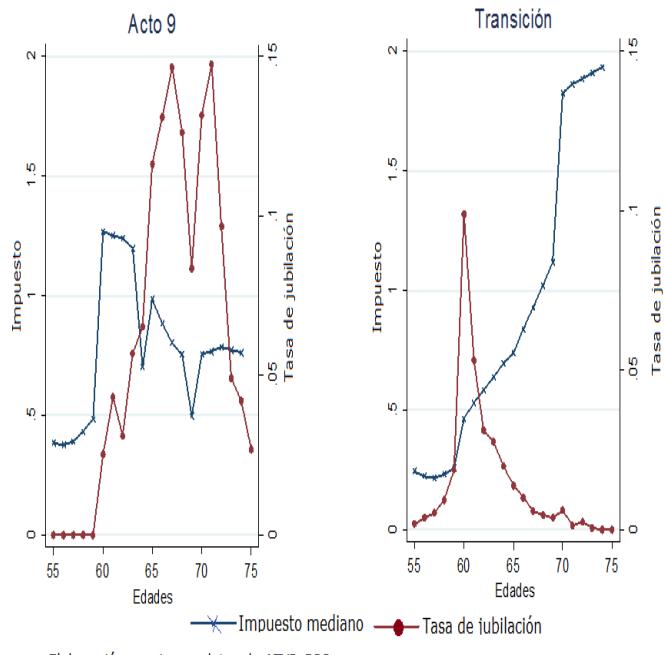
Gráfica 9
Tasas de jubilación y adquisición de riqueza jubilatoria por edad



¹⁵ Se eliminaron estos individuos de la base no sólo para las regresiones que incluyen el impuesto sino también para las que no lo hacen, y así, asegurarnos que las diferencias que se obtienen con las distintas medidas de incentivos no se deben a cambios en la muestra con que se hicieron las estimaciones.

¹⁶ Nótese que las observaciones no son individuos, sino los pares individuo-edad.

Gráfica 10
Tasas de jubilación e impuesto mediano por edad



Elaboración propia con datos de ATYR-BPS.

Incluimos cuatro grupos de controles. El primer grupo intenta capturar el nivel de ingresos y la riqueza no jubilatoria del individuo. Cabe esperar que la riqueza afecte la decisión de retiro y que, a su vez, la riqueza no previsional esté positivamente correlacionada, a través de individuos, con la riqueza jubilatoria. Por lo tanto, es importante incluir controles adecuados de riqueza no previsional para evitar un sesgo de variable omitida al evaluar el efecto de la riqueza jubilatoria en el retiro. Este grupo de controles incluye tres variables. La primera es el ingreso laboral anual medio entre los 55 y los 60 años de edad. Corresponde al ingreso observado a esas edades entre 1996 y 2004 y a valores simulados cuando las edades en cuestión caen fuera de la ventana de observación. En ambos casos es la suma de ingresos laborales en el año, por lo cual los meses en los que el individuo no contribuye cuentan como ceros. La segunda variable del grupo es el ingreso observado medio mensual del individuo entre 1996 y 2004, condicional

a que el individuo contribuye (los meses en que no contribuye no inciden en este indicador). A diferencia de la variable anterior, corresponde a edades distintas para cada individuo, dependiendo de la cohorte a la que pertenezca. Ambas variables de ingresos están medidas en millones de pesos de 2004. El tercer regresor incluido en este grupo de control es la estimación del efecto individual de las regresiones de ingreso laboral. Intenta capturar atributos inobservados de los individuos que afectan su ingreso laboral, como habilidades y educación.¹⁷

El segundo grupo de controles se relaciona con la historia de contribución y con la predisposición de los individuos a contribuir. La historia de contribución condiciona los derechos jubilatorios e incide en las variables de incentivos. Cabe esperar que la probabilidad de retiro aumente con el número de períodos cotizados, ya que un requisito para acceder a la jubilación es haber contribuido un número mínimo de períodos. A su vez, la adquisición de derechos jubilatorios y el valor pico se reducen y el impuesto aumenta, cuando el número de períodos cotizados supera el mínimo requerido para acceder a la jubilación. La omisión de estos controles podría provocar “falsos positivos”. Supongamos que la regla de retiro que siguen los individuos es retirarse apenas se satisfacen los requisitos para acceder a una jubilación. Es decir que, en esta hipótesis, la adquisición de riqueza jubilatoria, el valor pico y el impuesto no incidirían en la decisión de retiro. Sin embargo, en los datos habría una correlación positiva entre el impuesto y el retiro, y negativa entre la adquisición de riqueza jubilatoria y el retiro. Al controlar por la historia de contribuciones intentamos evitar este sesgo de variable omitida.¹⁸

Incluimos dos variables que intentan capturar la historia de contribuciones. La primera es el número de períodos de cotización acumulados al momento del retiro, incluye cotizaciones observadas entre 1996-2004 y simuladas fuera de ese periodo. La segunda es la densidad

¹⁷ La base de historia laboral de la seguridad social no tiene información sobre educación.

¹⁸ Un punto más sutil es si el acceso a la jubilación es parte del incentivo que se intenta medir, en cuyo caso, podría argumentarse que no debería incluirse la historia de contribuciones entre los controles. A nuestro entender, las tres medidas de incentivos consideradas intentan capturar efectos pecuniarios de postergar el retiro que son distintos, y van más allá del efecto que la postergación del retiro pueda tener en la elegibilidad del individuo para acceder a un beneficio. Si lo que queremos medir son los incentivos pecuniarios y no el cumplimiento de una condición de acceso, entonces es imprescindible incorporar controles que den cuenta de la historia de contribuciones.

de cotización del individuo entre 1996-2004, es decir, la proporción de meses que contribuyó entre los que podría haberlo hecho en cada año en la ventana de observación.

El número de periodos de contribución y la densidad de cotización refieren a una dimensión esencialmente longitudinal: para un mismo individuo esperamos una mayor probabilidad de retirarse cuanto más larga sea su historia de contribuciones. Pero, también hay una dimensión de tipo transversal en la historia de contribuciones: hay individuos que parecen tener una mayor predisposición a contribuir que otros. Si esto se debiera, por ejemplo, a heterogeneidad en la desutilidad del trabajo, cabría esperar que individuos con mayor “propensión a contribuir” igual tuvieran una menor probabilidad de retirarse. Esta heterogeneidad, que no es directamente observable, introduciría otro sesgo de variable omitida si la “propensión a contribuir” correlacionara con los indicadores de incentivos. Usamos el efecto individual estimado en el modelo de contribuciones como *proxy* de la “propensión a contribuir”. A mayor valor del efecto individual, mayor propensión a contribuir.

El tercer grupo de controles está conformado por una sola variable, la tasa de desempleo mensual media del país. Es la única variable agregada de contexto macro que incluimos en las regresiones y es la serie oficial publicada por el Instituto Nacional de Estadística.

Por último, incluimos un grupo de controles con variables binarias de edad y año. En los cuadros, por razones de espacio, incluimos solamente la información sobre las binarias de edad a los 60, 65 y 70 años, se omiten las que corresponden a otras edades y las de efecto año. En todas las regresiones omitimos la binaria de los 55 años de edad. Así mismo, como es usual en la literatura (Gruber y Wise, 2004), corrimos un conjunto de regresiones sustituyendo las binarias de edad por la edad y la edad al cuadrado. Por razones de espacio y dado que los resultados no cambian significativamente –como también es usual en la literatura– no se presentan en este documento. La inclusión de variables binarias por año es igual una práctica estándar, e intenta controlar por efectos macro –globales e incluso sectoriales– que no hayan sido capturados por las variables macroeconómicas incluidas (en nuestro caso, la tasa de desempleo). En el caso uruguayo y en el periodo analizado, se ha detectado un aumento del número de altas de jubilación en los años inmediatos siguientes a la reforma, es decir, fundamentalmente en 1997 y 1998. Es usual atribuir ese aumento a la expectativa de que, a partir de la reforma que empezó a instrumentarse en 1996, se endurecerían “de hecho” las condiciones de acceso a la jubilación, aun para aquellos individuos que “de derecho”

mantuvieron incambiadas sus condiciones de acceso.¹⁹ No obstante, hay alguna evidencia que indica que ese aumento de las altas de jubilación puede deberse de la misma manera a programas de mejora de gestión instrumentados por el BPS en esos años (Caristo, 2008).

En el cuadro 9 resumimos los resultados de los modelos de retiro, es decir, los modelos que intentan explicar el momento en que el individuo deja de contribuir a la seguridad social, con independencia de si se jubila o no. Comentamos primero los resultados obtenidos para los controles y luego se analizan los resultados para la riqueza jubilatoria y las variables de incentivos.

En todos los modelos todas o algunas de las variables de ingresos resultan altamente significativas. El efecto individual de salarios aparece con coeficiente negativo y significativamente distinto de cero (a 1%) en todas las regresiones. El ingreso medio entre los 55 y los 60 años de edad también presenta coeficientes negativos y significativos en la mayor parte de las regresiones. Los resultados sugieren que los individuos de mayores ingresos tienden a retirarse más tarde. En aparente contradicción con los dos resultados anteriores, el ingreso medio en la ventana de observación tiene un coeficiente positivo (y estadísticamente distinto de cero) en varias regresiones.

El efecto negativo que dos de los tres indicadores de ingresos parecen tener en la probabilidad de retiro es paradójico: no parece confirmar la hipótesis de que la probabilidad de retiro aumenta con la riqueza. Una posible explicación es que el efecto sustitución domina al efecto riqueza o, por lo menos, que eso es lo que capta la regresión. Cuanto mayor es el ingreso, mayor es la riqueza esperada y el consumo esperado de ocio –efecto riqueza–, pero también mayor es el costo de oportunidad del ocio –efecto sustitución–. Estos resultados podrían indicar que el efecto sustitución domina en tal caso. Sin embargo, parece poco probable a la luz de la literatura internacional que tiende a encontrar bajas elasticidades de sustitución de la oferta de trabajo (Ashenfelter, Doran y Schaller, 2010).

El hecho de que estamos analizando trabajadores hombres que en su mayoría deben constituir fuerza de trabajo primaria –y, por lo tanto, con elasticidad de sustitución menor que la fuerza de trabajo secundaria– refuerza nuestro escepticismo respecto a esta interpretación. Una explicación alternativa del resultado es que el efecto individual de la ecuación de salarios no sólo capta efectos sustitu-

¹⁹ Forteza (2011) discute la distinción entre políticas “de derecho” y “de hecho” en Uruguay, y refiere a una literatura económica y sociológica que destaca la existencia de una brecha entre ambas como un atributo típico e importante de los países de menor desarrollo relativo.

ción y riqueza sino también un efecto formalización y “calidad del trabajo”. La base de datos de historia laboral no tiene información sobre nivel educativo, que es una variable clave en las ecuaciones estándar de ingreso laboral. Los efectos individuales se incluyeron en la regresión, precisamente, para subsanar dicha omisión, además para intentar captar la posible heterogeneidad en habilidades. Por lo tanto, parece razonable suponer que esta variable capta, entre otras cosas, nivel educativo. Si, como cabe esperar, el nivel educativo correlaciona positivamente con formalización y con atributos no observados del ambiente y tipo de trabajo (“calidad del trabajo”), puede ocurrir que el efecto individual de salarios afecte negativamente la probabilidad de retiro, porque correlaciona positivamente con formalización y con trabajos de mayor calidad.

El ingreso medio entre los 55 y los 60 años de edad igual presenta un signo negativo en varias de estas regresiones, especialmente en el régimen de transición, en franca contradicción con la otra medida de ingreso, el ingreso medio entre 1996 y 2004 que en el régimen de transición presenta signo positivo y significativo a 1 por ciento. Una posible explicación es que el ingreso medio entre los 55 y los 60 está en realidad captando algo similar al efecto individual de salarios. Se trata de una variable parcialmente simulada con el modelo, que incluye los efectos individuales estimados. En cambio, el promedio de ingresos mensuales en la ventana de observación es un promedio de los ingresos observados cuando el individuo contribuye. El signo positivo que encontramos para el ingreso laboral medio en la ventana de observación en el régimen de transición podría ser evidencia de un efecto riqueza.

Los regresores incluidos para controlar por la “propensión a contribuir” y la historia de contribuciones son también altamente significativos en la mayor parte de las regresiones. El efecto individual del modelo de contribuciones tiene un efecto negativo y significativo a 1% en todos los modelos, lo cual es consistente con la hipótesis de que esta variable mide la propensión a contribuir. Cuanto mayor es dicha propensión, menor es la probabilidad de retiro. Las cotizaciones acumuladas al momento del retiro y la densidad de cotización tienen un efecto positivo y significativamente distinto de cero en todas las regresiones. Estas dos variables recogen la historia de contribuciones y sugieren que la probabilidad de retirarse es mayor, cuanto mayor es la probabilidad de estar en condiciones de acceder a una jubilación.

La tasa de desempleo no parece afectar la probabilidad de retiro según estas regresiones. El resultado es, en principio, sorprendente, pero se debe a que se incluyeron binarias por año. Cuando se eli-

minan esas variables, la tasa de desempleo presenta el signo positivo esperado. Se trata de una variable agregada que no varía entre individuos, sino sólo en la dimensión temporal. Por lo tanto, al incluir binarias por año, los efectos de esta variable son totalmente capturados por esas variables. En todo caso, esto no es un problema para nuestro objetivo, que es hacer inferencia respecto a las variables de incentivos de la seguridad social. La constatación de que el coeficiente que multiplica a la tasa de desempleo es positivo, cuando se eliminan las binarias por año, sólo interesa como un control más de que los resultados son razonables.

Asimismo, en los cuadros se informan los resultados obtenidos para tres de las variables binarias de edad. La binaria de los 60 años presenta un coeficiente positivo y significativo a 1% en el régimen de transición, pero negativo y significativo a 10% en el régimen del Acto 9. En el régimen de transición, la probabilidad de retirarse aumenta, aproximadamente, en 25 puntos porcentuales a los 60 años de edad. En el régimen del Acto 9 la probabilidad de retirarse cae entre 5 y 6 puntos porcentuales a tal edad. No tenemos una explicación para este último resultado, que es sorprendente dado que 60 años es la edad mínima de jubilación (ordinaria) en ambos regímenes.

También a los 65 y 70 años de edad obtenemos coeficientes significativos positivos para el régimen de transición y no significativamente distintos de cero o negativos para el régimen del Acto 9. El coeficiente positivo que se obtiene en el régimen de transición a los 70 años está dentro de lo esperado, dado que es la edad mínima para acceder a una jubilación por edad avanzada en el periodo analizado. Este efecto no se observa, en cambio, en el régimen del Acto 9, aún cuando la misma condición se aplica a dicho caso.

La riqueza jubilatoria presenta coeficientes positivos y significativos a 1% en todos los modelos de retiro. El efecto marginal es mayor en el régimen del Acto 9 que en el de transición. Por cada millón adicional de pesos de 2004 de riqueza jubilatoria se espera un aumento de la probabilidad de retiro de entre 6 y 8 puntos porcentuales en el régimen del Acto 9 y de entre 3.5 y 4 puntos en el de transición. No parece un efecto muy grande, si se tiene en cuenta que la riqueza jubilatoria mediana en la base es de alrededor de 0.6 millones de pesos de 2004 y el desvío estándar es 0.8 millones. De todos modos, es un efecto positivo y significativo estadísticamente en todos los modelos. El resultado está de acuerdo con las expectativas previas en el sentido que, dado lo demás, se espera que individuos con mayor riqueza jubilatoria tengan mayor probabilidad de retiro (Gruber y Wise, 2004: 10). No obstante, en varios de los doce estudios de caso

del proyecto coordinado por Gruber y Wise se obtuvieron coeficientes no significativamente distintos de cero e incluso coeficientes negativos y significativos. En el caso chileno, Cerdá (2005) encuentra un efecto positivo y estadísticamente significativo de la riqueza jubilatoria en el retiro.

Los coeficientes de los indicadores de incentivos son no significativos o presentan el signo opuesto al esperado en todas las regresiones de retiro. La adquisición de riqueza jubilatoria y el valor pico presentan coeficientes positivos significativos en ambos regímenes. El impuesto presenta coeficientes negativos (Acto 9) y no significativamente distintos de cero (transición). Dichos resultados contradicen lo esperado y difieren de los resultados informados en la mayor parte de los casos analizados en el proyecto de Gruber y Wise (2004).

Los resultados no difieren demasiado de lo ya comentado cuando la variable explicada es la jubilación en lugar del retiro (cuadro 10). En los modelos de jubilación obtenemos pseudo R^2 ligeramente superiores en el régimen de transición e inferiores en el del Acto 9, que en los modelos de retiro. Los controles presentan los mismos signos y nivel de significación estadística en casi todos los casos, pero la magnitud de los efectos marginales difiere en varios casos. Los controles de ingresos tienen en general menor efecto en la jubilación que en el retiro. Algo similar ocurre con los controles de historia laboral y propensión a contribuir, aunque las diferencias son aún menores en este caso. La tasa de desempleo tiene un efecto positivo y significativamente distinto de cero a 10% sobre la jubilación.

Igual que en los modelos de retiro, la binaria de edad 60 años presenta signo positivo y significativo a 1% en el régimen de transición, pero su efecto marginal es bastante mayor para la jubilación que para el retiro. En el régimen del Acto 9 el coeficiente de la binaria para los 60 años no es significativamente distinto de cero. A las edades 65 y 70 años también se mantienen los signos y aumentan las magnitudes de los efectos marginales.

La riqueza jubilatoria tiene un coeficiente positivo y significativo a 1% en los modelos de jubilación. Los efectos marginales son menores para la jubilación que para el retiro. Los tres indicadores de incentivos al retiro presentan coeficientes cualitativamente similares en los modelos de jubilación y de retiro. Tanto en el régimen del Acto 9 como en el de transición, la probabilidad de jubilación aumenta cuando aumenta la adquisición de riqueza jubilatoria y el valor pico. En el régimen del Acto 9 la probabilidad de jubilarse disminuye cuando aumenta el impuesto. El efecto del impuesto en la jubilación no resulta significativo en el régimen de transición.

Cuadro 9

Modelos probit para la variable retiro (efectos marginales)

	Adquisición de riqueza jubilatoria			Impuesto			Valor pico		
	<i>Todos</i>	<i>Acto 9</i>	<i>Transición</i>	<i>Todos</i>	<i>Acto 9</i>	<i>Transición</i>	<i>Todos</i>	<i>Acto 9</i>	<i>Transición</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Riqueza jubilatoria	0.036*** (0.004)	0.080*** (0.022)	0.037*** (0.004)	0.034*** (0.004)	0.061*** (0.022)	0.035*** (0.004)	0.041*** (0.004)	0.076*** (0.022)	0.042*** (0.004)
Incentivo	0.031*** (0.011)	0.452*** (0.088)	0.023** (0.010)	0.000 (0.000)	-0.039*** (0.009)	0.000 (0.000)	0.043*** (0.006)	0.339*** (0.076)	0.035*** (0.005)
Ingreso medio (55 a 60)	-0.172*** (0.022)	-0.102 (0.077)	-0.389*** (0.040)	-0.179*** (0.022)	-0.160** (0.074)	-0.390*** (0.040)	-0.168*** (0.022)	-0.112 (0.076)	-0.385*** (0.039)
Ingreso medio (1996-2004)	6.431*** (0.832)	5.518 (3.565)	10.202*** (0.985)	6.488*** (0.831)	5.934* (3.446)	10.163*** (0.985)	6.292*** (0.826)	5.416 (3.530)	10.023*** (0.974)
Efecto individual salarios	-0.198*** (0.013)	-0.462*** (0.056)	-0.144*** (0.012)	-0.196*** (0.013)	-0.538*** (0.060)	-0.143*** (0.012)	-0.204*** (0.012)	-0.480*** (0.056)	-0.149*** (0.012)
Cotizaciones acumu- ladas hasta el retiro	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)
Densidad cotización	0.170*** (0.032)	0.820*** (0.110)	0.067** (0.031)	0.171*** (0.032)	0.834*** (0.111)	0.067** (0.031)	0.176*** (0.032)	0.838*** (0.111)	0.074** (0.031)
Efecto individual de cotización	-0.763*** (0.043)	-2.109*** (0.155)	-0.533*** (0.042)	-0.761*** (0.043)	-2.151*** (0.156)	-0.533*** (0.042)	-0.775*** (0.042)	-2.139*** (0.156)	-0.544*** (0.041)

Cuadro 9
(continuación)

	Adquisición de riqueza jubilatoria			Impuesto			Valor pico		
	Todos	Acto 9	Transición	Todos	Acto 9	Transición	Todos	Acto 9	Transición
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Tasa desempleo	0.040 (0.133)	-0.338 (0.491)	0.107 (0.129)	0.043 (0.133)	-0.319 (0.491)	0.111 (0.129)	0.044 (0.132)	-0.298 (0.492)	0.111 (0.127)
Edad 60	0.252*** (0.019)	-0.054* (0.030)	0.244*** (0.018)	0.252*** (0.019)	-0.056* (0.029)	0.244*** (0.018)	0.259*** (0.019)	-0.057* (0.029)	0.251*** (0.019)
Edad 65	0.171*** (0.024)	-0.084*** (0.015)	0.153*** (0.027)	0.169*** (0.023)	-0.085*** (0.015)	0.152*** (0.027)	0.184*** (0.024)	-0.085*** (0.015)	0.164*** (0.028)
Edad 70	0.251*** (0.039)	-0.021 (0.023)	0.167** (0.074)	0.247*** (0.038)	-0.021 (0.023)	0.167** (0.073)	0.268*** (0.040)	-0.021 (0.023)	0.170** (0.074)
Núm. observaciones	24 163	3 952	20 211	24 163	3 952	20 211	24 163	3 952	20 211
Pseudo R^2	0.161	0.179	0.173	0.161	0.176	0.173	0.164	0.177	0.176

Nota: Errores estándar entre paréntesis, ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1.

Fuente: Elaboración propia con datos de ATYR-BPS.

Cuadro 10

Modelos probit para la variable jubilación (efectos marginales)

	Adquisición de riqueza jubilatoria			Impuesto			Valor pico		
	<i>Todos</i>	<i>Acto 9</i>	<i>Transición</i>	<i>Todos</i>	<i>Acto 9</i>	<i>Transición</i>	<i>Todos</i>	<i>Acto 9</i>	<i>Transición</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Riqueza jubilatoria	0.016*** (0.002)	0.077*** (0.020)	0.014*** (0.002)	0.015*** (0.002)	0.053*** (0.020)	0.013*** (0.002)	0.018*** (0.002)	0.071*** (0.020)	0.015*** (0.002)
Incentivo	0.029*** (0.008)	0.526*** (0.084)	0.012* (0.007)	0.000 (0.000)	-0.023*** (0.007)	0.000 (0.000)	0.024*** (0.004)	0.393*** (0.073)	0.016*** (0.003)
Ingreso medio (55 a 60)	-0.072*** (0.012)	-0.095 (0.073)	-0.121*** (0.019)	-0.078*** (0.012)	-0.168** (0.070)	-0.122*** (0.019)	-0.074*** (0.012)	-0.108 (0.073)	-0.121*** (0.019)
Ingreso medio (1996-2004)	2.511*** (0.488)	5.701* (3.394)	3.058*** (0.523)	2.536*** (0.490)	6.584** (3.291)	3.032*** (0.523)	2.528*** (0.487)	5.619* (3.359)	3.066*** (0.521)
Efecto individual salarios	-0.057*** (0.008)	-0.364*** (0.052)	-0.018*** (0.007)	-0.057*** (0.008)	-0.442*** (0.055)	-0.017*** (0.007)	-0.059*** (0.008)	-0.383*** (0.052)	-0.019*** (0.007)
Cotizaciones acumu- ladas hasta el retiro	0.000*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.000*** (0.000)
Densidad cotización	0.158*** (0.020)	0.842*** (0.106)	0.072** (0.017)	0.161*** (0.020)	0.890*** (0.107)	0.073** (0.017)	0.160*** (0.020)	0.863*** (0.107)	0.074** (0.017)
Efecto individual de cotización	-0.286*** (0.027)	-1.753*** (0.144)	-0.115*** (0.024)	-0.289*** (0.028)	-1.826*** (0.145)	-0.116*** (0.024)	-0.288*** (0.027)	-1.789*** (0.145)	-0.117*** (0.024)

Cuadro 10
(continuación)

	Adquisición de riqueza jubilatoria			Impuesto			Valor pico		
	Todos	Acto 9	Transición	Todos	Acto 9	Transición	Todos	Acto 9	Transición
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Tasa desempleo	0.078 (0.078)	-0.492 (0.465)	0.120* (0.069)	0.079 (0.079)	-0.480 (0.469)	0.121* (0.069)	0.077 (0.078)	-0.450 (0.467)	0.119* (0.068)
Edad 60	0.369*** (0.038)	-0.010 (0.043)	0.350*** (0.037)	0.366*** (0.038)	-0.021 (0.039)	0.350*** (0.037)	0.378*** (0.039)	-0.014 (0.041)	0.358*** (0.037)
Edad 65	0.294*** (0.042)	-0.043** (0.020)	0.267*** (0.045)	0.286*** (0.042)	-0.046** (0.020)	0.266*** (0.044)	0.310*** (0.043)	-0.045** (0.020)	0.282*** (0.046)
Edad 70	0.362*** (0.054)	-0.029 (0.020)	0.425*** (0.069)	0.352*** (0.053)	-0.029 (0.020)	0.422*** (0.069)	0.379*** (0.054)	-0.029 (0.020)	0.439*** (0.070)
Núm. observaciones	28 001	4 116	23 885	28 001	4 116	23 885	28 001	4 116	23 885
Pseudo R^2	0.172	0.146	0.185	0.171	0.137	0.184	0.174	0.142	0.187

Nota: Errores estándar entre paréntesis, ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1.

Fuente: Elaboración propia con datos de ATYR-BPS.

Estimamos tres variantes adicionales de cada uno de los modelos presentados en los cuadros 9 y 10. En la segunda variante sustituimos las binarias de edad por la edad y la edad al cuadrado. Las variantes tres y cuatro son análogas a las primeras dos, pero se restringe la población al conjunto de individuos que genera causal jubilatoria dentro de la ventana. Los resultados relativos al impacto de la riqueza jubilatoria y los indicadores de incentivos en el retiro y la jubilación no cambian cualitativamente.

7. Síntesis y conclusiones

En este trabajo se presentan estimaciones de indicadores estándar de incentivos al retiro, para una muestra de hombres que trabajaron fundamentalmente en el sector privado registrados en la historia laboral del principal programa de retiro de Uruguay, el programa administrado por el Banco de Previsión Social (BPS). Distinguimos individuos amparados en el régimen legal del acto institucional núm. 9, de 1979, y en el régimen de transición de la ley 16.713, de 1995. Se utilizó información de los registros administrativos del BPS entre 1996 y 2004. Se estimaron modelos econométricos del ingreso laboral condicional a que contribuye y del estatus contributivo. Con estos modelos simulamos las historias laborales, hacia atrás y hacia delante, de los individuos en la muestra, para estimar los indicadores de incentivos y para evaluar cómo se hubieran desempeñado quienes se retiraron en caso de no haberlo hecho. Se estimaron los derechos previsionales a que dan lugar las historias de contribución observadas y simuladas, bajo el supuesto de que las normas se aplican estrictamente.

Se construyó una medida de riqueza jubilatoria y tres indicadores de incentivos al retiro: la adquisición de riqueza jubilatoria, el impuesto a seguir trabajando y el “valor pico”. Se caracterizó la distribución de estos indicadores y su perfil por edades. Al aprovechar que el impuesto es una medida relativa –y, por lo tanto, comparable– comparamos el impuesto mediano en Uruguay y en diez de los doce países para los cuales se realizaron estimaciones similares en el marco del proyecto coordinado por Guber y Wise (2004). En todas las edades de retiro consideradas Uruguay presenta valores comparativamente elevados del impuesto mediano.

Los incentivos al retiro se redujeron considerablemente con la reforma de 1995. A todas las edades consideradas los valores medianos del impuesto son menores y los de la adquisición de riqueza jubilatoria y del “valor pico” son mayores en el régimen de transición que en el del Acto 9.

Se construyeron variables indicadoras del retiro del mercado laboral y de la jubilación. Encontramos perfiles por edad de las tasas de jubilación muy diferentes en el régimen del Acto 9 y de transición. En el régimen de transición se observa el patrón esperado: un elevado pico a los 60 años de edad, que es la edad mínima de acceso a la jubilación. En el régimen del Acto 9, en cambio, encontramos un perfil de tasas de jubilación por edad sorprendente: las tasas de jubilación a los 60 son comparativamente pequeñas y las mayores tasas se observan recién a los 67 y 71 años. Por razones de espacio no se presentan las estimaciones correspondientes a las tasas de retiro, pero el patrón es similar.

Finalmente, estimamos modelos *probit* de las decisiones de retiro y jubilación. Se incluyeron controles para ingreso y riqueza, historia laboral y propensión a contribuir, situación macroeconómica y variables de edad y tiempo. Varios de los controles presentan coeficientes altamente significativos, en general con los signos esperados. En todos los modelos estimados la riqueza jubilatoria tiene un efecto positivo y altamente significativo en la probabilidad de retiro y de jubilación. Aunque con una metodología diferente, Cerda (2005) presenta resultados cualitativamente similares para el caso chileno; en cambio, los indicadores de incentivos son no significativos o tienen el signo opuesto al que sugiere la teoría. Obtenemos probabilidades mayores de retirarse cuanto mayor es la adquisición de riqueza jubilatoria y el valor pico y cuanto menor es el impuesto a seguir trabajando.

Al empezar este trabajo se consideraba probable que los indicadores de incentivos no dieran estadísticamente significativos en los modelos de retiro y jubilación, pero el hecho de que en varios de los modelos estas variables tengan coeficientes altamente significativos, pero con el signo opuesto al que indica la teoría, es francamente sorprendente. Debido a errores de medida en los indicadores de incentivos, no nos hubiera sorprendido encontrar coeficientes no estadísticamente distintos de cero para estos indicadores. Los errores de medida en las variables explicativas introducen un sesgo hacia el no rechazo de la hipótesis de que el coeficiente es cero, es decir, hacia el no rechazo de la hipótesis de que la variable explicativa no afecta a la explicada. Hay, al menos, dos razones por las que los errores de medida podrían ser grandes en nuestro caso. La primera es que los indicadores de incentivos dependen de toda la historia laboral de los individuos y nosotros contamos con una base de historia laboral que cubre sólo ocho años. El resto de la historia tuvo que ser simulada, lo cual, inevitablemente, introduce errores de medida. La segunda razón es la brecha que parece existir en Uruguay entre las normas

jubilatorias y su aplicación. La brecha de política se vincula a que el BPS no dispone de las historias laborales completas y, por lo tanto, no puede instrumentar literalmente las normas según las cuales el acceso y el monto de la jubilación dependen de la historia de contribuciones. El testimonio de testigos ha sido utilizado, aparentemente con mucha frecuencia, para subsanar estas carencias de información. En nuestro trabajo, en cambio, se supone que las normas se aplican fielmente. Por lo tanto, los incentivos que en los hechos enfrentaron los individuos analizados pueden haber sido bastante distintos de los que medimos.

Queda pendiente de explicación por qué los incentivos medidas presentan coeficientes altamente significativos, pero con el signo opuesto al que sugiere la teoría y la evidencia comparada. Una conjectura es que la brecha de política provoca algo más que un error de medida: no es sólo que tengamos una medida ruidosa de los verdaderos incentivos que enfrentan los individuos, sino que podría haber un sesgo sistemático capaz de invertir el signo de la relación.

Un individuo que llega a la edad de retiro con muy pocas contribuciones no genera causal y tendrá un valor del impuesto a seguir trabajando menor que otro individuo que sí genera causal, si sus salarios son similares. Ambos individuos contabilizarían una pérdida por las mayores contribuciones si postergaran el retiro un año, pero sólo el segundo registraría la pérdida de un año de jubilaciones. A menos que la jubilación a cobrar aumentara sustancialmente por trabajar un año más, el segundo individuo tendría un impuesto a seguir trabajando mayor al primero. Si las normas se aplicaran estrictamente, el primer individuo no podría jubilarse y tendría menores incentivos a retirarse que el segundo. Pero, si existe el recurso del testimonio de testigos, la relación puede invertirse. El individuo que no puede documentar de ninguna manera haber contribuido los años requeridos sabe que su única opción es acceder a una jubilación mínima al apelar a los testigos, si posterga la solicitud pierde el año de jubilaciones. Un año después no va a cobrar una jubilación más elevada: quienes se retiran por testigos tienden a obtener la jubilación mínima. Por otra parte, es altamente probable que este primer individuo tenga una inserción en el mercado laboral informal. No resulta razonable suponer que individuos de bajos ingresos hayan trabajado tan poco tiempo como el que contribuyeron a la seguridad social, ya que no tienen otras fuentes de ingresos. Lo que tienen son historias cortas de trabajo en el sector formal. Si es así, el individuo de nuestro ejemplo puede obtener una jubilación y seguir trabajando en el sector informal; para él, jubilarse significa solamente obtener una

renta adicional. En cambio, el segundo individuo del ejemplo tiene una inserción en el sector formal y, para jubilarse, tiene que dejar su trabajo. Si estas consideraciones fueran tenidas en cuenta, el primer individuo en nuestro ejemplo podría tener incentivos a retirarse y a jubilarse mayores al segundo, aun cuando las estimaciones de incentivos basadas en el supuesto de que se aplican las normas indicaran lo contrario.

Una posible extensión de este trabajo, que podría ayudar a aclarar las incógnitas planteadas, consiste en estimar modelos de las prestaciones efectivamente otorgadas a los individuos que se jubilaron. Lo que permitiría obtener mejores medidas de los incentivos que los individuos enfrentan en la práctica. Lamentablemente, el BPS no ha facilitado la información para realizar dicho tipo de estudios.

Apéndice: Los modelos de historia laboral

Cuadro A.1

Modelo de probabilidad lineal para el estatus contributivo

A) Ecuación: $C_{it} = x'_{it} \beta + \eta_i + \theta_{it} = x'_{it} \beta + \varsigma_{it}, \quad t \geq 1$	
Edad	0.005***
Edad ²	-0.008***
Edad ³	0.000***
Anciano (= 1 si 60 o más años, 0 en caso contrario)	-0.038***
Tasa de desempleo	-0.013***
Efecto individual ecuación de salarios	0.279***
Constante	-0.169***
Núm. de observaciones	2:884.624
R ²	0.08
B) Ecuación: $\theta_{it} = \rho\theta_{it-1} + \varepsilon_{it}, \quad t \geq 1$	
θ_{it-1}	0.863***
Constante	-0.001***

Cuadro A.1
(continuación)

Núm. de observaciones	2:859.826
R ²	0.74

Notas: *significativa a 10%, **significativa a 5%, ***significativa a 1%. Edad medida en meses, Edad² está dividida por 1.000 y Edad³ dividida por 100.000. $C_{it} = 1$ si el individuo i contribuyó en el período t y cero en el caso contrario; x_{it} es el conjunto de variables explicativas, que incluye la edad (hasta la tercera potencia), algunas variables binarias de edad, la tasa de desempleo mensual promedio del país y una variable de efectos individuales estimados a partir de la ecuación de salarios; η_i son efectos individuales inobservados y θ_{it} son choques idiosincráticos.

Fuente: Forteza *et al.* (2009).

Cuadro A.2
Modelo de ingreso laboral

<i>A) Ecuación:</i> $\ln w_{it} = \rho \ln w_{it-1} + \beta_1 \ln dur_{it} + \beta_2 a_{it} + \beta_3 a_{it}^2 + \delta_t + v_i + e_{it}$	
ln w_{it-1}	0.652***
Log de la duración en el periodo de contribución	1.060***
Edad	0.093***
Edad ²	-0.016***
Constante	0.787***
Núm. de observaciones	1:572.014
Núm. de individuos	31 693
R ²	0.48
Desvío estándar del efecto individual (v_i)	0.38
Desvío estándar del choque (e_{it})	0.32
<i>B) Ecuación:</i> $\ln w_{i1} = \alpha_1 + \alpha_2 a_i + \alpha_3 a_i^2 + \alpha_4 \hat{\nu}_i + \varepsilon_i$	
Efecto individual estimado en ecuación dinámica ($\hat{\nu}_i$)	1.214***
Edad	0.304***

Cuadro A.2
(continuación)

Edad ²	-0.042***
Constante	2.320***
Núm. de observaciones	34.986
R ²	0.24

Notas: *significativa a 10%, **significativa a 5%, ***significativa a 1%. Edad medida en meses, w_{it} es el cociente entre el ingreso laboral de i en t y el índice medio de salarios, $\ln dur_{it}$ es el logaritmo natural de la duración en el intervalo de contribución de i en t , a_{it} es la edad de i en t , δ_t es una tendencia temporal y ν_i son efectos individuales inobservados. Después de estimar los coeficientes, calculamos los efectos individuales ($\hat{\nu}_i$). La edad al cuadrado se dividió por 1.000, la edad al cubo por 100.000 y el logaritmo de la duración por 100. Se incluyeron variables binarias mensuales.

Fuente: Forteza *et al.* (2009).

Referencias

- Alvarez, I., N. da Silva, A. Forteza y I. Rossi. 2010. ¿Qué incentivos al retiro genera la seguridad social? El caso uruguayo, *Cuadernos de Economía*, 47: 217-247.
- Ashenfelter, O.C., K.B. Doran y B. Schaller. 2010. A Shred of Credible Evidence on the Long Run Elasticity of Labor Supply, NBER Working Paper 15746.
- Baker, M., J. Gruber y K. Milligan. 2004. Income Security Programs and Retirement in Canada, en J. Gruber y D. Wise (comps.) *Social Security Programs around the World. Micro-Estimation*. Chicago, The University of Chicago Press.
- Bertranou, F. y J. Mastrángelo. 2003. *Envejecimiento, trabajo, retiro y seguridad social en Chile*, OIT y Superintendencia de AFP, Chile.

- Bingley, P., N. Datta Gupta y P. Pedersen. 2004. The Impact of Incentives on Retirement in Denmark, en J. Gruber y D. Wise (comps.) *Social Security Programs around the World. Micro-Estimation*, The University of Chicago Press.
- Blau, M.D. y M.R. Goodstein. 2010. Can Social Security Explain Trends in Labor Force Participation of Older Men in the United States? *Journal of Human Resources*, 45: 328-363.
- Boldrin, M., S. Jiménez-Martín y F. Peracchi. 1999. Social Security and Retirement in Spain, en J. Gruber y D. Wise (comps.) *Social Security Programs around the World. Micro-Estimation*, The University of Chicago Press.
- . 2004. Micro-Modeling of Retirement Behavior in Spain, en J. Gruber y D. Wise (comps.) *Social Security Programs around the World. Micro-Estimation*, The University of Chicago Press.
- Börsch-Supan, A., R. Schnabel, S. Kohnz y G. Mastrobuoni. 2004. Micro-Modeling of Retirement Decisions in Germany, en J. Gruber y D. Wise (comps.) *Social Security Programs around the World. Micro-Estimation*, The University of Chicago Press.
- Brown, J.R., J.L. Coronado y D. Fullerton. 2009. Is Social Security Part of the Social Safety Net?, NBER Working Paper 15070.
- Brugiavini, A. y F. Peracchi. 2004. Micro-Modeling of Retirement Behavior in Italy, en J. Gruber y D. Wise (comps.) *Social Security Programs around the World. Micro-Estimation*, The University of Chicago Press.
- Bucheli, M., A. Forteza e I. Rossi. 2010. Work History and the Access to Contributory Pensions. The Case of Uruguay, *Journal of Pension Economics and Finance*, 9(3): 369-391.
- Burtless, G. y J. Quinn. 2000. Retirement Trends and Policies to Encourage Work Among Older Americans, Boston College Working Papers in Economics, núm. 436.
- Caristo, A. 2008. Ingresos y egresos del BPS: datos observados y simulados en el modelo informático de la seguridad social (MISS) 1995-2005, (mimeo).
- Cerda, R. 2005. Does Social Security Affect Retirement and Labor Supply? Evidence from Chile, *The Developing Economies*, XLIII(2): 235-264.
- CISS. 2005a. Mercado laboral y seguridad social en una sociedad que envejece: el caso de Centroamérica, Conferencia Interamericana de Seguridad Social, CISS/SP/0502.
- . 2005b. Mercado laboral y seguridad social en una sociedad que envejece: un resumen para México, Conferencia Interamericana de Seguridad Social, CISS/SP/0503.
- . 2005c. Mercado laboral y seguridad social en una sociedad que envejece: el caso de la región andina, Conferencia Interamericana de Seguridad Social, CISS/SP/0501.
- Coile, C. y J. Gruber. 2001. Social Security Incentives for Retirement, en D.A. Wise (comp.) *Themes in the Economics of Aging*, The University of Chicago Press, Chicago, pp. 311-354.
- Costa, D. 1998. *The Evolution of Retirement: An American Economic History, 1880-1990*, University of Chicago Press, Chicago.
- de Vos, Klaas y A. Kapteyn. 2004. Incentives and Exit Routes to Retirement in the Netherlands, en J. Gruber y D. Wise (comps.) *Social Security Programs around the World. Micro-Estimation*, The University of Chicago Press.

- Dellis, A., R. Desmet, A. Jousten y S. Perelman. 2004. Micro-Modeling of Retirement in Belgium, en J. Gruber y D. Wise (comps.) *Social Security Programs around the World. Micro-Estimation*, The University of Chicago Press.
- Forteza, A. 2003. Seguridad social y competencia política, en D. Aboal y J.A. Moraes (comps.) *Economía política en Uruguay. Instituciones y actores políticos en el proceso económico*, Cinve-UDELAR, Montevideo.
- , I. Apella, E. Fajnzylber, C. Grushka, I. Rossi y G. Sanromán. 2009. Work Histories and Pension Entitlements in Argentina, Chile and Uruguay, The World Bank, Social Protection Discussion Papers núm. 0926.
- Forteza, A. 2011. El Estado benefactor informal: truncamiento y discrecionalidad en el Estado benefactor, en R. Arocena y G. Caetano (comps.) *Democracia y sociedad: ¿naides más que naides?*, Random House Mondadori, Montevideo.
- Gruber, J. 1999. Social Security and Retirement in Canada, en J. Gruber y D.A. Wise (comps.) *Social Security and Retirement Around the World*, The University of Chicago Press, Chicago, pp. 73-100.
- y D. Wise (comps.). 2004. *Social Security Programs around the World. Micro-Estimation*, The University of Chicago Press, Chicago.
- Hamermesh, D.S. y A. Rees. 1993. *The Economics of Work and Pay*, Harper Collins College Publishers, NY.
- James S. y A. Cox Edwards. 2005. Do Individual Accounts Postpone Retirement: Evidence from Chile, University of Michigan, WP núm. 2005-098
- Lanza Queiroz, B. 2008. Retirement Incentives: Pension Wealth, Accrual and Implicit Tax, *Well-Being and Social Policy*, 4(1): 73-94.
- Mahieu, R. y D. Blanchet. 2004. Estimating Models of Retirement Behavior on French Data, en J. Gruber y D. Wise (comps.) *Social Security Programs around the World. Micro-Estimation*, The University of Chicago Press.
- Oshio, T. y A. Sato Oishi. 2004. Social Security and Retirement in Japan: An Evaluation Using Micro-Data, en J. Gruber y D. Wise (comps.) *Social Security Programs around the World. Micro-Estimation*, The University of Chicago Press.
- Rust, J. 1990. Behavior of male workers at the end of the life cycle: An empirical analysis of states and controls, en D.A. Wise (comp.) *Issues in the Economics of Aging*, University of Chicago Press, Chicago, pp 317-379.