



Documentos de Trabajo

Estimación de un modelo estructural para las decisiones de retiro en Uruguay

Álvaro Forteza y Graciela Sanroman

Documento No. 24/11
Setiembre 2011

ISSN 0797-7484

Estimación de un modelo estructural para las decisiones de retiro en Uruguay*

Alvaro Forteza[†]

Graciela Sanroman[‡]

Setiembre 2011

Resumen

En este trabajo se estima un modelo estructural para las decisiones de retiro utilizando datos de historia laboral de asalariados públicos en Uruguay. El modelo utilizado es el propuesto por Jiménez-Martín y Sánchez-Martín (2007) con adaptaciones para aplicarlo al caso uruguayo. Los resultados indican que el coeficiente de aversión relativa al riesgo está en el entorno de 2, lo cual indica que los agentes son moderadamente aversos al riesgo. Las estimaciones también indican que la probabilidad de retiro es mayor para aquellos individuo que tienen una menor propensión a contribuir, y aumenta para las mujeres y con la edad. Las simulaciones indican una muy baja sensibilidad de la edad de jubilación a las variables de política.

Palabras clave: Seguridad Social, Retiro, Modelo estructural, Estimación MV

Abstract

In this paper we estimate a structural model for retirement behavior using data on labor history of public employees in Uruguay. We use a modified version of the model proposed by Jiménez-Martín and Sánchez-Martín (2007) adjusted to the uruguayan case. The estimated coefficient of relative risk aversion is around 2, indicating that agents are moderately risk-averse. Evidence also indicate that the probability of retire is greater for those who have less propensity to contribute and increases for women and older people. Finally, simulations show a very low sensitivity of the age of retirement to policy changes.

Keywords: Social Security, Retirement, Structural model, ML estimation

JEL: H55, J14, J26, D91

*Este trabajo forma parte del proyecto FCE2007_293, financiado por la ANII. Ianina Rossi colaboró decisivamente en la realización de este trabajo. Sin perjuicio de ello, los autores asumen toda la responsabilidad por su contenido

[†]Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales Universidad de la República. alvarof@decon.edu.uy

[‡]Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales Universidad de la República. gsanroman@decon.edu.uy

1 Introducción

El debate sobre la sustentabilidad de los sistemas pensionarios y la necesidad de realizar reformas ha concitado el interés de investigadores, organismos internacionales y hacedores de política en las últimas décadas. Aunque las problemáticas de países como aquellos de la OCDE y los países en desarrollo son diferentes, en todos los casos se constató la necesidad de realizar reformas. El envejecimiento relativo de la población (determinado por el aumento en la esperanza de vida y la reducción de la fertilidad) unido a una reducción de las edades a las que las personas se retiran, determinaron los problemas de sustentabilidad de los sistemas de reparto en los países de la OCDE. Las causas de la disminución de la edad de retiro se asocian tanto al aumento de la riqueza de los individuos y el consecuente aumento del consumo de ocio (Burtless y Quinn, 2000) como a los incentivos implícitos en los sistemas de seguridad social (Gruber y Wise, 1999, 2004). En tanto, en los países en desarrollo, en particular en varios países de América Latina los problemas se asocian mayormente a problemas institucionales y a la gran proporción de la fuerza de trabajo en el sector informal.

Uruguay es un caso en el cual operaron ambos tipos de problemáticas y, además el problema de envejecimiento de la población se vió agudizado por la existencia de corrientes emigratorias de personas jóvenes en edad de trabajar. En Alvarez et al. (2010) se realiza un análisis detallado de las diferencias entre Uruguay y los países de la OCDE.

Recientemente la disponibilidad de datos de historia laboral han contribuido al conocimiento de los comportamientos micro y estudio del potencial efecto de las reformas en el comportamiento individual y sus efectos macroeconomicos (Forteza et al, 2009; Bucheli et al, 2010, Alvarez et al, 2009). Sin embargo, los estudios previos se sustentan en la estimación de modelos de forma reducida que tienen por defecto que no son extrapolables cuando las políticas o reglas cambian.

En este artículo estimamos un modelo estructural de decisión de retiro y ahorro, en la línea del modelo de ciclo de vida con longevidad incierta y racionamiento de crédito que estimaron recientemente para la economía española Jiménez-Martín y Sánchez-Martín (2007). Siendo un modelo relativamente sencillo, logra reproducir adecuadamente el patrón de retiro de los trabajadores españoles. Jiménez-Martín y Sánchez-Martín (2007) utilizaron para su estudio información de registros administrativos de la seguridad social española. Se trata de una información similar a la que el BPS ha hecho pública, por lo cual la metodología resulta aplicable al caso uruguayo. La estimación del modelo se realiza a través del método de máxima verosimilitud.

El modelo permite obtener estimaciones de los parámetros estructurales que caracterizan las preferencias de los agentes. Siendo parámetros de preferencias, no cabe esperar que se modifiquen cuando cambian las normas de la seguridad social. Por lo tanto, el modelo constituye un instrumento idóneo para evaluar efectos esperados de cambios en las políticas. Presentamos resultados de varios escenarios de reforma.

Este trabajo se organiza de la siguiente forma. En la sección 2 se describe sintéticamente el principal programa de Seguridad Social de Uruguay, el que es administrado por el Banco de Previsión Social (BPS). En la sección 3 se explica el modelo utilizado. En la Sección 4

se incluyen los detalles del modelo a estimar y el método de estimación. En la sección 5 se presentan las características de la base de datos utilizada, la muestra seleccionada y las variables necesarias para estimar el modelo. En la sección 6 se presentan las simulaciones. Finalmente, en la sección 6 se analizan los resultados y en la sección 7 se concluye.

2 El programa jubilatorio del Banco de Previsión Social

Desde fines de la década de los setenta y hasta la actualidad, el principal programa de seguridad social uruguayo estuvo regido por dos disposiciones legales fundamentales: el Acto Institucional 9, que rigió el sistema entre 1979 y 1996, y la Ley 16.713, que lo rige a partir de entonces.

El Acto Institucional 9 constituía un régimen de beneficio definido público basado en un sistema financiero de reparto, mientras que en la Ley 16.713 se configura un sistema mixto con un pilar público de beneficio definido de reparto y un pilar de contribución definida basado en el ahorro individual de los afiliados y gestionada por empresas administradoras (AFAP).

Entre las principales modificaciones introducidas en 1995 se encuentran las que refieren a la configuración de la causal jubilatoria. Mientras que bajo el Acto 9 eran elegibles para jubilación ordinaria aquellos individuos que tuvieran al menos 30 años de servicio y 60 y 55 años de edad para hombres y mujeres respectivamente, según la Ley 16.713 se requerían 35 años de servicio y 60 años de edad tanto para hombres como mujeres. Sin embargo, en el caso de las mujeres la edad mínima para jubilarse fue ajustándose paulatinamente siendo de 56 hasta 1997, 57 entre 1998 y 1999, 58 en 2000 y 2001, 59 en 2002 y 60 a partir del 2003. En el año 2008 se introduce una modificación a través de la cual los años de servicio necesarios se reducen a 30. También está previsto en el marco normativo jubilaciones por edad avanzada, incapacidad y pensiones de sobrevivencia que no serán tratadas en este artículo.

En el pilar de reparto, el beneficio inicial es calculado como el producto entre la tasa de reemplazo (TR) y el salario básico jubilatorio (SBJ). En el caso del Acto 9 el SBJ se calcula como el promedio actualizado del salario mensual percibido en los últimos tres años, mientras que en la Ley 16713 se tiene en cuenta los últimos diez años o los mejores 20 de la historia de contribución (estableciéndose un tope equivalente a 1,05 veces el salario promedio actualizado de los últimos veinte años). En todos los casos los valores se actualizan según el Índice Medio de Salarios (IMS).

Las tasas de reemplazo en el Acto 9 varían entre 60 y 80 por ciento, dependiendo de los años de servicio y la edad de jubilación (el máximo se obtiene con 40 años de aportes y 70 años de edad). La Ley 16.713 amplió el rango de valores de la tasa de reemplazo, que pasó a estar entre 50 a 82,5%. Más recientemente, la ley 18.395 de 2008, flexibilizó las condiciones de acceso a la jubilación y amplió el rango de valores de la tasa de reemplazo que quedó entre 45 y 82,5%, también dependiendo de la edad de jubilación y los años cotizados.

Bajo ambas normativas existían límites inferiores y superiores al beneficio. En el caso del Acto 9 ambos límites estaban indexados al salario mínimo nacional (SMN). La prestación mínima era equivalente a 0.85 SMN y la máxima equivalente a 7 SMN o 15 SMN en caso de múltiple

aportación. La ley 16.713 establece que en el pilar de reparto hay una jubilación mínima de 550 y una máxima de 4125 pesos uruguayos (a valores de mayo de 1995, ambos límites se actualizan por IMS). Cabe destacar, sin embargo, que a diferencia del acto 9, en la ley 16.713 hay también un máximo de salario de contribución y la jubilación máxima corresponde al producto de la máxima tasa de reemplazo por el máximo salario de contribución.

3 Modelo estructural de retiro

En este trabajo utilizamos el modelo estructural propuesto por Jiménez-Martín y Sánchez-Martín (2007). Estos autores proponen un modelo estilizado de ciclo de vida que permite caracterizar adecuadamente el comportamiento óptimo de los agentes en relación a las decisiones de consumo/ahorro y retiro.

Este modelo tiene una serie de ventajas en relación a otros que han sido utilizado para estudiar la decisión de retiro. En primer lugar, la solución del modelo tiene una forma analítica cerrada. En segundo lugar, esta solución es factible de ser utilizada en un modelo econométrico para estimar los parámetros de preferencias de los agentes.

La ventaja de esta aproximación (en comparación con la estimación de modelos de forma reducida) es que se estiman parámetros de preferencias que no cabe esperar que cambien al cambiar la política y, por lo tanto, permiten simular de forma adecuada los cambios que se producirían en el comportamiento de los agentes ante cambios en las reglas o políticas que afectan los incentivos y desincentivos al retiro.

El modelo de ciclo de vida propuesto en Jiménez-Martín y Sánchez-Martín (2007) es una extensión del modelo estándar de Modigliani and Brumberg (1980). Es un modelo de la decisión de retiro con longevidad incierta y racionamiento de crédito (los agentes no pueden endeudarse contra el flujo futuro de jubilaciones). A su vez, se supone que los agentes no derivan utilidad del hecho de dejar herencias (Yaari, 1965 and Leung, 1994, 2000). El análisis de la decisión de retiro es similar a la que realizan Crawford and Lilien (1981) y Fabel (1994).

El modelo propuesto presenta dos ventajas importantes respecto a otras aproximaciones. En primer lugar, resuelve el problema de la viabilidad computacional generalmente presente en los modelos estándar de programación dinámica. En segundo lugar, permite resolver el problema del agente en cualquier momento del ciclo de vida. Esto representa una ventaja importante en aquellos casos (como el nuestro) en el cual no se posee información sobre la acumulación de activos de los individuos.

Se supone que la función de utilidad es separable aditivamente tanto entre consumo y ocio como a través del tiempo. El modelo es definido en términos de tiempo continuo. Así la función de utilidad del ciclo de vida puede expresarse como:

$$U(c, l_\tau, T) = \int_{t_0}^{\bar{T}} e^{-\delta(t-t_0)} \nu(c(t), l(t)) dt$$

$$\nu(c(t), l(t)) = u(c(t)) + v(l(t))$$

Donde:

$t =$ tiempo (edad)

$T \in [t_o, \bar{T}]$ la duración de la vida

$c(t) : [t_o, \bar{T}] \rightarrow R^+$ consumo en t

$l(t) : [t_o, \bar{T}] \rightarrow [0, 1]$ ocio en t

δ la tasa subjetiva de descuento

$u()$ y $v()$ son las funciones de utilidad del consumo y el ocio respectivamente y satisfacen las propiedades usuales de las funciones de utilidad.

El problema intertemporal entonces puede escribirse como,

$$\begin{aligned}
 V(c, l) &= \max_{c(t), a(t), \tau} E[U(c, l)] & (1) \\
 &= \max_{c(t), a(t), \tau} \int_{t_0}^{\bar{T}} S(t) e^{-\delta(t-t_0)} [u(c(t)) + v(l(t))] dt \\
 &= \max_{c(t), a(t), \tau} \int_{t_0}^{\bar{T}} e^{-\tilde{\delta}(t)} [u(c(t)) + v(l(t))] dt \\
 &\quad \max_{c(t), a(t), \tau} \left\{ \int_{t_0}^{\bar{T}} e^{-\tilde{\delta}(t)} u(c(t)) dt + \int_{t_0}^{\bar{T}} e^{-\tilde{\delta}(t)} v(l(t)) dt \right\}
 \end{aligned}$$

sujeto a:

$$\begin{aligned}
 \dot{a}(t) &= ra(t) + \tilde{w}(t, \tau) - c(t) \\
 \tilde{w}(t, \tau) &= w(t)(1 - \varsigma)\mathcal{I}(t_0, \tau) + b(t, \tau)\mathcal{I}(\tau, \bar{T}) \\
 l_\tau(t) &= l(t)\mathcal{I}(t_0, \tau) + 1\mathcal{I}(\tau, \bar{T}) \\
 a(t_0) &= a_0 \quad a(\bar{T}) = 0 \quad a(t) \geq 0 \forall t \geq \tau
 \end{aligned}$$

donde,

τ es la edad de retiro

$S()$ es la función de sobrevivencia y $h()$ la tasa riesgo de mortalidad, es decir $S(t) = \exp\left(-\int_{t_0}^t h(s) ds\right)$

$e^{-\tilde{\delta}(t)} = S(t)e^{-\delta(t-t_0)}$ es el factor de descuento que toma en cuenta tanto la tasa subjetiva de descuento como la probabilidad de sobrevivencia

$a(t) : [t_o, \bar{T}] \rightarrow R^+$ ahorro en t

r es la tasa de interés del mercado (se considera constante)

$l(t)$ es la cantidad de ocio, que se normaliza a 1 para $t \geq \tau$

$w(t)$ el salario en la edad t

ς los impuestos al salario

$b(t, \tau)$ es la jubilación que obtiene en t un individuo que se retira en τ .

$\mathcal{I}(t, t')$ es una indicatriz que vale 1 cuando el período se encuentra entre t y t' .

La resolución del modelo se realiza en tres etapas. Para encontrar la solución del problema los autores utilizan una proposición que establece que los agentes agotarán sus activos en algún momento anterior a la fecha de muerte segura, este concepto lo denominan "momento de agotamiento de la riqueza" y lo denotan como \bar{t} .

En la primera etapa de la solución se resuelve el modelo para las decisiones de consumo/ahorro dados una edad de retiro y un momento de agotamiento de la riqueza. La segunda etapa consiste en encontrar el \bar{t} óptimo. Finalmente, se resuelve el momento óptimo de retiro.

Resolviendo, se demuestra que la utilidad marginal de postergar el retiro es:

$$\frac{d}{d\tau}V(\tau) = \lambda e^{-r(t-t_0)}y'(\tau) - e^{-\tilde{\delta}(\tau)}\Delta v(\tau) \quad (2)$$

donde

$$\begin{aligned} y'(\tau) &= w(\tau)(1 - \varsigma) - b\mathcal{I}(\tau \geq \tau_m) + b'\mathcal{A}(\hat{\tau}, \bar{t}) \\ \mathcal{A}(\hat{\tau}, \bar{t}) &= \int_{\hat{\tau}}^{\bar{t}} e^{-r(t-\tau)}dt + e^{-r(\bar{t}-\tau)} \int_{\bar{t}}^{\bar{T}} e^{-(\tilde{\delta}(t)-\tilde{\delta}(\bar{t}))}dt \end{aligned}$$

siendo

τ_m la edad mínima para ser elegible para jubilación

$\hat{\tau} = \max(\tau, \tau_m)$

b' el aumento esperado en la jubilación a percibir si se posterga un año el retiro.

Notar que $y'(\tau)$ es el cambio en la riqueza en valor corriente que el individuo deriva de postergar un instante el retiro a partir del momento τ . Ese cambio de riqueza se descuenta al momento inicial t_0 a la tasa r y se lo multiplica por la variable de co-estado λ , que es la utilidad marginal de la riqueza en el sendero óptimo en el momento t_0 .

El sumando $\Delta v(\tau)$ es el cambio en el ocio. Cuando se retira, el individuo pasa de tener un ocio por la fracción l_τ de su tiempo a tener un ocio por la totalidad de su tiempo. Ese cambio de utilidad es descontado al momento t_0 a través de la tasa subjetiva de descuento, teniendo en cuenta el efecto de la incertidumbre respecto a la sobrevivencia.

Así, en el modelo de Jiménez-Martín y Sánchez-Martín (2007), la probabilidad de que un individuo se retire es mayor cuanto menor es la utilidad marginal de seguir trabajando. La postergación del retiro tiene en general dos efectos básicos en la utilidad: (i) modifica la restricción presupuestal y por lo tanto el consumo de bienes y (ii) reduce el ocio. La ecuación (2) del artículo formaliza esta relación.

Notar que el segundo término de la ecuación (2) es siempre negativo, ya que la utilidad del ocio es mayor a la de estar trabajando. Por lo tanto, si fuera por el ocio exclusivamente, los individuos se retirarían lo antes posible. La razón por la que no se retiran es que la postergación del retiro puede generar un aumento de ingresos que más que compense la pérdida de ocio.

En el óptimo, $y'(\tau)$ deberá ser positivo. Notar que esta variable contiene tres elementos. En primer lugar, $w(\tau)(1 - \varsigma)$ es la ganancia de salarios netos de contribuciones que se produce al trabajar un instante más. En tanto, $b\mathcal{I}(\tau \geq \tau_m)$ es la pérdida de jubilación que se produce si se posterga el retiro.¹ Finalmente, b' es el aumento esperado en la jubilación derivado de la postergación del retiro, siendo $\mathcal{A}(\hat{\tau}, \bar{t})$ el factor que permite obtener la suma descontada en los períodos en que se cobrará dicho aumento.

¹Notar que la pérdida se produce solamente si la edad de retiro que se está evaluando es mayor a la mínima. Más en general, la pérdida se produce sólo si la edad de retiro que se está evaluando es mayor a la edad de elegibilidad, teniendo en cuenta la edad mínima y otras condiciones, como cantidad de años de servicio.

4 Estimación del modelo

Para proceder a estimar el modelo es necesario realizar un conjunto de supuestos adicionales y modificaciones. La clave es diseñar un modelo para recuperar los parámetros de preferencias comparando las decisiones óptimas de retiro (según las predicciones del modelo teórico) con el comportamiento observado en la base de datos. En general seguiremos la estrategia de Jiménez-Martín y Sánchez-Martín (2007) pero introduciendo dos tipos de modificaciones.

- se realiza la simplificación de suponer que el momento de agotamiento de la riqueza coincide con el último año del horizonte temporal de los individuos.
- se adaptan los componentes del modelo tanto a las características de la seguridad social en Uruguay como a la disponibilidad de información en nuestra base de datos.

4.1 Solución del modelo estructural

Para obtener una forma cerrada para la ecuación (2) es necesario dar una forma funcional a las funciones de utilidad. En cuanto a la utilidad del consumo seguimos a Jiménez-Martín y Sánchez-Martín (2007) quienes utilizan una función tipo CRRA. Así, supondremos que $u(c) = \frac{c^{1-\eta}}{1-\eta}$. Notar que η corresponde al coeficiente de aversión relativa al riesgo y por lo tanto uno de los parámetros cruciales a estimar.

Bajo la especificación CRRA es posible derivar formas analíticas cerradas para la utilidad marginal de la riqueza $\lambda = \lambda(t_0)$ que queda definida como:

$$\lambda(t_0) = \left[\frac{C_c(\bar{t})}{Y(\tau, \bar{t})} \right]^\eta \quad (3)$$

donde

$$C_c(\bar{t}) = \int_{t_0}^{\bar{t}} e^{-r(t-t_0)} [S(t)d(t)]^\gamma dt$$
$$Y(\tau, \bar{t}) = a_0 + \int_{t_0}^{\tau} e^{-r(t-t_0)} w(t) (1 - \varsigma) dt + \int_{\tau}^{\bar{t}} e^{-r(t-t_0)} b(t, \tau) dt$$

El modelo permite calcular la regla de decisión en cualquier punto del ciclo de vida siempre que se observen los activos acumulados hasta ese punto (a_0). La base de datos utilizada por Jiménez-Martín y Sánchez-Martín (2007) que consiste en registros administrativos de historias laborales de trabajadores españoles no contiene información sobre activos por lo cual los autores proponen considerar t_0 igual a 20 y suponer $a_0 = 0$. Así, para obtener $Y(\tau, \bar{t})$ es necesario conocer el flujo completo de salarios en el ciclo de vida y también de las jubilaciones percibidas hasta el momento de agotamiento de la riqueza. Notar que estos flujos dependen de la edad de retiro y de jubilación.

En la base utilizada en este trabajo tampoco se observan los activos acumulados por los individuos por lo cual seguiremos la misma estrategia de Jiménez-Martín y Sánchez-Martín (2007). Además, observamos los salarios sólo en el período 1996-2004 y no observamos el importe de

las jubilaciones percibidas. Debido a ello utilizamos un modelo econométrico para imputar los salarios en aquellos años en los cuales no observamos los salarios de los individuos y calculamos los importes de las jubilaciones utilizando el flujo de salarios y las reglas establecidas para el cálculo del importe de las jubilaciones.

En cuanto al componente de ocio en la función de utilidad, se supone que el cambio en utilidad que se produce al postergar el retiro debido al cambio del ocio $\Delta v(\tau)$ tiene un componente determinístico $\Delta v_D(\tau)$, que se supone lineal en algunas características observables y un componente individual inobservable (ε) invariante en el tiempo:

$$\Delta v(\tau) = \Delta v_D(\tau) + \varepsilon \quad \varepsilon \sim F_\varepsilon(\cdot)$$

siendo $F_\varepsilon(\cdot)$ la distribución de probabilidad de ε , que se supone normal estándar.

Así, la utilidad marginal de postergar el retiro en el momento τ queda definida por

$$\begin{aligned} \Gamma(\tau) &= \lambda e^{\tilde{\delta}(\tau) - r\tau} y'(\tau) - \Delta v_D(\tau) - \varepsilon \\ &= \Gamma^*(\tau) - \varepsilon \end{aligned} \quad (4)$$

En una solución interior (y con y continua) deberá verificarse $\Gamma^*(\tau^*) = \varepsilon$ y $\Gamma'(\tau^*) < 0$.² La probabilidad de que un individuo siga activo en t es entonces igual a la probabilidad de que el componente inobservable de la utilidad del ocio sea menor al umbral $\Gamma^*(\tau^*)$:

$$P(\tau^* > t) = P(\varepsilon < \Gamma^*(\tau^*)) = F_\varepsilon(\Gamma^*(t)) \quad (5)$$

4.2 Implementación del modelo

Para estimar el modelo realizamos una simplificación que consiste en considerar que el momento de agotamiento de la riqueza coincide con la edad a la cual la probabilidad de sobrevivir es cero. Además, expresamos las ecuaciones correspondientes en términos de tiempo discreto.

Es decir que estimamos el modelo bajo la restricción $\bar{t} = T$. Bajo esta restricción las ecuaciones $C_c(\bar{t})$, $Y(\tau, \bar{t})$ y $\mathcal{A}(\hat{\tau}, \bar{t})$ se simplifican sustancialmente.

En primer lugar $C_c(\bar{t} = T) = C_c(T) = \int_{t_0}^T e^{-r(t-t_0)} [S(t)d(t)]^\gamma dt$. En términos de tiempo discreto, la expresión anterior equivale a

$$C_c(T) = \sum_{s=t_0}^T \frac{1}{(1+r)^{s-t_0}} \left[S(s) \frac{1}{1+(\delta-r)^{s-t_0}} \right]^\frac{1}{\eta}. \text{ Notar que bajo el supuesto realizado } C_c(T) \text{ depende de los parámetros de preferencias } (\eta, \delta), \text{ de la tasa de interés } r \text{ y de la función de sobrevivencia } S(s).$$

Así, bajo el supuesto de que η, δ no presentan heterogeneidad entre los individuos, $C_c(T)$ es una constante (aunque varía entre hombres y mujeres ya que la función de sobrevivencia depende del sexo).

²En realidad, no puede descartarse que existan discontinuidades en y , como las que se producen, por ejemplo, cuando al postergar el retiro el individuo pasa a satisfacer exactamente condiciones mínimas para acceder a un beneficio. En ese caso, la utilidad presenta una discontinuidad y la solución puede corresponder a un punto anguloso de la función de utilidad.

En tanto $Y(\tau, \bar{t} = T)$ puede escribirse como $a_0 + \int_{t_0}^{\tau} e^{-r(t-t_0)} w(t) (1 - \varsigma) dt + \int_{\tau}^T e^{-r(t-t_0)} b(t, \tau) dt$ para $\bar{t} = T$ y su expresión en tiempo discreto es $a_0 + \sum_{s=t_0}^{\tau} \frac{1}{(1+r)^{(s-t_0)}} w(s) (1 - \varsigma) + \frac{1}{(1+r)^{(\tau-t_0)}} \sum_{s=\tau+1}^T \frac{1}{(1+r)^{(s-\tau)}} b(s, \tau)$. Notar que este término presenta heterogeneidad individual y para cada individuo varía con la fecha de retiro pero no depende de ningún parámetro desconocido.

Finalmente, $\mathcal{A}(\tau, \bar{t} = T)$ resulta en $\int_{\tau}^T e^{-r(t-\tau)} dt$ igual a $\frac{1 - \exp(-r(T-\tau))}{r}$, que expresado en tiempo discreto equivale a $\frac{1 - (1+r)^{-(T-\tau)}}{r}$ que sólo depende de la edad de retiro τ .

Es importante resaltar que estimar el modelo bajo la restricción $\bar{t} = T$ tiene efectos diversos sobre cada uno de los elementos antes detallados. No obstante, dicha simplificación es muy atractiva debido a que no es necesario resolver el modelo para \bar{t} , solución que es intensiva en cálculo.

4.3 Estimación máximo verosímil

En primer lugar definimos una variable binaria, indicatriz del momento de retiro:

$$d_{it} = \begin{cases} 1 & \text{si el individuo se retira a la edad } t \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases}$$

la contribución de cada individuo i en el período t a la verosimilitud está dada por:

$$L^{it}(\theta) = \left[1 - \frac{F_{it}}{F_{it-1}} \right]^{d_{it}} \left[\frac{F_{it}}{F_{it-1}} \right]^{1-d_{it}}$$

donde F_{it} es la probabilidad de que el individuo i siga activo en t y puede determinarse a partir de la ecuación (5) como: $F_{it} = F_{\varepsilon}(\Gamma^*(t)) = \Phi(\Gamma_i^*(t^i, x_{it}; \theta))$, donde $\Phi(\cdot)$ es la distribución de probabilidad acumulada de una v.a. normal estándar, Γ_i^* es la función definida por la ecuación (4), t^i es la edad del individuo i en el período t , x_{it} es un conjunto de variables y características observables del individuo i en el período t y θ un vector de parámetros desconocidos.

Trabajamos con una muestra de individuos que se retiraron entre 55 y 70 años de edad, por lo cual la contribution total del individuo i a la verosimilitud está dada por:

$$\begin{aligned} L^i(\theta) &= \prod_{t=55}^p \left[1 - \frac{F_{it}}{F_{it-1}} \right]^{d_{it}} \left[\frac{F_{it}}{F_{it-1}} \right]^{1-d_{it}} \\ &= \left[\frac{F_{ip-1} - F_{ip}}{F_{i55}} \right] \end{aligned}$$

donde $p = \min(\tau, 70)$ es la edad en la que se observa el retiro del individuo.

Para estimar el modelo es necesario completar la especificación de la función $\Gamma^*(\tau)$ para lo cual es necesario definir el componente determinístico de la utilidad derivada del ocio. Jiménez-Martín y Sánchez-Martín (2007) suponen que este componente es lineal en tres características: la edad, la educación (que es incorporada como una dummy educación "alta"), la interacción entre estas dos variables y una variable dummy que indica si el individuo recibe algún tipo de transferencias desde la seguridad social diferente a la jubilación.

Nosotros no observamos la educación de los individuos. Incluimos la edad en forma lineal. Incluimos también en forma lineal una variable proxy de la preferencia de los individuos por

el ocio obtenida a partir de un modelo de probabilidad lineal de las contribuciones. En dicho modelo, la variable dependiente toma valor 1 si el individuo contribuye en el período y 0 si no lo hace. El modelo tiene efectos individuales inobservados pero que pueden ser estimados dada la estructura de panel de los datos. Usamos estos efectos individuales estimados en el modelo de probabilidad lineal como una variable explicativa en el modelo estructural de retiro. Esta variable (e_i) es una proxy de la disposición del individuo a trabajar y contribuir. Por último, incluimos una variable dummy para controlar por el sexo de los individuos. Así el componente asociado al ocio en la ecuación a estimar queda definido como:

$$\Delta v_D(\tau)_{it} = v_0 + v_1 edad_{it} + v_2 e_i + v_3 h_i$$

donde $edad_{it}$ es la edad del individuo i en el período t (igual a τ), e_i es la proxy del valor del ocio para el individuo y h_i es igual a 1 si el individuo es de sexo masculino.

La especificación completa de F está entonces definida por:

$$F(\Gamma_i^*(\tau, x_{it}; \theta) = \Phi(\pi_i(\tau) y'_i(\tau) + v_0 + v_1 \tau + v_2 e_i + v_3 h_i)$$

donde,

$$\pi_i(\tau) = \left(\frac{C_c(T)_i}{Y(\tau, T)_i} \right)^\eta \left[S(\tau)^{-1} \left(\frac{1 + \delta}{1 + r} \right)^{\tau-20} \right]$$

$$\begin{aligned} C_c(T) &= \sum_{s=20}^T \frac{1}{(1+r)^{s-20}} \left[S(s) \frac{1}{1 + (\delta - r)^{s-20}} \right]^{\frac{1}{\eta}} \\ Y(\tau, T)_i &= a_{20} + \sum_{s=20}^{\tau} \frac{1}{(1+r)^{(s-20)}} w_{s,i} (1 - \varsigma) + \frac{1}{(1+r)^{(\tau-20)}} \sum_{s=\tau+1}^T \frac{1}{(1+r)^{(s-\tau)}} b_{\tau,i} \\ y'_i(\tau) &= w_{\tau,i} (1 - \varsigma) - b_{\tau,i} \times \mathcal{I}_{\tau,i} + b'_{\tau,i} \mathcal{A}(\tau, T) \\ \mathcal{A}(\tau, T) &= \frac{1 - (1+r)^{T-\tau}}{r} \end{aligned}$$

donde a_{20} es la acumulación de activos a la edad de 20 años (que se supone igual a 0), $w_{s,i}$ es el salario del individuo i a la edad s , $b_{\tau,i}$ es la jubilación que obtiene el individuo i si se retira a la edad τ , $\mathcal{I}_{\tau,i}$ es una función indicatriz que vale 1 si el individuo i cumple con los requisitos para ser beneficiario del cobro de la jubilación, $b'_{\tau,i} \mathcal{A}(\tau, T)$ es la diferencia en el valor actualizado a τ del flujo de jubilaciones que percibirá el individuo entre los períodos $\tau + 1$ y T si se retira en $\tau + 1$ en lugar de en τ .

4.4 Parámetros y variables

Los componentes de la función de verosimilitud quedaron definidos en la sub-sección anterior. Sin embargo, es necesario definir adecuadamente el vector de parámetros a estimar, el vector de parámetros definido fuera del modelo y las variables observables a utilizar.

En primer lugar el conjunto de parámetros a estimar es,

$$\theta = (\eta, \delta, v_0, v_1, v_2) \quad (6)$$

donde η es el coeficiente de aversión relativa al riesgo, δ es la tasa subjetiva de descuento, v_0, v_1, v_2 son los coeficientes asociados a una constante, la edad del individuo y la variable proxy para la utilidad del ocio.

El conjunto de parámetros definidos fuera del modelo incluyen la tasa de interés (r) y la función de sobrevivencia ($S(s)$). Además, se toman como dadas las reglas que definen la elegibilidad del individuo para jubilarse, el cálculo del salario básico jubilatorio y la tasa de reemplazo.

En cuanto a las variables observables es importante notar que es necesario valorar un conjunto de variables en tres momentos diferentes: a la edad de 55 años, a la edad de retiro, a la edad inmediatamente anterior a la edad de retiro. El vector de variables queda definido entonces por:

$$(t, w_{i,t}, b_{i,t}, b'_{i,t}, Y_{i,t,T}, e_i, h_i) \text{ con } t = 55, \tau_i, \tau_i - 1.$$

En la sección siguiente se explica cómo se obtienen cada una de estas variables y se ofrecen estadísticas descriptivas de las mismas.

5 Datos

A partir de la reforma de la seguridad social que entró en vigencia en abril de 1996, Uruguay cuenta con registros administrativos de las historias laborales de los individuos afiliados al BPS. En el año 2004, la Unidad de Historia Laboral de la Asesoría Tributaria y Recaudación del BPS (ATYR-BPS) proporcionó al Departamento de Economía, FCS, UDELAR una muestra aleatoria de 80.000 contribuyentes. La muestra fue seleccionada en diciembre de 2004, comprendiendo, en su mayoría, a contribuyentes que registran cotización en al menos un mes entre abril de 1996 y diciembre de 2004. Se dispone entonces de un panel con hasta 105 registros por individuo.

La información disponible a partir de dicha muestra incluye algunas características permanentes de los individuos (fecha de nacimiento, sexo, nacionalidad, entre otras), datos de historias laborales propiamente dichas (información mensual sobre ingreso, categoría laboral, horas trabajadas fechas de alta y baja en la empresa, y la causa de la baja si correspondiese para cada persona). Se dispone asimismo de información mensual sobre las características de las empresas vinculadas: sector público o privado, cantidad de dependientes y patronos y rama de actividad.

La base incluye información respecto a la fecha de jubilación de aquellos individuos que se jubilaron en el período cubierto por la muestra, aunque no en relación a la fecha de retiro. Tampoco incluye datos respecto al importe de las prestaciones efectivamente pagadas. Calculamos los derechos jubilatorios de los individuos aplicando las normas legales a las historias laborales que nos entregó el BPS, complementadas con imputaciones simuladas a partir de modelos econométricos para los períodos para los que no se dispone de información de historia laboral.³

A los efectos de estimar el modelo estructural se procedió a extraer una submuestra de asalariados públicos con 45 y más años de edad en 1996, que registraban servicio en abril de 1996, que se jubilaron entre 1996 y 2004, contando con edad de entre 55 y 70 años. La casi totalidad de

³Por una explicación detallada de los modelos usados para completar las historias laborales, ver Forteza et al (2009).

estas personas quedan comprendidas en los regímenes del Acto 9 y del régimen de transición de la ley 16.713.

La selección de dicha sub-muestra se fundamenta en una serie de consideraciones. En primer lugar, es de conocimiento que en el sector privado existen prácticas habituales de subdeclaración en la carrera laboral y sobredeclaración en el último tramo de la carrera (esto particularmente bajo la vigencia del Acto 9) por lo cual la información referida a los salarios percibidos mide con un error no despreciable el costo de oportunidad de retirarse en términos de pérdida de salario. Es esperable que este tipo de error no se registre entre los asalariados públicos, o si existe sea de una magnitud muy acotada.

En segundo lugar, se seleccionaron aquellos individuos que registraron servicio en abril de 1996 dado que para estos está disponible la fecha del primer ingreso a la Seguridad Social y por lo tanto (realizando supuestos adicionales) es posible tener información respecto a la cantidad de años de contribución a cada edad. Al censurar la muestra a aquellos jubilados a los 70 años o menos se considera únicamente la jubilación común, eliminándose los casos de jubilaciones por edad avanzada.

En el gráfico 1 se presenta el histograma con las frecuencias relativas de las edades de retiro para hombres y mujeres separadamente. La principal diferencia observada refiere a que en el caso de las mujeres una proporción no despreciable se jubila antes de los 60 años. Esto es coherente con las reglas vigentes en Uruguay durante el período analizado: al principio del mismo la edad mínima jubilatoria para mujeres era de 55 años mientras que para los hombres era 60. Durante el período, se modifican las reglas establecidas por el Acto 9 por aquellas de la Ley 16.713. Uno de los cambios fue el gradual aumento de la edad jubilatoria para las mujeres desde los 55 años hasta los 60. Además, se observan picos en torno a los 60, 65 y 70 años tal como muestran otros trabajos (Alvarez et al 2009).

En el Gráfico 2 se ilustra el comportamiento de la tasa de riesgo jubilatorio para la sub-muestra bajo estudio.⁴ En el caso de las mujeres se observa que la tasa jubilatoria es muy baja pero no nula en las edades entre 55 y 59 años, presentando en ese tramo un comportamiento creciente. La tasa aumenta considerablemente a partir de los 60 años alcanzando un 10 por ciento a esa edad. Entre los 60 y los 68 años la tasa de riesgo fluctúa en torno al 10 por ciento y a partir de los 67 aumenta hasta un 20% a los 68 y 69 años. En el caso de los hombres, las tasas de riesgo son cercanas a 0 antes de los 60 años (lo cual es coherente con el marco normativo que establece en 60 la edad mínima para jubilación común para hombres y 55 para mujeres). Entre los 60 y 65 dicha tasa se ubica por encima del 10 por ciento, mientras que presenta picos a los 66 y 67 y un pico más pronunciado a los 70.

5.1 Causal jubilatoria

Se calculó el momento en que el individuo genera el derecho a recibir una jubilación usando la información disponible de historia laboral (los años de servicio y la edad) y las normas del

⁴La tasa de riesgo jubilatorio se define como la proporción de los que se jubilan a una edad dada respecto a la población de dicha edad que no se ha jubilado anteriormente (es decir la población con "riesgo jubilatorio").

sistema. Se define la variable

$$\mathcal{I}_{\tau,i} = \begin{cases} 1 & \text{el individuo } i \text{ es elegible a la edad } \tau \\ 0 & \text{en caso contrario.} \end{cases}$$

En el cuadro 1 se incluye la proporción de personas que a una edad dada configuraban causal jubilatoria, observándose que incluso a edades avanzadas (por ejemplo 68 años) una proporción no despreciable (en torno a 20 por ciento para mujeres y 30 para hombres) no habrían configurado causal. El cuadro 2, en tanto, muestra qué porcentaje de las personas que se jubilaron habían configurado causal a la edad de la jubilación. En ningún caso dicho porcentaje supera el 50 por ciento indicando que $\mathcal{I}_{\tau,i}$ así definido mide con mucho error la configuración de la causal. Esto puede deberse a dos causas: la primera es que los años cotizados esté medido con error en la base de datos, la segunda es que en la práctica las reglas establecidas no se hayan cumplido.

Es importante notar que medir $\mathcal{I}_{\tau,i}$ adecuadamente es crucial para la estimación del modelo estructural. Debido a ello realizamos un conjunto de estimaciones utilizando distintas definiciones para $\mathcal{I}_{\tau,i}$:

1. en base a los requisitos de edad y años de servicio definidos en el Acto 9 y la Ley 16713 según corresponda;
2. considerando exclusivamente el requisito de edad;
3. considerando los requisitos de edad y años de servicio pero imputando el valor 1 en aquellas edades iguales o mayores a la edad observada de jubilación.

5.2 Estimación e imputación de flujos salarial y jubilatorio

Para obtener mediciones del salario a través de todo el ciclo de vida de los individuos en la muestra $\{w_{i,t}\}_{i=1,\dots,N,t=20,\tau}$ se realizó el siguiente procedimiento. Se consideró el salario observado en todos los años de la ventana excepto en el año de jubilación y se imputó el salario a todos los restantes períodos. Para imputar el salario se estimó un modelo que sólo incluye la edad y la edad al cuadrado y posteriormente un efecto individual (calculado como la media de los residuos para cada individuo). Este último componente captura heterogeneidad inobservable, especialmente educación y habilidad (Forteza et al, 2009). Para obtener una ecuación de predicción se realizó una última estimación en la que el efecto individual estimado se incorpora como una variable más en el modelo. Notar que este efecto aporta al modelo ajustando el nivel del salario de cada individuo a lo que se observa en la muestra y por lo tanto mejora sustancialmente la predicción del flujo salarial a nivel individual dentro de la muestra. En el cuadro 3 se incluyen los resultados de la estimación MCO del modelo, en la especificación 2 se observa que (como era de esperar debido a la inclusión del efecto individual) se obtiene un R2 muy elevado. Notar que el principal objetivo del modelo es poder realizar predicciones del flujo salarial para cada individuo.

Una vez obtenido el flujo salarial para cada individuo, y contando con información sobre la edad y los años de cotización acumulados es posible calcular $b_{i\tau}$, la jubilación que el individuo i obtendría si se jubilara a la edad τ y por lo tanto el valor presente descontado de dicho flujo

(aplicando una regla de ajuste hacia el futuro y descontando el flujo por la tasa de interés y la tasa de sobrevivencia).

El cálculo de $b_{i\tau}$ surge de multiplicar el salario básico jubilatorio por la tasa de reemplazo. Además, existen mínimos y máximos legales que se tuvieron en cuenta para la determinación de $b_{i\tau}$.

El valor presente neto del flujo de jubilaciones se calculó como,

$$VPN(i, \tau) = \sum_{t=\tau}^T \frac{S(t)}{S(\tau)} \left(\frac{1 + tcj}{1 + r} \right)^{t-\tau} b_{i\tau} \times \mathcal{I}_{t,i}$$

donde tcj es el aumento anual esperado del valor real de la jubilación a partir del año en que la persona se jubila.

A continuación definimos:

$$\begin{aligned} \Delta VPN(i, \tau) &= \left(\frac{S(\tau + 1)}{S(\tau)} \frac{1}{1 + r} \right) VPN(i, \tau + 1) - VPN(i, \tau) \\ &= -b_{\tau,i} \times \mathcal{I}_{\tau,i} + b'_{\tau,i} \mathcal{A}(\tau, T) \end{aligned}$$

quedando así definidos todos los componentes necesarios para la estimación estructural.

6 Resultados

En los cuadros 4 a 6 se incluyen los resultados de la estimación estructural bajo los distintos supuestos respecto a la configuración de causal.

En el cuadro 4 el indicador de causal surge de aplicar las reglas vigentes en cuanto a edad y años de contribuciones en el régimen aplicable a cada individuo. En primer lugar se estima un modelo con todos los parámetros definidos en (6) libres. Los resultados indican que la información no es suficiente para estimar los parámetros de preferencias con precisión. La estimación de los coeficientes de aversión relativa al riesgo (CRR) y de la tasa subjetiva de descuento (TSD) resultan no significativamente diferentes de cero y los intervalos de confianza son muy amplios (-10.7,27.2) para el CRR y (-6.6,10.2) para la TSD. Este resultado es en cierta medida no sorprendente ya que suele existir un problema de identificación de la TSD en modelos estructurales. Debido a ello se procedió a estimar el modelo para una TSD dada, realizando un análisis de sensibilidad considerando distintas alternativas para este parámetro (0.10, 0.07, 0.05, 0.04 y 0.03). Según se observa los valores estimados de los restantes parámetros y el valor de la log-verosimilitud no son muy sensibles al valor impuesto de la TSD.

La estimación del CRR se ubica en torno a 2.3, el intervalo de confianza (IC) varía ligeramente dependiendo del valor de la TSD (para TSD igual a 0.05 el IC es 1.95-2.92), sugiriendo que los agentes son moderadamente aversos al riesgo. El resto de los coeficientes resultan significativos y con el signo esperado: la probabilidad de jubilarse aumenta con la edad, es menor para hombres que para mujeres y se reduce cuanto menor sea la utilidad del ocio.

En el cuadro 5 el indicador de causal se define exclusivamente en relación a la edad del individuo. Los resultados son básicamente los mismos que en el cuadro 4, con la excepción

de que el CRRA es ahora significativamente distinto de cero e igual a 2.27, con un IC igual a (0.5,4.0). La significación y el signo de los coeficientes del resto de las variables no cambian respecto a los antes analizados, además los cambios en magnitud son pequeños.

Finalmente, en el cuadro 6 se presentan los resultados obtenidos cuando se considera que los individuos tienen causal según reglas de edad mínima y años acumulados de cotización pero se imputa el valor 1 para las edades iguales o mayores a la edad observada de jubilación del individuo. En este caso tanto el CRRA como la TSD resultan significativos, pero el valor estimado para la TSD resulta negativo lo cual no es plausible. La estimación de la CRRA bajo los distintos valores impuestos a la TSD son algo menores a los antes mencionados, ubicándose en torno a 1.8 la estimación puntual de este parámetro para un valor de la TSD de 0.05.

7 Simulaciones

Utilizando los parámetros estimados en el modelo estructural, simulamos el retiro de los trabajadores en cinco escenarios alternativos. El escenario base tiene las normas vigentes en el período observado, habiendo algunos trabajadores amparados por el régimen del acto 9 y otros por el régimen de transición de la ley 16.713. Esta simulación nos permite evaluar en qué medida el modelo logra reproducir el comportamiento observado, es decir que constituye una medida de bondad de ajuste. También utilizamos el escenario base como punto de referencia para evaluar el efecto de cambios de política que simulamos en los otros cuatro escenarios. Simulamos un segundo escenario en el que no hay reforma: todos los individuos siguen amparados por el régimen del acto institucional 9, de 1979. En el tercer escenario suponemos que todos los individuos pasan al régimen de transición en 1996. En el cuarto escenario, aplicamos las normas que estuvieron vigentes entre 1996 y 2004, con la excepción de la edad mínima de jubilación de las mujeres que mantenemos en 55. Este escenario intenta medir la contribución específica del aumento gradual de la edad de jubilación de las mujeres que se aprobó en 1995 como parte de la reforma. Finalmente, en el quinto escenario agregamos a las normas vigentes en el período la flexibilización de las condiciones de acceso a la jubilación que se aprobó en 2008. Con este último escenario intentamos evaluar qué habría ocurrido con la edad de jubilación si en 1995 se hubiera mantenido la cantidad de años de servicio requeridos para acceder a la jubilación común en 30 en lugar de aumentarlo a 35 y se hubieran aprobado en 1995 las tasas de reemplazo que se aprobaron en 2008 para quienes se jubilaron con 30 o más y menos de 35 años de servicio. Hicimos diez repeticiones de cada escenario.

El escenario base reproduce adecuadamente los datos observados, particularmente en los valores centrales de la distribución. La edad media de jubilación observada en la muestra es 62,8 años y la media simulada es 63,0 (cuadro 7). Las mujeres se jubilan a una edad algo menor que los hombres en promedio (61,4 y 63,6, respectivamente) y la simulación también reproduce adecuadamente estos valores. La edad de jubilación observada mediana de los trabajadores de la muestra es 62 años, de las mujeres es 61 y de los hombres es 63. Las correspondientes edades de jubilación simuladas medianas son 63, para ambos sexos, 62 en el caso de mujeres y 63 en el de

hombres.

El ajuste es algo peor en la cola inferior de la distribución. El percentil 10 de la edad de jubilación observada es 58 y el de la simulada es 60. Las curvas de sobrevivencia (gráfico 4) y los histogramas de la edad de jubilación observada y simulada en el escenario base (gráfico 3) muestran con mayor detalle la subestimación de las jubilaciones que parece estar generando el modelo antes de los 60 años de edad. La contraparte de esto es la sobreestimación del pico de jubilaciones a los 60. El modelo predice que debieron haberse jubilado a los 60 varios individuos que en la realidad lo hicieron antes. En particular, observamos en la muestra de historia laboral varios hombres que se jubilaron antes de los 60, cosa que el modelo no puede reproducir porque sólo modelizamos jubilación por causal común y con normas que establecen que 60 es la edad mínima de jubilación para los hombres (gráfico 5). Pero también hay una subestimación de las jubilaciones tempranas en el caso de las mujeres. Las jubilaciones tempranas que el modelo no capta pueden deberse a discapacidad y a servicios bonificados (servicios en los que se contabiliza más de un año por año de aporte y de edad). Entre los servicios bonificados está la enseñanza, que incluye a un número significativo de trabajadores del sector público.

Los resultados obtenidos en los restantes escenarios muestran en general una muy baja sensibilidad de la edad de retiro a las reformas de la seguridad social (cuadro 7). Ni la edad media ni los percentiles 10, 50 y 90 muestran cambios grandes entre escenarios. La amplia mayoría de los individuos simulados mantiene incambiada la edad de jubilación en los distintos escenarios. En ningún escenario la edad de jubilación cambia respecto a la del escenario base en más del 6% de los individuos y en la mayor parte de los casos estos porcentajes son aún menores.

8 Conclusiones

En este trabajo hemos estimado un modelo estructural para las decisiones de retiro utilizando datos de historia laboral de asalariados públicos en Uruguay. El modelo utilizado es el propuesto por Jiménez-Martín y Sánchez-Martín (2007), con algunas modificaciones. En primer lugar, se realizó la simplificación de suponer que el momento de agotamiento de la riqueza coincide con el último año del horizonte temporal de los individuos. En segundo lugar, se adaptaron los componentes del modelo tanto a las características de la seguridad social en Uruguay como a la disponibilidad de información en nuestra base de datos.

Encontramos que la información contenida en la muestra no es suficiente para estimar conjuntamente los dos parámetros que definen las preferencias de los agentes: el coeficiente de aversión relativa al riesgo (CRRA) y la tasa de descuento subjetiva (TSD). Sin embargo, estableciendo valores plausibles para la TSD (10,7,5, 4 y 3 por ciento) encontramos que es posible estimar de manera precisa el CRRA, verificándose además que la estimación de este parámetro es robusta a los valores de la TSD en el rango utilizado.

Los resultados indican que el CRRA está en el entorno de 2, lo cual indica que los agentes son moderadamente aversos al riesgo. Las estimaciones también indican que la probabilidad de retiro es mayor para aquellos individuos que tienen una menor propensión a contribuir (proxy de

la utilidad del ocio), y aumenta para las mujeres y con la edad.

Las edades de jubilación simuladas en el escenario base reproducen razonablemente bien los datos observados, sobre todo en términos de valores medios y medianos. Sin embargo, el modelo parece subestimar las jubilaciones antes de los 60 años de edad, probablemente debido a que no modelizamos discapacidad ni servicios bonificados.

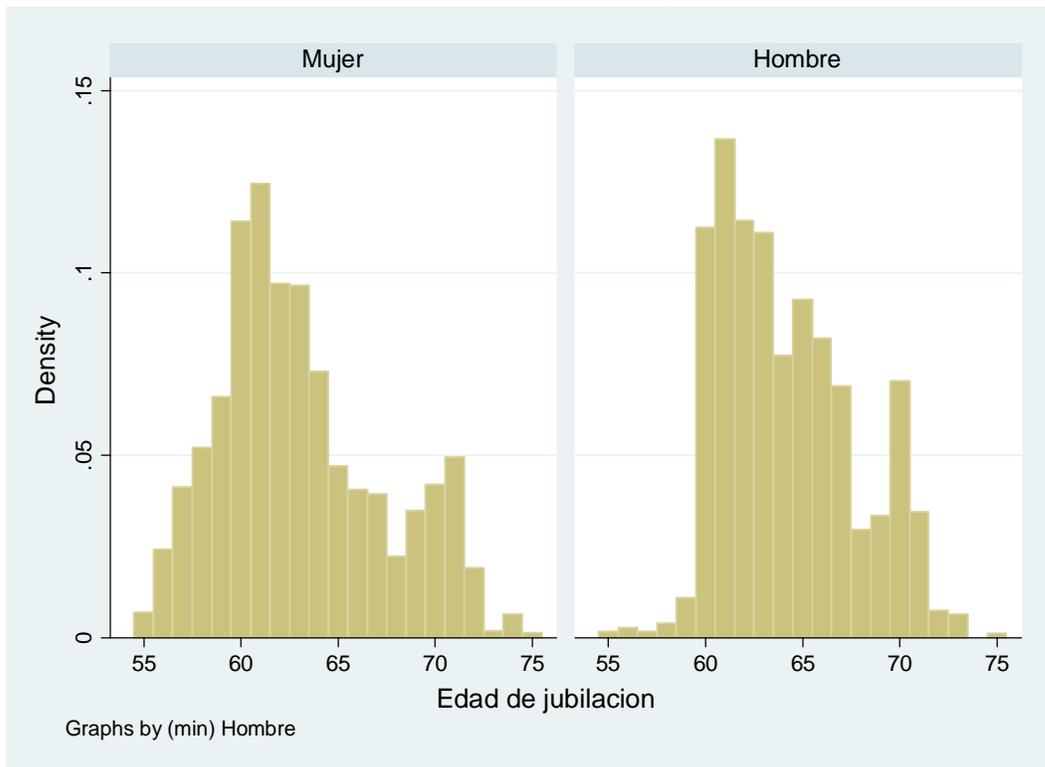
Simulamos varios escenarios adicionales al base, incluyendo un escenario en que no hay reforma en 1995 (es decir que los individuos siguen amparados por el régimen del acto 9), uno en que todos los individuos de la muestra son transferidos en forma inmediata al régimen de transición, un escenario con las normas que estuvieron vigentes en el período observado con la excepción de la edad mínima de jubilación de las mujeres que se mantiene en 55 años y finalmente un escenario que incorpora en 1996 los cambios que se aprobaron en 2008. En ninguno de estos escenarios encontramos cambios importantes en las edades de jubilación simuladas. Según el modelo, la decisión de jubilación sería entonces poco sensible a las variantes de política consideradas.

References

- [1] Alvarez, I., N. da Silva, A. Forteza y I. Rossi. 2009. El retiro de los trabajadores uruguayos y la seguridad social. *Revista de Economía*, Vol 16(2) , pp 147-184
- [2] 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.
- [3] Bucheli, M., A. Forteza, and 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.
- [4] Burtless, G. and J. Quinn. 2000. Retirement Trends and Policies to Encourage Work Among Older Americans. Boston Papers in Economics.
- [5] Crawford, V.P, and D.M. Lilien. 1981. Social security and the retirement decision. *Quarterly Journal of Economics*, 96, 505-529.
- [6] Fabelo. 1994. Social security, optimal retirement and savings. *European Journal of Political Economy*, 10, 783-802.
- [7] Forteza, A., I. Apella, E. Fajnzylber, C. Grushka, I. Rossi and G. Sanromán. 2009. Work Histories and Pension Entitlements in Argentina, Chile and Uruguay. Social Protection Discussion Papers 0926. Washington D.C., The World Bank.
- [8] Gruber, Jonathan and David A. Wise eds. 1999. Social Security and Retirement Around the World. Chicago and London: The University of Chicago Press.
- [9] Gruber, Jonathan and David A. Wise eds. 2004. Social Security Programs and Retirement Around the World. Micro-Estimation. Chicago and London: The University of Chicago Press.

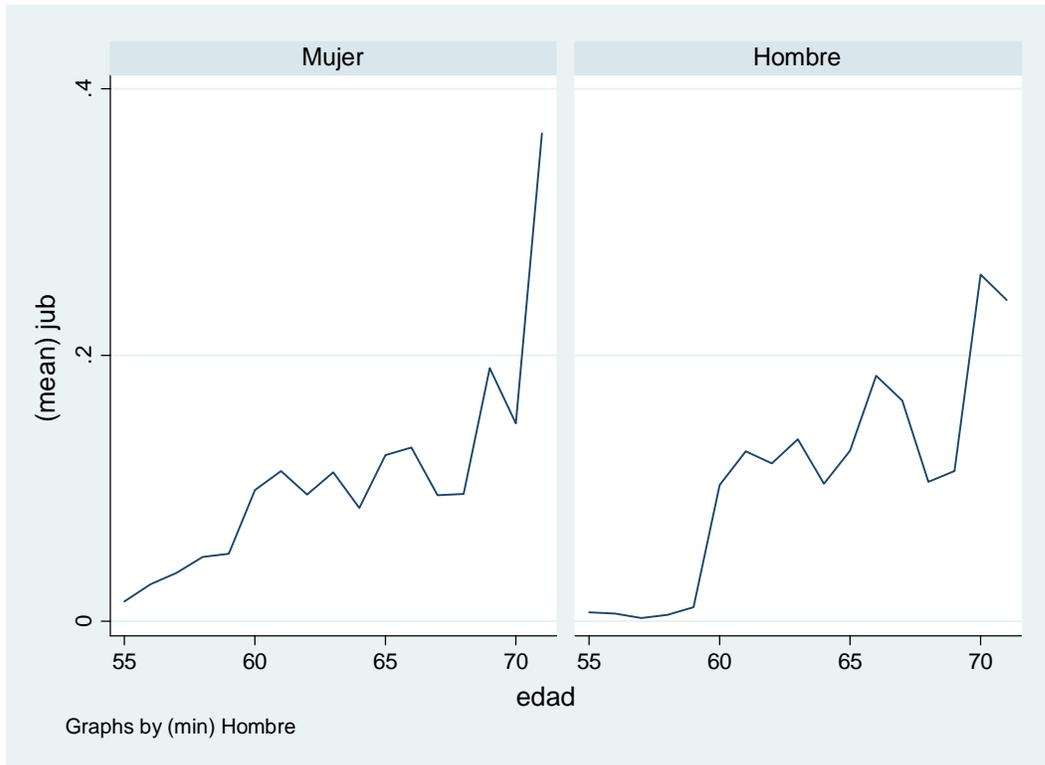
- [10] Jiménez-Martín, S. and A. R. Sánchez Martín. 2007. An Evaluation of the Life Cycle Effects of Minimum Pensions on Retirement Behavior. *Journal of Applied Econometrics*, 22(5), 923-50.
- [11] Leung SF. 1994. Uncertain lifetime, the theory of the consumer, and the life cycle hypothesis. *Econometrica*, 62, 1233-1239.
- [12] Leung SF. 2000. Why do some households save so little? a rational explanation. *Review of Economic Dynamics* 3: 771-800.
- [13] Modigliani F, Brumberg R. 1980. Utility analysis and aggregate consumption functions: an attempt at integration. In *The Collected Papers of Franco Modigliani*. Abel A (ed). MIT: Cambridge, MA.
- [14] Yaari ME. 1965. Uncertain lifetime, life insurance and the theory of the consumer. *Review of Economic Studies*, 32, 137-150.

Gráfico 1: Proporción de asalariados públicos según edad de jubilación



Nota: Se consideran asalariados públicos, hombres y mujeres, con 45 y más años de edad en 1996, que registraban servicio en abril de 1996, que se jubilaron con jubilación ordinaria entre 1996 y 2004, contando con edad de entre 55 y 70 años

Gráfico 2: Tasas de riesgo de jubilación



Nota: La tasa de jubilación se calcula como la proporción de aquellos que se jubilan a una determinada edad dado que no se habían jubilado anteriormente.

Gráfico 3: Histogramas de la edad de jubilación

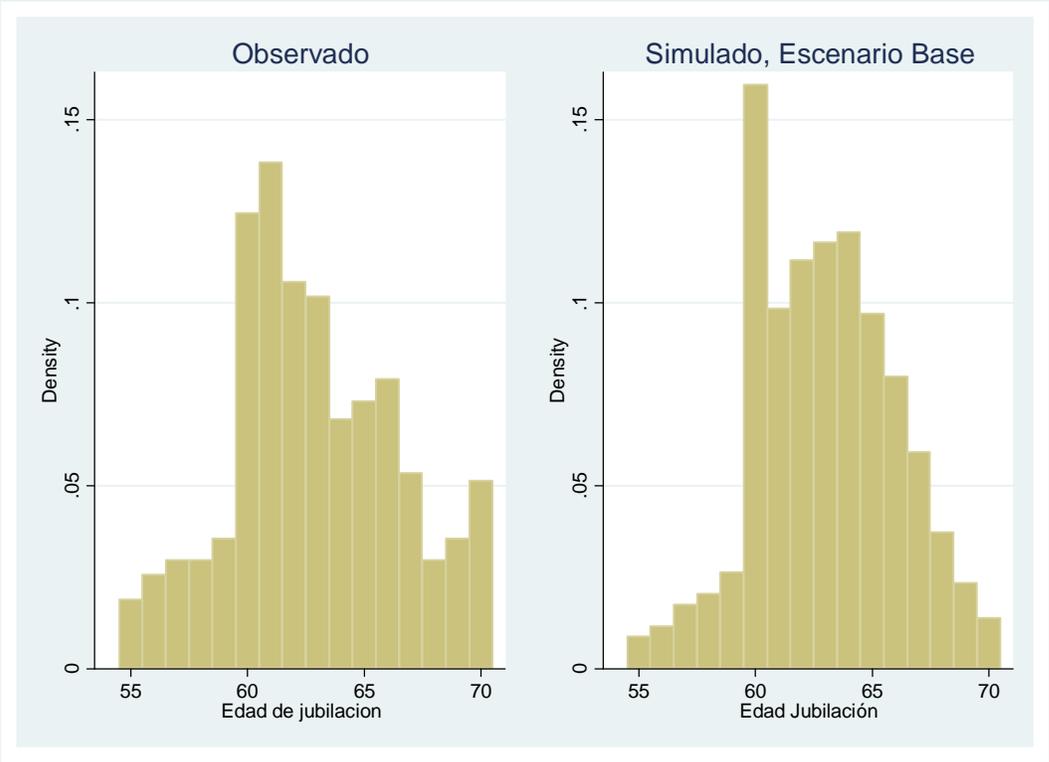


Gráfico 4: Supervivencia en activos

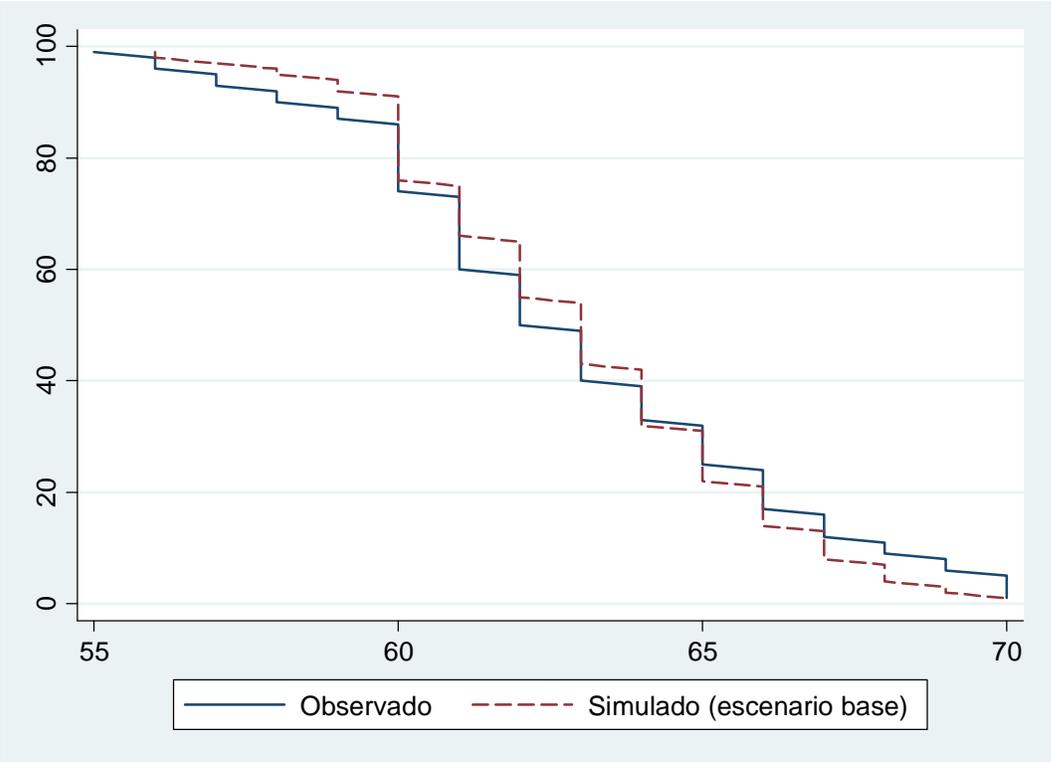
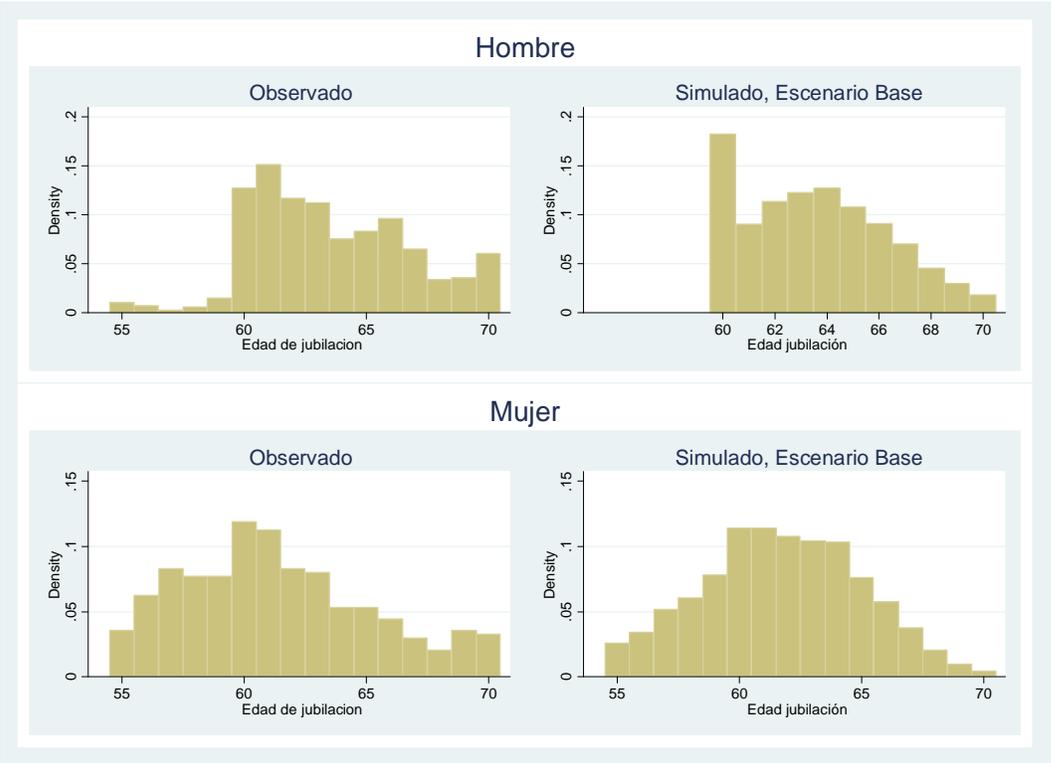


Gráfico 5: Histograma de la edad de jubilación por sexo



Cuadro 1: Porcentaje de personas en la muestra elegibles para jubilarse considerando edad y años acumulados de contribución. Por edad y sexo

<i>Edad</i>	<i>Mujeres</i>	<i>Hombres</i>	<i>Total</i>
55	10.4	0.0	3.5
56	10.4	0.0	3.5
57	10.3	0.0	3.5
58	10.4	0.0	3.5
59	39.6	0.0	13.3
60	46.2	54.0	51.4
61	46.9	51.1	49.7
62	50.5	49.8	50.0
63	55.2	49.3	51.3
64	59.5	50.2	53.3
65	63.3	52.7	56.2
66	69.0	57.1	61.1
67	74.8	60.6	65.4
68	79.2	67.3	71.3
69	82.2	71.4	75.0
70	84.0	76.4	78.9

Cuadro 2: Proporción que configuraban causal a la edad en que efectivamente se jubilaron. Según edad de jubilación y sexo

<i>Edad</i>	<i>Mujeres</i>	<i>Hombres</i>	<i>Total</i>
55	0.0	0.0	0.0
56	0.0	0.0	0.0
57	0.0	0.0	0.0
58	0.0	0.0	0.0
59	12.5	0.0	8.8
60	26.3	34.6	31.9
61	19.4	36.1	31.6
62	33.3	28.0	29.4
63	44.0	22.2	27.8
64	44.4	41.7	42.4
65	37.5	32.1	33.3
66	21.4	28.1	26.8
67	22.2	26.8	26.0
68	50.0	23.5	28.6
69	30.0	38.9	35.7
70	44.4	28.9	31.9

Cuadro 3: Estimación de la ecuación para predecir salarios a través del ciclo de vida
Variable dependiente: Salario deflactado por el Índice Medio de Salarios (en
logaritmos, base IMS Mayo 1995=100)

	<i>Hombres</i>		<i>Mujeres</i>	
	(1)	(2)	(1)	(2)
<i>Edad</i>	0.133 [42.01]**	0.133 [95.02]**	0.155 [46.74]**	0.150 [100.97]**
<i>Edad</i> ² /10	-0.014 [40.10]**	-0.014 [89.76]**	-0.016 [41.90]**	-0.015 [89.52]**
<i>Efecto individual</i>		1.000 [350.33]**		1.000 [334.66]**
<i>Constante</i>	3.202 [45.50]**	3.176 [102.15]**	2.455 [35.18]**	2.526 [80.57]**
Observations	29769	29769	28321	28321
R-squared	0.06	0.82	0.10	0.82

Estadístico t entre corchetes

* significativo al 5%; ** significativo al 1%

Cuadro 4: Resultados del modelo estructural suponiendo causal tipo 0 ¹

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>TSD</i> ²	1.813 [4.286]	0.10	0.07	0.05	0.04	0.03
<i>CRR</i>	8.209 [9.678]	2.440*** [0.247]	2.343*** [0.260]	2.287*** [0.267]	2.263*** [0.269]	2.240*** [0.270]
<i>eta_ocio</i> ³	1.427*** [0.196]	1.431*** [0.196]	1.431*** [0.196]	1.432*** [0.196]	1.432*** [0.196]	1.432*** [0.196]
<i>Edad</i>	-0.311*** [0.00883]	-0.311*** [0.00883]	-0.311*** [0.00883]	-0.311*** [0.00883]	-0.311*** [0.00883]	0.311*** [0.00883]
<i>Hombre</i>	0.622*** [0.0789]	0.614*** [0.0790]	0.614*** [0.0790]	0.614*** [0.0790]	0.614*** [0.0790]	0.614*** [0.0790]
<i>Constant</i>	18.95*** [0.553]	18.94*** [0.554]	18.94*** [0.554]	18.94*** [0.554]	18.94*** [0.554]	18.94*** [0.554]
Nobs	867	866	866	866	866	866
Log-vero.	-2186	-2184	-2184	-2184	-2184	-2184

Errores Estándar entre corchetes

*** significativo al 0.01, ** significativo al 0.05, * significativo al 0.1

¹ Causal tipo 0 tiene en cuenta las reglas del sistema en cuanto a años de edad y años de contribución

² La tasa subjetiva de descuento es un parámetro a estimar en la columna 1 y una constante en las siguientes

³ eta_ocio es un proxy de la utilidad del ocio, a menor valor de eta_ocio mayor preferencia por el ocio

Cuadro 5: Resultados del modelo estructural suponiendo causal tipo 1 ¹

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
TSD ²	-0.105 [0.263]	0.10	0.07	0.05	0.04	0.03
CRRA	2.270** [0.893]	2.392*** [0.134]	2.279*** [0.130]	2.215*** [0.128]	2.187*** [0.126]	2.162*** [0.125]
eta_ocio ³	1.453*** [0.213]	1.466*** [0.214]	1.466*** [0.214]	1.466*** [0.214]	1.466*** [0.214]	1.466*** [0.214]
Edad	-0.309*** [0.00923]	-0.308*** [0.00924]	-0.308*** [0.00924]	-0.308*** [0.00924]	-0.308*** [0.00924]	0.308*** [0.00924]
Hombre	0.443*** [0.0869]	0.437*** [0.0870]	0.437*** [0.0870]	0.437*** [0.0870]	0.437*** [0.0870]	0.437*** [0.0870]
Constant	18.93*** [0.582]	18.92*** [0.582]	18.92*** [0.582]	18.92*** [0.582]	18.92*** [0.582]	18.92*** [0.582]
Nobs	758	757	757	757	757	757
Log-vero.	-1924	-1922	-1922	-1922	-1922	-1922

Errores Estándar entre corchetes

*** significativo al 0.01, ** significativo al 0.05, * significativo al 0.1

¹ Causal tipo 1 tiene en cuenta las reglas del sistema en cuanto a años de edad y no se consideran los años de contribución

² La tasa subjetiva de descuento es un parámetro a estimar en la columna 1 y una constante en las siguientes

³ eta_ocio es un proxy de la utilidad del ocio, a menor valor de eta_ocio mayor preferencia por el ocio

Cuadro 6: Resultados del modelo estructural suponiendo causal tipo 2 ¹

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
TSD ²	-0.200*** [0.00233]	0.1	0.07	0.05	0.04	0.03
CRRA	2.069*** [0.00994]	2.011*** [0.00558]	1.869*** [0.00548]	1.785*** [0.00544]	1.748*** [0.00542]	1.715*** [0.00539]
eta_ocio	1.520*** [0.216]	1.443*** [0.199]	1.447*** [0.199]	1.450*** [0.200]	1.452*** [0.200]	1.454*** [0.200]
edad	-0.270*** [0.00933]	-0.306*** [0.00885]	-0.305*** [0.00885]	-0.304*** [0.00885]	-0.303*** [0.00885]	-0.303*** [0.00885]
Hombre	0.772*** [0.0866]	0.652*** [0.0802]	0.661*** [0.0805]	0.668*** [0.0807]	0.672*** [0.0808]	0.676*** [0.0809]
Constant	16.10*** [0.596]	18.57*** [0.555]	18.48*** [0.556]	18.41*** [0.556]	18.37*** [0.556]	18.32*** [0.556]
Nobs	865	864	864	864	864	864
Log_lik	-1924	-2101	-2082	-2067	-2060	-2052

Errores Estándar entre corchetes

*** significativo al 0.01, ** significativo al 0.05, * significativo al 0.1

¹ Causal tipo 2 tiene en cuenta las reglas del sistema en cuanto a años de edad y años de contribución, pero, se imputa causal si la edad es igual o mayor a la edad de jubilación

² La tasa subjetiva de descuento es un parámetro a estimar en la columna 1 y una constante en las siguientes

³ eta_ocio es un proxy de la utilidad del ocio, a menor valor de eta_ocio mayor preferencia por el ocio

Cuadro 7: Edad de jubilación

	Media	P10	Mediana	P90	Sin cambios ^{/1}
<i>Ambos sexos</i>					
Observada	62.8	58	62	68	
Escenario base	63.0	60	63	67	
Sólo Acto 9	62.9	60	63	67	95.46%
Sólo Transición	63.0	60	63	67	97.37%
Escenario base + edad mínima Acto 9	63.0	60	63	67	99.27%
Escenario base + flexibilización 2008	63.0	60	63	67	99.95%
<i>Mujeres</i>					
Observada	61.4	57	61	67	
Escenario base	61.7	57	62	66	
Sólo Acto 9	61.7	57	62	66	97.50%
Sólo Transición	61.7	57	62	66	100.00%
Escenario base + edad mínima Acto 9	61.7	57	62	66	97.84%
Escenario base + flexibilización 2008	61.7	57	62	66	99.93%
<i>Hombres</i>					
Observada	63.6	60	63	68	
Escenario base	63.6	60	63	67	
Sólo Acto 9	63.5	60	63	67	94.43%
Sólo Transición	63.7	60	64	67	96.04%
Escenario base + edad mínima Acto 9	63.6	60	63	67	100.00%
Escenario base + flexibilización 2008	63.6	60	63	67	99.97%

Notas: ^{/1} Porcentaje de observaciones sin cambios respecto al escenario base

Fuente: Elaboración propia en base a información de ATYR-BPS y simulaciones