

# Sobre los efectos distributivos de la reforma de la Seguridad Social\*

Mark Huggett

Centro de Investigacion Economica- ITAM  
México

Gustavo Ventura

Economics Department  
University of Western Ontario

## Resumen

*¿Cómo afecta la reforma del sistema de seguridad social a la distribución del bienestar, el consumo y el ocio entre hogares? Este artículo analiza esta cuestión para el caso de reformas con una estructura de dos niveles, comparando el estado estacionario de una versión realista del actual sistema de seguridad social en EEUU con el estado estacionario en un sistema con dos niveles. El primer nivel consiste en una contribución obligatoria y definida que ofrece una pensión de jubilación proporcional al valor de las cotizaciones realizadas en el pasado, mientras que el segundo nivel garantiza una pensión mínima de jubilación. Nuestros resultados, que se resumen en la introducción, no apoyan, en general, la implementación de las versiones de reparto del sistema de dos niveles para la economía de EEUU.*

**Palabras clave:** seguridad social, distribución.

**Clasificación JEL:** D3, E6.

## Abstract

*How will the distribution of welfare, consumption, and leisure across households be affected by social security reform? This paper addresses this question for social security reforms with a two-tier structure by comparing steady states under a realistic version of the current U.S. system and under the two-tier system. The first tier is a mandatory, defined-contribution pension offering a retirement annuity proportional to the value of taxes paid, whereas the second tier guarantees a minimum retirement income. Our findings, which are summarized in the Introduction, do not in general favor the implementation of pay-as-you-go versions of the two-tier system for the U.S. economy.*

**Keywords:** social security, distribution.

**JEL Classification:** D3, E6

---

\* HUGGETT, M. y VENTURA, G.: "On the Distributional Effects of Social Security Reform". *Review of Economic Dynamics* 2, 498-531 (1999), © de Academic Press. Traducido y publicado con permiso del editor. Traducción de Virginia Sánchez Marcos.

Los autores agradecen los comentarios de Selo İmrohoroğlu, Kent Smetters, de los revisores de este artículo y de los participantes en los seminarios de Cornell, Western Ontario, el 1997 Meetings of the Society for Economic Dynamics, el 1997 Latin American Meeting of the Econometric Society, la 1997 Conference on «Dynamic Models of Policy Analysis» y en el 1997 Meeting of the Latin American and Caribbean Economic Association.

## 1. Introducción

«I urge all Americans to reflect on the significance of the Social Security Act signed 50 years ago and to celebrate its accomplishments», - Ronald Reagan <sup>1</sup>.

Aunque las celebraciones son extrañas entre los jóvenes americanos, mucha gente se ha unido recientemente a Ronald Reagan para reflexionar sobre el significado del sistema de seguridad social en EEUU. Muchas de estas reflexiones han sido impulsadas por el interés sobre la futura solvencia del sistema. El asunto clave es que los cambios demográficos, los cambios en los costes del sistema sanitario y el crecimiento de los beneficios del sistema de seguridad social en las décadas pasadas causarán aumentos sustanciales en las tasas impositivas del sistema de seguridad social si las fórmulas actuales de cálculo de las pensiones no cambian <sup>2</sup>.

El interés por la solvencia del sistema de seguridad social ha coincidido con propuestas para una reforma fundamental del sistema. Estas propuestas intentan abordar los aspectos de igualdad y eficiencia, además de resolver el aspecto de la solvencia. Una cuestión clave que debe preguntarse a estas propuestas de reforma es la siguiente: ¿Cuáles son, en términos cuantitativos, los efectos distributivos de la reforma del sistema de seguridad social? Este artículo se centra en estos efectos por tres razones fundamentales. En primer lugar, estos efectos son potencialmente bastante grandes para algunos agentes, dado el tamaño y extensión del sistema de seguridad social en EEUU. En segundo lugar, saber quién gana y quién pierde con una reforma es clave para determinar si una propuesta concreta puede ser adoptada. Finalmente, se requiere una investigación rigurosa de los efectos distributivos, ya que tales efectos no quedan reflejados en el cálculo del valor presente de los beneficios recibidos y las cotizaciones realizadas. Esto es debido a que el sistema de seguridad social distorsiona las decisiones de trabajo y altera potencialmente las posibilidades de seguro, además de redistribuir renta entre hogares.

Este artículo investiga las reformas de la seguridad social con una estructura de dos niveles. El primer nivel es un sistema de pensiones con contribución obligatoria y definida, mientras que el segundo nivel garantiza una pensión mínima a aquellos cuya pensión de la seguridad social cae por debajo de este mínimo. Reformas del sistema de seguridad social con estas características han sido aludidas recientemente por el Banco Mundial (véase Banco Mundial, 1994) y han sido implementadas en un gran número de países de América Latina <sup>3</sup>. De este modo, nuestro análisis sobre la sustitución del actual sistema en EEUU por un sistema de dos niveles, debería ser de interés para los economistas del Banco Mundial que han aludido a este sistema de dos niveles, así como para los economistas que estudian la economía de EEUU.

Algunas reformas propuestas directamente para la economía de EEUU (Boskin *et al.*, 1986; Ferrara, 1997) incorporan una estructura de dos niveles. Por tanto, nuestro análisis debería servir como punto de referencia para pensar sobre los efectos económicos potenciales de las propuestas con esta característica. Además, en la medida en que nos centramos

<sup>1</sup> *Social Security Bulletin* (1985, vol. 48, p.5).

<sup>2</sup> Véase STEURLE y BAKIJA (Cap. 3, 1994) para una revisión de estas predicciones.

<sup>3</sup> Chile, Colombia, México y Perú tienen sistemas con estas características. Véase CERDA y GRANDOLINI (1997) y BANCO MUNDIAL (1994).

en detalles específicos de la propuesta de Michael Boskin para EEUU, nuestro análisis tiene implicaciones directas sobre esta propuesta. Los aspectos centrales de la «propuesta Boskin» se resumen en Boskin *et al.* (p. 19, 1986) del siguiente modo:

*El aspecto fundamental de mi propuesta es separar nuestras políticas de jubilación —fundamentalmente la Seguridad Social, el «Medicare» y otros programas relacionados— en dos partes distintas. Una de las partes —a veces denominada parte de seguro o anualidad— proporcionaría un seguro actuarialmente justo (i.e. rendimientos idénticos para cada dólar de impuestos pagados por el individuo) de discapacidad, de asistencia hospitalaria y de jubilación y supervivencia. La otra parte —a veces denominada parte de transferencias o de bienestar— garantizaría una pensión mínima de jubilación para todos los ciudadanos.*

La parte del seguro descrita arriba sería financiada, bien con un sistema de *pay-as-you-go*, bien con un sistema basado en impuestos proporcionales sobre las rentas de trabajo. La parte de transferencias, que llamaremos pensión mínima, sería financiada con los impuestos generales.

Hay varios aspectos sobre los cuales, sistemas alternativos de seguridad social, como el de la propuesta Boskin, pueden tener efectos económicos. En concreto, pueden darse efectos redistributivos, distorsionadores y de seguro. Los efectos redistributivos surgen de la redistribución de renta intra e intergeneracional. El sistema de seguridad social en EEUU redistribuye renta entre generaciones a través de la financiación *pay-as-you-go* y redistribuye renta dentro de las generaciones, porque los beneficios no son proporcionales a las cotizaciones realizadas. En los modelos de ciclo vital, los cambios en la cuantía de redistribución entre generaciones pueden tener efectos potencialmente grandes sobre el stock de capital. Los efectos distorsionadores pueden surgir, incluso con mercados completos, cuando el valor presente de los beneficios marginales recibidos no es igual al valor marginal de las cotizaciones realizadas. Puesto que todas las pensiones de jubilación en EEUU son una función cóncava de la renta media pasada, el beneficio marginal de una unidad adicional cotizada puede diferir ampliamente, incluso entre hogares dentro del mismo grupo de edad<sup>4</sup>. La literatura sobre seguridad social ha enfatizado el impacto de estas distorsiones sobre las decisiones de trabajo<sup>5</sup>. Los efectos sobre el seguro pueden surgir, en presencia de mercados incompletos, de varias maneras. Mencionaremos una de ellas, pues aparece en nuestro análisis. Cuando hay una variación aleatoria en la productividad laboral del individuo que no está asegurada, un sistema de pensiones en el que la pensión es proporcional a las cotizaciones realizadas, puede proporcionar efectivamente un seguro parcial.

Para analizar los efectos distributivos de implementar la propuesta Boskin, en lugar del sistema actual en EEUU, utilizamos un modelo de ciclo vital. El modelo concreto que utilizamos es lo suficientemente rico como para analizar los efectos redistributivos, los efectos distorsionadores y los efectos de seguro discutidos arriba<sup>6</sup>. En concreto, el modelo permite a los agentes tomar decisiones trabajo-ocio. Esto es importante para capturar los

<sup>4</sup> Véase HURD y SHOVEN (1983) y BOSKIN *et al.* (1986) para el cálculo de los rendimientos diferenciales de distintos hogares.

<sup>5</sup> Véase AARON (1982) y THOMPSON (1983) para una revisión de la literatura.

<sup>6</sup> El modelo utilizado es similar al usado por HUGGETT (1996) y por HUGGETT y VENTURA (1997) para estudiar la distribución de riqueza y la distribución de ahorros en la economía de US. Estos modelos están basados en AUERBACH and KOTLIKOFF (1987), HUBBARD y JUDD (1987), IMROHORGLU *et al.* (1995) y otros.

efectos distorsionadores del sistema de seguridad social. Además, en el modelo se admite heterogeneidad en los niveles de habilidad dentro de cada grupo de edad. Esto permite un análisis riguroso de los cambios en el bienestar dentro de los grupos de edad (i.e. efectos distributivos intrageneracionales). Dentro de este marco, los efectos distributivos pueden ser analizados durante el período de transición y una vez que la transición ha finalizado. Consideramos que ambos tipos de análisis son importantes. Sin embargo, decidimos abstraernos del proceso de transición con el objetivo de centrarnos con más énfasis en los efectos distributivos intrageneracionales una vez que la transición ha concluido<sup>7</sup>.

Los resultados principales del artículo surgen al comparar el estado estacionario del sistema de EEUU. con el estado estacionario de la propuesta Boskin, bajo un sistema de financiación de reparto<sup>8</sup>.

Estos resultados se resumen a continuación:

1. Los valores de estado estacionario del capital, trabajo, producción y consumo agregados bajo el sistema de EEUU son bastante parecidos a los que se obtienen en distintas versiones de la propuesta Boskin. Esto se debe al hecho de que la cantidad de redistribución intergeneracional es la misma, pues ambos sistemas tienen la misma tasa impositiva de seguridad social y ambos se financian en base a un sistema de reparto. Puesto que el consumo y el trabajo agregados son tan parecidos, la única manera de que la propuesta Boskin incremente el bienestar de los agentes para todos los niveles de habilidad innata es a través de la asignación de mayor consumo y trabajo, bien a lo largo del ciclo vital, bien sobre los distintos estados de la naturaleza.

2. Cuando la pensión mínima se fija en cero, los agentes con habilidad innata alta tienen una ganancia de bienestar del 10-15% de incremento en el consumo de cada período, mientras que los agentes con habilidad innata baja tienen una pérdida de bienestar equivalente al 15-35% de reducción en el consumo. Una razón clave e intuitiva de este hallazgo es la desaparición de la redistribución intrageneracional existente en el sistema de seguridad social de EEUU. Téngase en cuenta que, bajo la propuesta Boskin, con una pensión mínima igual a cero, las pensiones de la seguridad social son estrictamente proporcionales a las contribuciones. A medida que la pensión mínima aumenta, tanto los agentes de habilidad alta como los de habilidad baja, pueden obtener ganancias sustanciales en relación al sistema de EEUU, pero los agentes de habilidad mediana siempre experimentan una pérdida de bienestar. Con una medida de bienestar en el estado estacionario que asigne igual peso a la utilidad de todos los agentes al nacer, las ganancias agregadas derivadas de implementar la propuesta Boskin no serán nunca positivas. Esto se debe fundamentalmente al hecho de que, al nacer, la mayoría de los agentes de la economía están cercanos a la habilidad mediana.

---

<sup>7</sup> KOTLIKOFF (1996), HUANG, IMROHOROGLU y SARGENT (1997) y KOTLIKOFF, SMETTERS y WALLISER (1997) analizan los efectos sobre el proceso de transición de los cambios en el sistema de seguridad social. En KOTLIKOFF (1996), los agentes son idénticos dentro de cada generación y una decisión de trabajo-ocio. En HUANG, IMROHOROGLU y SARGENT (1997) los agentes son heterogéneos dentro de una generación, pero no hay decisión de trabajo-ocio. En KOTLIKOFF, SMETTERS y WALLISER (1997), la oferta de trabajo es endógena y los agentes son heterogéneos dentro de cada cohorte, pero no se enfrentan a riesgos idiosincráticos.

<sup>8</sup> Asumimos que la cantidad de deuda del Gobierno en el estado estacionario es la misma en ambos sistemas y se fija, por simplicidad, igual a cero. Esto nos lleva a asumir una política de transición concreta que no modelamos.

3. Cuando reemplazamos el sistema de pensiones de la seguridad social de EEUU por un sistema de dos niveles, manteniendo los beneficios del sistema sanitario constantes, los resultados son cualitativamente los mismos, a pesar de que la magnitud de las ganancias y pérdidas de bienestar es más pequeña. Por tanto, tanto los agentes de habilidad alta como los agentes de habilidad baja, aún pueden ganar, pero los agentes de habilidad mediana siempre experimentan una pérdida de bienestar. En todas las versiones de la propuesta Boskin que consideramos, la mayoría de los agentes sufren una pérdida de bienestar. Este es el caso si (i) la mayoría de los agentes están próximos a la habilidad mediana, (ii) el sistema de EEUU realiza algún tipo de redistribución hacia los agentes de habilidad mediana a través de una fórmula de cálculo de las pensiones cóncava, (iii) el sistema de dos niveles carece de flexibilidad redistributiva hacia los agentes de habilidad mediana (i.e. el sistema de dos niveles redistribuye fundamentalmente hacia los agentes de habilidad baja), y (iv) cualquier ganancia de eficiencia por reducción de las distorsiones no es lo bastante grande como para mejorar el bienestar de los agentes de habilidad mediana.

4. Bajo la propuesta Boskin, con una pensión mínima baja, el número medio de horas trabajadas es más de un 5% superior que bajo el sistema de EEUU para todos los agentes con edades entre 20 y 40. Esto se debe a que las pensiones son proporcionales al valor total, en el momento de jubilación, de las cotizaciones realizadas a la seguridad social más intereses. Bajo el sistema de EEUU las pensiones dependen de la renta media indexada a lo largo de la vida laboral y no del *timing* de esa renta. Este hecho sugiere que los sistemas de seguridad social que remuneran los pagos realizados en concepto de cotizaciones con los intereses correspondientes, pueden tener implicaciones interesantes sobre la elección del perfil de oferta de trabajo del individuo.

5. A medida que la pensión mínima crece, la oferta de trabajo de los agentes de habilidad baja se reduce significativamente. Esto se debe al hecho de que estos agentes reciben la pensión mínima con certeza. Para estos agentes, los pagos en concepto de cotizaciones a la seguridad social no tienen beneficios marginales.

El artículo se organiza en cinco secciones. La sección 2 describe el modelo económico y el sistema de seguridad social que analizamos. La sección 3 describe cómo se fijan los parámetros en el modelo económico. La sección 4 presenta los resultados. La sección 5 concluye presentando las ventajas del sistema de dos niveles tal y como las establecen sus defensores, explicándose lo que nuestros resultados dicen al respecto.

## 2. Modelo económico

A continuación describimos dos economías idénticas en la estructura de preferencias, dotaciones y tecnología, pero que difieren en las características del sistema de seguridad social que utilizan.

### 2.1. Entorno

Consideramos una economía de generaciones solapadas. Cada período nace un continuo de agentes. Los agentes viven un máximo de  $N$  períodos. La población crece a tasa

constante  $n$ . Los agentes tienen una probabilidad  $s_j$  de sobrevivir en la edad  $j$ , condicionada a la probabilidad de haber sobrevivido hasta la edad  $j - 1$ . Este patrón demográfico es estable, de manera que, los agentes de edad  $j$ , representan una fracción  $\mu_j$  de la población en cualquier momento del tiempo<sup>9</sup>.

Todos los agentes tienen preferencias idénticas sobre consumo y ocio, que vienen dadas por la siguiente función de utilidad:

$$E \left[ \sum_{j=1}^N \beta^j \left( \prod_{i=1}^j s_i \right) u(c_j, 1 - l_j) \right] \quad [1]$$

La función de utilidad en cada período  $u(c, 1 - l)$  es una función de utilidad con aversión relativa al riesgo constante, compatible con el hecho de que nuestro análisis se centre en el estado estacionario:

$$u(c, 1 - l) = \frac{[c^\nu (1 - l)^{1-\nu}]^{(1-\sigma)}}{(1 - \sigma)} \quad [2]$$

Cada agente está dotado con una unidad de tiempo de trabajo en cada período. El valor de la dotación de trabajo del agente en cada período en unidades eficientes es  $e(z, j)$ , que depende de la edad  $j$  y de un *shock* idiosincrático  $z$ . El *shock*  $z$  pertenece al conjunto  $Z$  y sigue un proceso de Markov. Los *shocks* sobre la productividad son independientes entre los agentes. Esto implica que no hay incertidumbre agregada en la dotación de trabajo, incluso aunque hay incertidumbre individual. La función  $e(z, j)$  se describe en detalle en la Sección 3.

En todos los períodos existe una función de producción con rendimientos constantes a escala que convierte el capital  $K$  y el trabajo  $L$  en la producción  $Y$ . La tecnología mejora a lo largo del tiempo porque se produce un incremento en la productividad del trabajo. El nivel tecnológico  $A_t$  crece a tasa constante,  $A_{t+1} = (1 + g) A_t$ . Cada período el capital se deprecia a tasa  $\delta$ .

$$Y_t = F(K_t, L_t, A_t) = A K_t^\alpha (L_t A_t)^{1-\alpha} \quad [3]$$

## 2.2. Problema de decisión de los agentes

El problema de decisión de un agente bajo cada uno de los dos sistemas de seguridad social que consideramos puede describirse especificando los siguientes elementos  $(x, y, u(x, j, y), \Gamma(x, j), G(x, j, y, z'))$ :

<sup>9</sup> Los pesos  $\mu_j$  se normalizan para que la suma sea igual a 1, donde  $\mu_{j+1} = (s_j + 1 / (1 + n))\mu_j$ .

- $(x, j)$  variables de estado.
- $y$  variables control.
- $u(x, j, y)$  utilidad del período para el agente  $j$  en el estado  $x$  utilizando la variable control  $y$ .
- $\Gamma(x, j)$  restricción presupuestaria del período en función de la variable de estado  $(x, j)$ .
- $G(x, j, y, z')$  ley de movimiento de la variable de estado en el siguiente período  $x'$  como función de la variable de estado  $x$ , la edad  $j$ , la variable control  $y$  y el *shock*  $z'$  que el agente recibe en el siguiente período.

El problema de decisión al que se enfrenta un agente puede expresarse (después de una serie de transformaciones pertinentes que discutiremos brevemente), para cada sistema de seguridad social que consideramos, como el siguiente problema de programación dinámica. En este problema la función de valor se fija igual a cero después del último período de vida,  $V(x, N + 1) = 0$ :

$$V(x, j) = \max_{(y)} u(x, j, y) + \beta(1 + g)^{v(1-\sigma)} s_{j+1} E[V(x', j + 1) | x] \quad [4]$$

Sujeto a:  $y \in \Gamma(x, j)$  y  $x' = G(x, j, y, z')$

### 2.3. Sistema de seguridad social 1: Sistema de EEUU

- Variables de estado y de control:  $x = (a, \bar{e}, z)$ ,  $y = (l, a')$
- Restricción presupuestaria:

$$\Gamma(x, j) = \{(l, a') : c \geq 0, a' \geq 0, l \in [0, 1]; \\ c + a'(1 + g) \leq a(1 + r(1 - \tau)) + \\ (1 - \tau - \theta) l e(z, j) w + b(x, j)\} \quad [5]$$

- Ley de movimiento:

$$G(x, j, y, z') = (a', \bar{e}', z') \quad [6]$$

$$\bar{e}' = \begin{cases} [\bar{e}(j - 1) + \min \{w e(z, j) l, e_{\max}\}] / j & j < R \\ \bar{e} & j \geq R \end{cases} \quad [7]$$

En la economía donde los beneficios del sistema de seguridad social vienen dados por el sistema de EEUU, la variable de estado de un individuo es  $x = (a, \bar{e}, z)$ . El estado  $x = (a, \bar{e}, z)$  de un individuo de edad  $j$  describe los activos  $a$  que posee el individuo, sus ganancias medias pasadas  $\bar{e}$ , y el *shock* idiosincrático,  $z$ . La variable de estado determina el conjunto presupuestario del período  $(x, j)$ . El conjunto presupuestario especifica que el consumo  $c$ , más los activos  $a'$ , acumulados para el siguiente período, no pueden ser superiores a los recursos del período. Estos recursos proceden de las rentas de trabajo,  $e(z, j) w l$ , el valor

presente de los activos,  $a(1+r)$ , y los beneficios de la seguridad social,  $b(x, j)$ . Los agentes se enfrentan a un salario real único  $w$  por unidad de trabajo eficiente y a un tipo de interés real  $r$ , sobre la tenencia de activos. Existe un impuesto sobre la renta total  $\tau$  así como un impuesto de la seguridad social  $\theta$  sobre las rentas de trabajo. La utilidad de cada período  $u(x, j, y)$  se obtiene a partir de la función de utilidad  $u(c, 1-l)$ , después de sustituir el consumo utilizando el conjunto presupuestario del período. El conjunto presupuestario impone una restricción al crédito, pues  $a$  no puede ser negativa.

La pensión de la seguridad social  $b(x, j)$  depende de la edad  $j$  así como del estado  $x$ , aunque sólo depende del estado  $x$  a través del nivel medio de renta pasada  $\bar{e}$ . Esta formulación es capaz de capturar algunas características del sistema de seguridad social de EEUU tales como que las pensiones son pagadas en forma de anualidad después de la edad de jubilación  $R$  y que los beneficios son una función cóncava de las ganancias medias pasadas. La renta media pasada se calcula indexando, de manera que la renta media en la economía después de indexar es la misma todos los años. Esto se consigue en el modelo transformando la tasa salarial como se describe más adelante. Debe notarse que para el cálculo de la renta media sólo se considera la renta hasta un nivel máximo  $e_{max}$ . De aquí se deduce la manera en que se calcula la renta media indexada en el sistema de seguridad social de EEUU.

En el problema de programación dinámica anterior, asumíamos que la economía estaba en una senda de crecimiento constante, en la cual, el tipo de interés real es constante y el salario real crece a la tasa del progreso tecnológico. Para facilitar la computación del equilibrio, transformamos las variables eliminando los efectos del crecimiento. Corregimos el valor de los activos individuales, el consumo, los beneficios de la seguridad social y los salarios dividiendo por el nivel tecnológico ( $A_t$ ). Esta transformación justifica la aparición del término  $(1+g)a$  en el conjunto presupuestario así como del término  $(1+g)v^{(1-\sigma)}$  en la función objetivo del problema de programación dinámica. Para eliminar los efectos del crecimiento, transformamos el capital y trabajo agregados así como el consumo del gobierno, dividiendo por  $A_t N_t$ , donde  $N_t$  es la población total en la economía.

#### 2.4. Sistema de seguridad social 2: Propuesta Boskin

- Variables de estado y de control:  $x = (a_1, a_2, z)$ ,  $y = (l, a_1')$
- Restricción presupuestaria:

$$\Gamma(x, j) = \{(l, a_1') : c \geq 0, a_1' \geq 0, l \in [0, 1]; \\ c + a_1'(1+g) \leq a_1(1+r(1-\tau)) + \\ (1-\tau-\theta_j)le(z, j)w + b(x, j)\} \quad [8]$$

- Ley de movimiento:

$$G(x, j, y, z') = (a_1', a_2', z') \quad [9]$$

$$(1+g)a_2' = \begin{cases} (a_2 + \theta le(z, j)w)(1+r) & j < R \\ a_2 & j \geq R \end{cases} \quad [10]$$

Bajo la propuesta Boskin, la variable de estado  $x = (a_1, a_2, z)$  incluye la cantidad de activos privados  $a_1$ , el *shock*  $z$ , así como una variable  $a_2$  que representa el valor acumulado de las cotizaciones realizadas a la seguridad social. En el momento de nacer esta variable toma el valor cero. El conjunto presupuestario del período tiene la misma forma que el descrito previamente en el sistema de EEUU. La diferencia clave está en cómo las pensiones de la seguridad social se relacionan con las cotizaciones realizadas. La función que determina la pensión  $b(s, j)$  especifica que los beneficios son pagados después de la jubilación a la edad  $R$ . Estos beneficios vienen dados por la mayor de las siguientes cantidades: una anualidad  $b(a_2, j)$ , que es constante en términos reales y es proporcional al total de los impuestos  $a_2$  pagados hasta el momento de la jubilación, una pensión mínima  $b^{10}$ . Puesto que la pensión mínima se fija de forma proporcional a la producción per capita en la economía, es posible que, inmediatamente después de la jubilación la anualidad sea mayor que la pensión mínima y que unos períodos más tarde ocurra lo contrario. El impuesto de seguridad social  $\theta_j$  se fija igual a una constante para los agentes con edad menor que  $R$  e igual a cero para el resto.

$$b(x, j) = \begin{cases} 0 & j < R \\ \max \{ \underline{b}, b(a_2, j) \} & j \geq R \end{cases} \quad [11]$$

A continuación se ofrece la definición de equilibrio para ambos esquemas de seguridad social bajo un sistema de financiación de reparto. En todo momento del tiempo los agentes son heterogéneos en la edad  $j$  y en la variable de estado individual  $x$ . La distribución de los individuos de edad  $j$  a lo largo de los distintos estados individuales  $x$  se representa con una medida  $\psi_j$  definida sobre los subconjuntos de espacios de estados individuales  $X$ . De este modo,  $(X, B(X), \psi_j)$  es un espacio de probabilidad donde  $X [0, \infty) \times [0, \infty) \times Z$  es el espacio de estados bajo ambos sistemas de seguridad social y  $B(X)$  es el  $\sigma$ -álgebra de Borel sobre  $X$ . Así, para cada  $B$  en  $B(X)$ ,  $\psi_j(B)$  representa la fracción de agentes con edad  $j$  cuyo estado individual pertenece a  $B$  como una proporción del total de agentes con edad  $j$ . Estos agentes representan una fracción  $\mu_j \psi_j(B)$  del total de agentes en la economía. La distribución de agentes de edad 1 a lo largo de los estados individuales viene dada por una distribución exógena inicial de los *shocks* de productividad laboral, ya que los agentes inicialmente no poseen ningún tipo de activo. La distribución de los agentes de edad  $j = 2, 3, \dots, N$  viene dada recursivamente del siguiente modo:

$$\psi_{j+1}(B) = \int_x P(x, j, B) d\psi_j \quad [12]$$

La función  $P(x, j, B)$  es una función de transición que determina la probabilidad de que un agente de edad  $j$  pertenezca al conjunto  $B$  en el siguiente período, dado que el estado

<sup>10</sup> En BOSKIN *et al.* (Cap. 8, 1986), la pensión mínima se determina con un test de renta media. Nuestra formulación difiere pues la pensión mínima es independiente de la renta laboral y del capital en la jubilación. Sin embargo, la mayoría de los agentes que reciben la pensión mínima en nuestro modelo económico tienen básicamente una renta laboral y de capital igual a cero en la jubilación.

actual del agente es  $x$ . La función de transición viene determinada por las reglas óptimas de decisión del capital y por las probabilidades exógenas de transición sobre los *shocks* de productividad  $z$ <sup>11</sup>.

**Definición.** Un equilibrio de estado estacionario es  $(c(x, j), a(x, j), l(x, j), w, r, K, L, G, T, TR, \theta_j, b(x, j), \tau)$  y distribuciones  $(\psi_1, \dots, \psi_N)$  tales que :

1.  $c(x, j), a(x, j)$  y  $l(x, j)$  resuelven el problema de programación dinámica.

2. Los mercados de inputs son competitivos:  $w = F_2(K, L)$  y  $r = F_1(K, L) - \delta$

3. Los mercados se vacían:

$$(i) \quad \sum_j \mu_j \int_X (c(x, j) + a(x, j)(1 + g)) d\psi_j + G = F(K, L) + (1 - \delta)K$$

$$(ii) \quad \sum_j \mu_j \int_X \dot{a}(x, j) d\psi_j = (1 + n)K$$

$$(iii) \quad \sum_j \mu_j \int_X l(x, j) e(z, j) d\psi_j = L$$

4. Las distribuciones son consistentes con el comportamiento individual:

$$\psi_{j+1}(B) = \int_X P(x, j, B) d\psi_j \text{ para } j = 1, \dots, N-1 \text{ para todo } B \in B(X)$$

5. Se satisface la restricción presupuestaria del gobierno:

$$G = \tau(rK + wL) + T - TR$$

$$T = [\sum_j \mu_j (1 - s_{j+1}) \int_X a(x, j) (1 + r(1 - \tau)) d\psi_j] / (1 + n)$$

$$TR = 0 \text{ para el sistema de EEUU.}$$

$$TR = \sum_{j \geq R} \mu_j \int_{\{x: b > b(a_2, j)\}} (b - b(a_2, j)) d\psi_j \text{ para la propuesta Boskin.}$$

6. Presupuesto de la Seguridad Social equilibrado:

$$w \sum_j \theta_j \mu_j \int_X l(x, j) e(z, j) d\psi_j = \sum_{j \geq R} \mu_j \int_X b(x, j) d\psi_j \text{ sistema de EEUU.}$$

$$w \sum_j \theta_j \mu_j \int_X l(x, j) e(z, j) d\psi_j = \sum_{j \geq R} \mu_j \int_X b(a_2, j) d\psi_j \text{ propuesta Boskin}$$

En la definición anterior, las condiciones 1-4 son estándar. Por tanto, nos centramos en las otras dos condiciones. La condición 5 establece que en cada período el consumo del gobierno  $G$  debe ser igual a la recaudación de impuestos más el valor agregado de las herencias accidentales  $T$ , que el gobierno grava completamente, menos las transferencias agregadas,  $TR$ . En la propuesta Boskin hay transferencias  $TR$  financiadas con los impuestos generales, algo que no ocurre en el sistema de EEUU. Las transferencias en la propuesta Boskin deben ser iguales a la suma de la diferencia entre la pensión de la seguri-

<sup>11</sup> La función de transición es  $P(x, j, B) = \text{Prob}(\{z' : (a(x, j); \bar{e}'; z') \in B\} | z)$  bajo el sistema de  $U$ s y  $P(x, j, B) = \text{Prob}(\{z' : (a(x, j); a_2', z') \in B\} | z)$  bajo el sistema de la propuesta Boskin. La probabilidad relevante es la probabilidad condicionada que describe el comportamiento del proceso de Markov  $z$ .

dad social y la pensión mínima para todos los individuos de la población, cuando la pensión de seguridad social está por debajo de la pensión mínima. La condición 6 establece que la seguridad social debe financiarse en base a un sistema de reparto con un impuesto sobre la renta, tanto bajo el sistema de EEUU como bajo la propuesta Boskin. Bajo la propuesta Boskin, sólo las pensiones contributivas son financiadas con un impuesto sobre la renta.

### 3. Calibración

En esta sección explicamos cómo se han seleccionado los parámetros del modelo económico. En primer lugar, especificamos las preferencias, la tecnología, y los parámetros demográficos. En segundo lugar, parametrizamos el proceso de dotaciones de trabajo. Por último, parametrizamos cada uno de los sistemas de seguridad social.

#### 3.1. Preferencias, tecnología y demografía

Los parámetros de las preferencias ( $b, \sigma, \nu$ ) se fijan utilizando un modelo donde cada período representa 1 año. Seguimos a Ríos-Rull (1996) en la fijación de estos parámetros. El factor de descuento  $\beta$  se fija igual al estimado en Hurd (1989). Este valor del factor de descuento, junto con los valores decrecientes de la probabilidad de supervivencia, es capaz de generar un perfil del consumo con forma de U invertida a lo largo del ciclo vital. Los parámetros ( $\sigma, \nu$ ) determinan la elasticidad de sustitución intertemporal del consumo. Esta elasticidad es  $(1/1 - \nu(1 - \sigma))$  y es igual a 0,75 para los valores de los parámetros que aparecen en la Tabla I. Este valor está en el rango de valores estimado por algunos de los estudios microeconómicos revisados en Auerbach y Kotlikoff (1987) y en Prescott (1986)<sup>12</sup>. En modelos de agente de vida infinita, el parámetro del ocio  $\nu$  se suele fijar de manera tal que un tercio del tiempo es dedicado al mercado de trabajo en el estado estacionario<sup>13</sup>. En los modelos de ciclo vital, no hay una relación simple entre el parámetro del ocio y la fracción de tiempo dedicada al mercado de trabajo. Sin embargo, encontramos, al igual que Ríos-Rull (1996), que con los parámetros de la Tabla 1, los agentes con edad inferior a 65 años dedican, en media, un 31-32% de su tiempo al mercado de trabajo. Esto ocurre incluso si la cantidad de tiempo dedicada al mercado de trabajo a lo largo del ciclo vital varía con la edad.

Los parámetros de la tecnología ( $A, \alpha, \delta, g$ ) se fijan como sigue. La participación del capital en el producto total  $\alpha$  se fija siguiendo las estimaciones de Prescott (1986). El nivel tecnológico  $A$  puede normalizarse libremente, por lo que fijamos su valor de manera tal que, cuando el ratio capital-producto es igual a 3,0, la tasa salarial es igual a 1,0. Utilizando  $\alpha = 0,36$ , esta elección genera el valor de  $A$  en la Tabla 1. La tasa de depreciación  $\delta$  se fija

<sup>12</sup> Véase RÍOS-RULL (1996) para un análisis de la importancia de este parámetro en la producción de ratios capital-producto realistas en los modelos de ciclo vital.

<sup>13</sup> GHEZ y BECKER (1975) y JUSTER y STAFFORD (1991) estiman esta fracción.

igual a la estimada por Stokey y Rebelo (1995). La tasa de progreso tecnológico  $g$  se ajusta a la tasa de crecimiento media del PNB per capita del período 1959-94<sup>14</sup>.

TABLA 1  
PARÁMETROS DEL MODELO

$\beta$	$\sigma$	$\nu$	$A$	$\alpha$	$\delta$	$g$	$N$	$n$	$s_j$
1,011	2,0	0,33	0,895944	0,36	0,06	0,021	81	0,012	US 1994

Los parámetros demográficos ( $N$ ,  $s_j$ ,  $n$ ) se fijan usando un modelo en el que un período equivale a 1 año. De esto modo, los agentes nacen a la edad de 20 (en el modelo es el período 1) y viven un máximo de 100 años (en el modelo corresponde al período 81). La tasa de crecimiento de la población  $n$  se fija igual a la tasa de crecimiento media de la población en EEUU en el período 1959-94, tal y como aparece en el Statistical Abstract de EEUU (1995, Tabla 2, p.8). Las probabilidades de supervivencia se fijan igual a la probabilidad de supervivencia de los varones para el año 1994 calculadas por la Administración de la Seguridad Social<sup>15</sup>.

En el modelo económico fijamos el gasto del gobierno igual a una fracción fija del output. De acuerdo con el Survey of Current Business (1994, Tabla 1, y 1995, Tabla 1.1), cuando el gasto del gobierno se define como el gasto del gobierno federal y del gobierno local, el gasto representa, en media, un 19,5% del producto para los años 1959-1994. Por tanto, fijamos  $G/Y = 0,195$  en el modelo. La tasa impositiva  $\tau$  se fija de manera endógena para cubrir el gasto del gobierno neto de los ingresos procedentes de los impuestos. Bajo el sistema Boskin, la tasa impositiva se fija de manera que sea posible financiar la misma senda de gasto público que bajo el sistema de seguridad social de EEUU. Por supuesto, la tasa impositiva se fija también para cubrir las pensiones de seguridad social de aquellos agentes cuya anualidad esté por debajo de la pensión mínima.

### 3.2. Dotaciones de trabajo y unidades eficientes

Consideramos un proceso para las dotaciones de trabajo en el que el logaritmo natural de la dotación de trabajo del agente de edad  $j$  en unidades eficientes ( $y_j$ ) revierte a tasa  $\gamma$  a la media del logaritmo de la dotación de los agentes de edad  $j$ . Este proceso, así como la función de dotación de trabajo  $e(z, j)$ , es como sigue:

$$y_j - \bar{y}_j = \gamma(y_{j-1} - \bar{y}_{j-1}) + \epsilon_j \quad [13]$$

<sup>14</sup> Los datos del PNB pertenecen al Survey of Current Business (1996, Table 2, p. 110). Los datos de la población pertenecen al Statistical Abstract of de U.S. (1995, Tabla 2, p. 8).

<sup>15</sup> Nuestro agradecimiento a Jagadeesh Gohkale por proporcionarnos los datos.

donde  $\epsilon \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$ ,  $y_1 \sim N(\bar{y}_1, \sigma_{y_1}^2)$ ; y

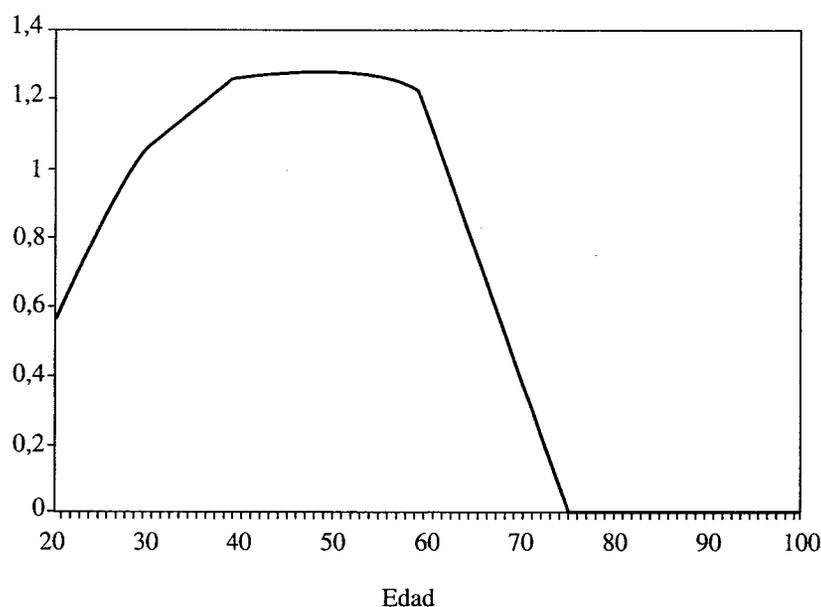
$$e(z, j) = \exp^{(z + \bar{y}_j)} \quad [14]$$

donde  $Z \equiv y_j - \bar{y}_j$

Los parámetros del proceso de dotaciones de trabajo se fijan como sigue. En primer lugar, fijamos un perfil de la media del logaritmo de las dotaciones que encaje con el perfil de unidades de trabajo eficientes de sección cruzada estimado por Hansen (1993)<sup>16</sup>. Este perfil aparece en la Figura 1.

FIGURA 1

PERFIL DE SALARIOS



FUENTE: HANSEN (1993)

En segundo lugar, necesitamos fijar valores para los parámetros. Puesto que la tasa salarial real  $w$  por unidad de trabajo eficiente es común a todos los agentes, el proceso de dotaciones de trabajo es equivalente a un proceso de salarios individuales específicos. Esto sugiere que podemos fijar estos parámetros utilizando datos de (i) la magnitud y persistencia de los *shocks* salariales individuales específicos y (ii) la concentración de los salarios. Sin embargo, no tenemos datos sobre la magnitud y persistencia de los *shocks* del logaritmo del salario, a pesar de que existen estudios que miden la concentración de los salarios. Por este motivo, consideraremos un método indirecto para fijar estos parámetros.

<sup>16</sup> Hansen estima la tasa de salario media en datos de sección cruzada para varones de diferentes edades. Nosotros utilizamos sus valores para el grupo de edad central e interpolamos linealmente para conseguir el resto de los valores. Para los agentes con 75 años la dotación de trabajo en unidades eficientes se fija igual a cero.

Consideramos dos especificaciones para el proceso de salarios. En la especificación de «*shock* no idiosincrático», los agentes nacen con diferencias en su nivel de habilidad que se mantienen a lo largo de sus vidas. Así, fijamos  $(\gamma, \sigma_\epsilon^2) = (1.0, 0.0)$ . El otro parámetro,  $\sigma_{y1}^2$  se elige de manera que el coeficiente de Gini de la distribución de salarios se ajuste a las estimaciones recientes del coeficiente de Gini de los salarios en EEUU para datos de sección cruzada. A este respecto, Ryscavage (1994) proporciona un coeficiente de Gini de los salarios para todos los receptores de renta igual a 0,345 en 1989. Elegimos  $\sigma_{y1}^2 = 0,376$ , de manera que el coeficiente de Gini de los salarios sea igual a 0,35 para los agentes de nuestra economía con edad inferior a 65<sup>17</sup>.

En la especificación del «*shock* idiosincrático» los agentes experimentan *shocks* idiosincráticos en cada período de su vida. Utilizamos el siguiente procedimiento para fijar los valores de los parámetros. En primer lugar, fijamos  $\sigma_{y1}^2 = 0,27$ <sup>18</sup>. En segundo lugar, para elecciones alternativas de  $\sigma_\epsilon^2$ , seleccionamos valores de  $\gamma$  que producen un coeficiente de Gini de los salarios de los agentes con edad inferior a 65 igual a 0,35. Finalmente, para cada par  $(\gamma, \sigma_\epsilon^2)$  computamos los equilibrios en el modelo con el sistema de seguridad en EEUU y simulamos los datos de ganancias a partir de estas economías. Utilizamos los datos artificiales generados por el modelo para estimar, por mínimos cuadrados ordinarios, los parámetros de una regresión sobre la media del proceso de renta<sup>19</sup>. Seleccionamos el par  $(\gamma, \sigma_\epsilon^2)$  que genera un parámetro en la regresión sobre la media igual al estimado en la literatura de rentas laborales.

En base a este procedimiento, elegimos  $(\gamma, \sigma_\epsilon^2)$ . La Tabla 2 muestra que estos valores replican las estimaciones recientes de  $\gamma$  por Hubbard *et al.* (1995). Estos autores proporcionan estimaciones para  $\gamma$  iguales a 0,96, 0,95 y 0,96 para hogares con menos de 12 años de educación, 12-15 años de educación y 16 o más años de educación, respectivamente, utilizando datos sobre renta anual desde 1982-1986.

### 3.3. Seguridad social

Bajo el sistema de EEUU, fijamos las pensiones del siguiente modo:

$$b(x, j) = \begin{cases} 0 & j < R \\ b + b(\bar{e}) / (1 + g)^{j-R} & j \geq R \end{cases} \quad [15]$$

<sup>17</sup> Aproximamos cada modelo de salario con un número finito de valores discretos. El *shock*  $z$  en cada modelo toma 21 valores uniformemente espaciados entre  $-4\sigma_{y1}$  y  $4\sigma_{y1}$ . Las probabilidades de transición se calculan integrando el área debajo de la función de distribución normal condicionada en el valor de  $z$ .

<sup>18</sup> Nótese que esta elección implica que, en el modelo económico, el coeficiente de Gini de las ganancias para los agentes más jóvenes es igual a 0,306. Esto está por encima de las estimaciones de SHORROCKS (1980), que presenta un valor de 0,268. Tomamos este valor como una cota inferior, pues los hogares con ganancias cero son excluidos de la muestra.

<sup>19</sup> Las estimaciones de los parámetros  $\hat{\gamma}$  y  $\hat{\sigma}$  se hacen para los agentes de edades comprendidas entre los 20 y los 64 años. Los agentes con renta cero se excluyen de la muestra. Los valores entre paréntesis corresponden a los errores estándar.

TABLA 2

## ESTIMACIONES PARA EL PROCESO DE RENTA

Salario $\sigma_{\epsilon}^2$	Salario $\gamma$	Renta $\hat{\gamma}$	Renta $\hat{\sigma}_{\epsilon}^2$	R <sup>2</sup>
0,010	0,992	0,9804 (0,0004)	0,0659	0,8999
0,015	0,985	0,9634 (0,00047)	0,0868	0,8703
0,020	0,978	0,9432 (0,00055)	0,1116	0,8328

En esta especificación las pensiones se pagan en el momento que se produce la jubilación a la edad  $R = 46$  (en la vida real la edad es 65). En cualquier momento del tiempo, todos los agentes que han superado la edad de jubilación reciben una pensión con dos componentes, el primer componente es común a todos ellos,  $b$ , y el segundo componente,  $b(\bar{e})$ , depende de su renta. La parte de la pensión que depende de la renta se paga como una anualidad constante. A medida que transformamos las variables dividiéndolas por el nivel tecnológico, el término  $(1+g)^{j-R}$  aparece en el denominador, incluso aunque este componente de las pensiones es constante en términos reales después de la jubilación para una persona determinada.

Calibramos el componente común de la pensión  $b$  basándonos en los beneficios de asistencia médica y de hospitales de la seguridad social. Estos beneficios son recibidos por todos los miembros cualificados del sistema de seguridad social en EEUU, independientemente de su historial de renta. A lo largo del período 1990-94 los pagos medios por persona de más de 20 años en concepto de asistencia médica y hospitalaria representaron un 4,7% y 7,72% del PNB, respectivamente<sup>20</sup>. Por tanto, el beneficio común se fija igual a  $b = 0,1242Y$ , donde  $Y$  es el PNB per capita. Somos conscientes de que en la economía de nuestro modelo nos abstraemos del riesgo de enfermedad que este componente de la seguridad social contribuye a asegurar. Evidentemente, un modelo más completo incluiría estos riesgos así como un pago de pensiones contingente a la realización de los *shocks* de salud.

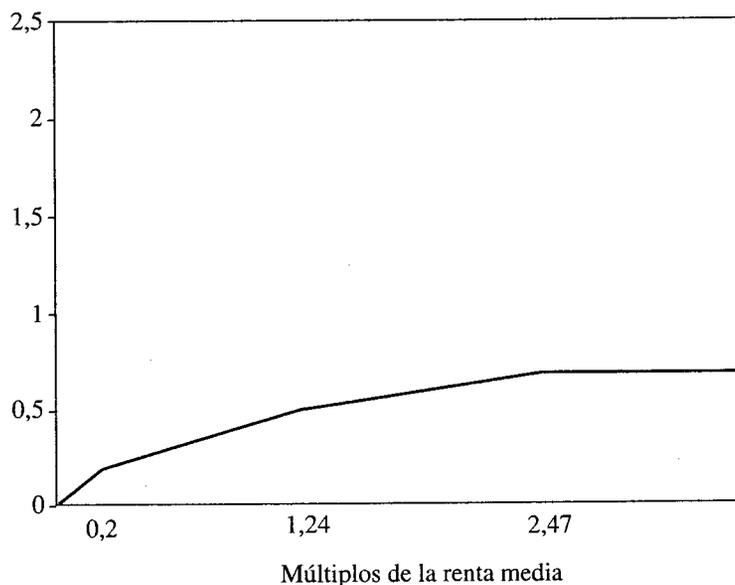
El componente de la pensión relacionado con la renta se calibra para la fórmula de pensiones de ese mismo período. La relación entre la renta media pasada ( $\bar{e}$ ) y la pensión viene dada en la Figura 2. Como se observa en esta Figura, el componente de la pensión relacionado con la renta es una función cóncava de la renta media pasada.

Calculamos  $\bar{b}(e)$  como sigue. En EEUU la pensión por jubilación se denomina *primary insurance amount* (PIA). La PIA se relaciona con una media mensual indexada de la renta (AIME). En 1994 la PIA era igual al 90% de los primeros 422 dólares de la AIME, más el 32% de los siguientes 2.123 dólares y más el 15% del resto hasta 2.545 dólares. Los valo-

<sup>20</sup> 1. *Statistical Supplement of the Social Security Bulletin* (1996, Tablas 8.A.1 y 8.A.2) y *Economic Report of the President* (1996, Tablas B1 y B30).

FIGURA 2

COMPONENTES DE LA PENSIÓN DE SEGURIDAD SOCIAL:  
PARTE RELACIONADA CON LA RENTA Y PARTE DE BENEFICIOS



res de la renta en los que cambia el porcentaje se denominan *bend points*. Calculamos estos *bend points* para la renta media en cada uno de los años del período 1990-94. Los puntos aparecen, en media, en 0,2 y 1,24 por la renta media<sup>21</sup>. Después de algunas enmiendas a la legislación de la Seguridad Social en 1977, los *bend points* han sido incrementados automáticamente de forma proporcional a la renta media.

Recuérdese que sólo la renta hasta un nivel máximo  $e_{max}$  se utiliza para computar la variable de renta media pasada  $\bar{e}$ . Por tanto, necesitamos fijar este parámetro. En el sistema de seguridad social de EEUU, este máximo es en media 2,47 veces la renta media a lo largo del período 1990-94, por lo que fijamos  $e_{max}$  igual a 2,47 veces la renta media por persona<sup>22</sup>.

Bajo la propuesta Boskin, las pensiones se determinan por la mayor de las siguientes cantidades: la anualidad  $b(a_2, j)$ , que es constante en términos reales y es proporcional al valor de los impuestos pagados  $a_2$  hasta el momento de la jubilación, y la pensión mínima  $\underline{b}$ :

$$b(x, j) = \begin{cases} 0 & j < R \\ \max \{ \underline{b}, b(a_2, j) \} & j \geq R \end{cases} \quad [16]$$

<sup>21</sup> *Social Security Bulletin* (1993, 1994).

<sup>22</sup> *Social Security Handbook* (1995). *Social Security Bulletin* (1993, 1994).

Fijamos los parámetros como sigue. En primer lugar, la edad de recepción de los beneficios de jubilación  $R$ , así como el impuesto de seguridad social  $\theta$  se fijan iguales a los valores del modelo económico con el sistema de seguridad social de EEUU. En segundo lugar, se consideran varios valores para la pensión mínima, que varían entre cero multiplicado por la producción ( $\underline{b} = 0,0Y$ ) y 0,35 veces del producto por persona ( $\underline{b} = 0,35Y$ ). En tercer lugar, debe fijarse el factor de proporcionalidad  $C$  que determina la anualidad, donde  $b(a_2, j) = Ca_2 / (1 + g)^{j-R}$ . Dada la transformación de las variables que hemos realizado, para una persona determinada los beneficios corregidos crecen a tasa  $g$  a lo largo del tiempo, incluso si los beneficios no corregidos son constantes en términos reales. El factor de proporcionalidad  $C$  se fija entonces de tal manera que los pagos del período realizados en concepto de pensiones a los jubilados sean iguales a la recaudación del período a través de los impuestos de la seguridad social (condición 6 en la definición del equilibrio).

#### 4. Resultados

Los resultados se presentan en dos subsecciones. Primero presentamos algunas características generales del modelo económico. A continuación analizamos los efectos distributivos, que constituyen el objetivo principal de este artículo. Los detalles sobre la computación de los resultados aparecen en el apéndice.

##### 4.1. Características generales

Las Tablas 3 y 4 describen algunas de las características generales del modelo económico. Merece la pena fijarse en algunos aspectos. En primer lugar, para niveles bajos de la pensión mínima, el capital ( $K$ ) y trabajo ( $L$ ) agregados bajo el sistema de EEUU están por debajo de los de la propuesta Boskin, mientras que para niveles relativamente altos de la pensión mínima ( $\underline{b} = 0,35Y$ ), sucede lo contrario. Sin embargo, se observa que los agregados económicos así como los precios de los factores no difieren demasiado entre los estados estacionarios. Una razón intuitiva para que esto ocurra es que la cantidad de redistribución intergeneracional es similar bajo el sistema de EEUU y bajo las distintas versiones de la propuesta Boskin que nosotros estudiamos. La redistribución intergeneracional es bastante similar debido a que los impuestos de seguridad social son idénticos en los dos estados estacionarios y debido también a que el sistema de financiación es siempre de reparto.

En segundo lugar, se observa que bajo la propuesta Boskin un aumento en la pensión mínima siempre reduce el capital y trabajo agregados. La reducción en el capital agregado está relacionada con el aumento del impuesto sobre la renta que se necesita para financiar las transferencias a un porcentaje creciente de agentes para los cuales la pensión cae por debajo de la pensión mínima<sup>23</sup>. Nótese que para  $\underline{b} = 0,35Y$  este porcentaje es aproxi-

<sup>23</sup> Por ejemplo, las transferencias necesarias para financiar  $\underline{b} = 0,35Y$  son del orden de 1.3-1.4% del PNB en el caso del *shock* idiosincrático. Esto resulta en un impuesto sobre la renta de 18,7% en el caso de la pensión mínima igual a cero y de 22,3% en el caso de  $\underline{b} = 0,35Y$ .

madamente del 60% tanto en el caso del *shock* idiosincrático como en el caso del *shock* no ideosincrático. Una razón para justificar la reducción en el trabajo agregado, es simplemente que cuando la pensión mínima aumenta, los agentes de habilidad baja reducen la fracción de tiempo que dedican al mercado de trabajo (véase sección 4.2.2.). Esto sucede porque los agentes de habilidad baja, que van a recibir la pensión mínima con certeza, dejan de obtener beneficios marginales por cada unidad adicional de cotizaciones a la seguridad social.

TABLA 3

## CARACTERÍSTICAS GENERALES -SHOCKS NO IDIOSINCRÁTICOS

	K/Y	L	Fracción de tiempo trabajado	r	Gini renta	% de individuos jubilados con pensión mínima
Sistema de EEUU	2,91	0,396	0,314	6,4	0,40	—
Propuesta de Boskin						
$b = 0,0Y$	2,96	0,411	0,330	6,2	0,39	0,0
$b = 0,15Y$	2,94	0,407	0,324	6,2	0,40	15,6
$b = 0,25Y$	2,89	0,401	0,315	6,5	0,40	41,0
$b = 0,35Y$	2,81	0,391	0,307	6,8	0,41	59,2

Es importante señalar que el modelo económico es capaz de aproximar algunas características sobre la distribución de algunas variables de la economía de EEUU. En concreto, la Tabla 4 muestra que bajo el sistema de EEUU, el modelo económico es capaz de aproximar el índice de Gini de la renta en EEUU estimado por Ryscavage (1995)<sup>24</sup>. Para una discusión sobre la medida en que modelos económicos similares pueden ajustarse a las características de la distribución de riqueza y ahorro, véase Huggett (1996) y Huggett y Ventura (1997).

## 4.2. Efectos distributivos de la reforma

El análisis de los efectos distributivos se centra en primer lugar en los cambios en el bienestar y, posteriormente, en la distribución del consumo y trabajo a lo largo del ciclo vital producida por la propuesta Boskin.

<sup>24</sup> El concepto de renta utilizado es renta laboral más rentas del capital antes de impuestos, más transferencias de la seguridad social. Utilizando datos del *Consumer Population Survey* y con una definición de renta equivalente, RYSCAVAGE (1995) presenta un coeficiente de Gini medio de 0,43 para el período 1990-1995.

TABLA 4

## CARACTERÍSTICAS GENERALES -SHOCKS IDIOSINCRÁTICOS

	K/Y	L	Fracción de tiempo trabajado	r	Gini renta	% de individuos jubilados con pension mínima
Sistema de EEUU	3,06	0,413	0,312	5,8	0,43	—
Propuesta de Boskin						
$\underline{b} = 0,0Y$	3,11	0,434	0,329	5,6	0,43	0,0
$\underline{b} = 0,15Y$	3,08	0,429	0,322	5,7	0,43	12,7
$\underline{b} = 0,25Y$	3,02	0,421	0,312	6,0	0,44	39,1
$\underline{b} = 0,35Y$	2,95	0,413	0,306	6,2	0,44	58,8

## 4.2.1. Variaciones compensatorias

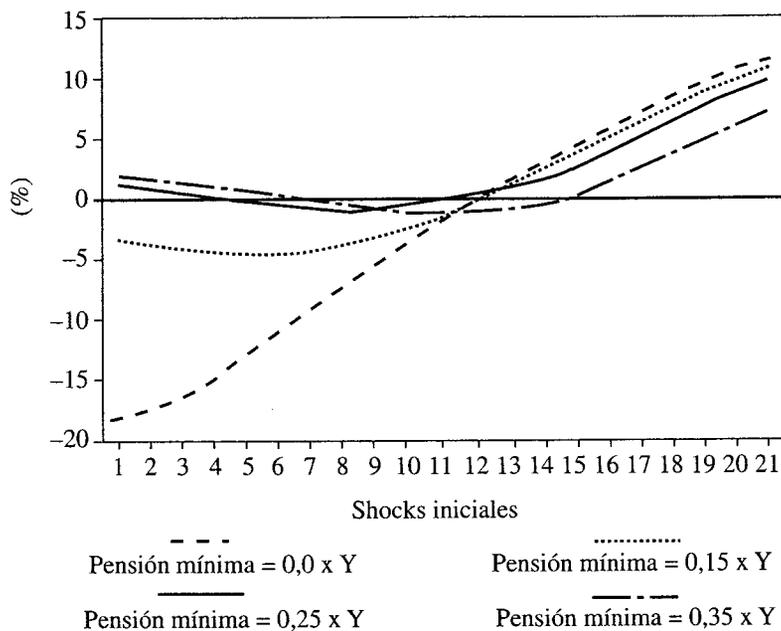
Analizamos los efectos sobre el bienestar calculando las variaciones compensatorias para los agentes que nacen con niveles de habilidad distintos. La variación compensatoria es igual al porcentaje en que debe aumentarse o reducirse el consumo en cada período del ciclo vital bajo la propuesta Boskin, para dejar a un agente dado con la misma utilidad que con el sistema de EEUU multiplicado por  $-1$ . Así, nuestra medida es negativa si un agente experimenta una pérdida de bienestar al implantar la propuesta Boskin y es positiva si el agente experimenta una ganancia de bienestar.

En la Figura 3 se muestran las ganancias de bienestar para distintos niveles del logaritmo de la habilidad innata. Recuérdese que en nuestra economía, los agentes nacen con una edad equivalente a 20 años de la vida real. El nivel de habilidad 1 es el más bajo, mientras que el nivel de habilidad 21 es el más alto. Recuérdese de la sección 3.2. que estos niveles de habilidad están uniformemente espaciados en una escala logarítmica y que varían entre cuatro desviaciones típicas por debajo de la media ( $-4\sigma$ ) y cuatro desviaciones típicas por encima de la media ( $4\sigma$ ). Si el logaritmo de la habilidad se distribuye normalmente y se centra en el nivel de habilidad 11, la mayoría de los agentes tienen un nivel de habilidad cercano a la habilidad mediana.

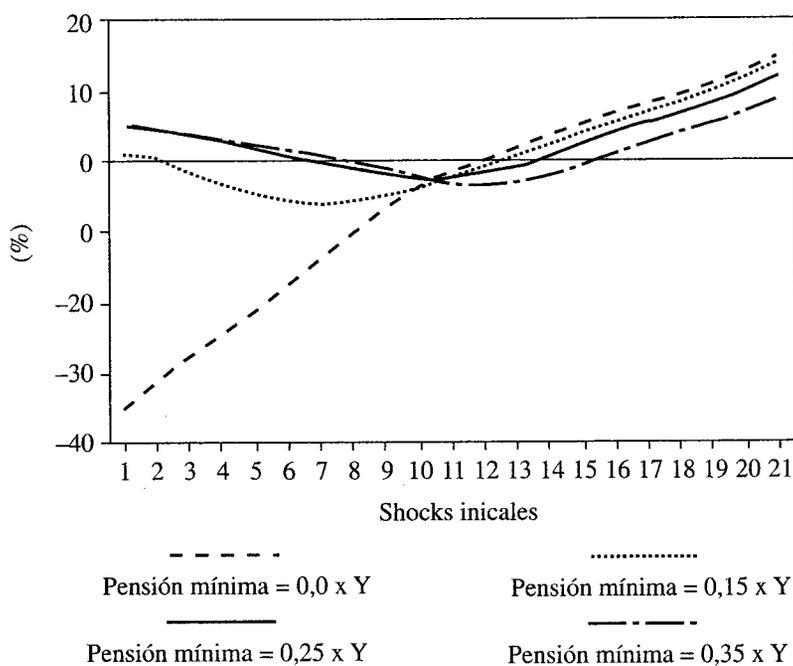
Las Figuras 3a y 3b muestran claramente que, cuando la pensión mínima es cero, los agentes de habilidad alta son los grandes ganadores bajo la propuesta Boskin, mientras que los agentes de habilidad baja son los grandes perdedores. Con una pensión mínima igual a cero, las magnitudes de los cambios en el bienestar para los agentes con niveles de habilidad bajo y alto son bastante sorprendentes. Los agentes de habilidad alta experimentan una ganancia en el consumo del 10-15% en cada período, mientras que los agentes con habilidad baja experimentan una pérdida de bienestar del 15-35% de reducción en el consumo cada período. En la sección 4.2.2. documentaremos los cambios en los perfiles de consumo y trabajo a lo largo del ciclo vital que dan lugar a los efectos distributivos reflejados en las Figuras 3ay 3b. Con niveles más altos de la pensión mínima,

FIGURA 3

(A) VARIACIONES COMPENSATORIAS. INCERTIDUMBRE IDIOSINCRATICA. SISTEMA DE EEUU VS. PROPUESTA BOSKIN



(B) VARIACIONES COMPENSATORIAS. INCERTIDUMBRE NO IDIOSINCRATICA. SISTEMA DE EEUU VS. PROPUESTA BOSKIN



los agentes de habilidad baja y los agentes de habilidad alta experimentan una ganancia de bienestar, pero los agentes con nivel de habilidad mediana siempre sufren una pérdida de bienestar. Por esta razón, los efectos distributivos dan lugar a la curva en forma de U que se muestra en las Figuras 3a y 3b.

Resulta interesante tratar de obtener alguna intuición sobre qué características de la economía determinan estos efectos distributivos. Los cambios en la redistribución, cambios en las distorsiones y cambios en el seguro, así como los efectos de equilibrio general sobre los precios de los factores a que estos tres efectos anteriores dan lugar, parecen buenos candidatos. Encontramos que las diferencias en los precios de los factores no son responsables de la mayoría de los patrones observados. Hemos verificado que cuando los precios de los factores se mantienen iguales a su valor en el sistema de EEUU, los resultados son casi indistinguibles de los que aparecen en las Figuras 3a y 3b. Este ejercicio podría considerarse como un cálculo de los cambios en el bienestar bajo el supuesto de una economía abierta. Creemos que las diferencias en las distorsiones no son responsables de los cambios en los patrones de la Figura 3<sup>25</sup>. Hemos verificado que cuando mantenemos el número de horas trabajadas fijas a lo largo del ciclo vital para todos los agentes y calculamos el equilibrio bajo ambos sistemas de seguridad social, las variaciones compensatorias son bastante parecidas a las de la Figura 3. Esto ocurre tanto cuando mantenemos el perfil de oferta de trabajo perfectamente plano a lo largo de la vida laboral como cuando fijamos el perfil laboral igual al perfil laboral medio calculado bajo el sistema de EEUU. Estos experimentos equivalen a escoger funciones de utilidad específicas —en algunos casos funciones— variantes con el tiempo. De este modo, eliminamos cualquier posibilidad de efecto distorsionador del sistema de seguridad social sobre la oferta de trabajo, pues la oferta de trabajo es completamente exógena<sup>26</sup>.

Presumimos que las diferencias en redistribución entre los distintos equilibrios son lo suficientemente importantes como para explicar los patrones de la Figura 3. Bajo la propuesta Boskin, con una pensión mínima igual a cero, las pensiones son proporcionales al valor acumulado de las cotizaciones realizadas. De este modo, los agentes de habilidad baja pierden la redistribución procedente del esquema de pensiones cóncavo, así como los beneficios de seguro de asistencia sanitaria y hospitalaria del sistema de EEUU. Esto justifica la pérdida de bienestar de los agentes de habilidad baja y las ganancias de bienestar de los agentes de habilidad alta. Con niveles más altos de la pensión mínima el impuesto sobre la renta debe aumentar para pagar los mayores beneficios de la pensión mínima. Esto reduce las ganancias de bienestar de los agentes de habilidad alta que pagan estos impuestos, pero que muy difícilmente se encontrarán en el nivel de la pensión mínima. Los agentes de habilidad baja pueden experimentar una ganancia de bienestar si el aumento en el nivel de la pensión mínima compensa el efecto negativo de aumento de los impuestos sobre la renta necesario para financiar estas pensiones mínimas. Las Figuras 3a y 3b indican que los agentes de habilidad mediana (e.g. nivel de habilidad 11) no ganan participando en ninguna de las versiones de la propuesta Boskin.

---

<sup>25</sup> Creemos que el trabajo no es especialmente importante para determinar el patrón observado en la Figura 3, a pesar de que en la Sección 4.2.2. dijimos que la oferta de trabajo a lo largo del ciclo vital cambia mucho entre los distintos sistemas de seguridad social que estamos estudiando.

<sup>26</sup> Todos los cálculos que hemos discutido en este párrafo están disponibles para quienes los soliciten.

A continuación proponemos una medida del bienestar agregado en el estado estacionario que nos permite determinar las posibilidades de adoptar la propuesta Boskin en lugar del sistema de EEUU. Para ello, creamos una medida del bienestar social que es una media ponderada de las utilidades de los agentes de distinto tipo al nacer, donde la ponderación de cada tipo es igual a la proporción de ese tipo sobre la población total en el momento de nacer<sup>27</sup>.

Utilizando esta medida de bienestar, las variaciones compensatorias se calculan y se presentan en la Tabla 5. Dado que la habilidad al nacer es incierta, esta variación compensatoria se puede interpretar como el porcentaje de pérdida o ganancia (en términos de consumo de cada período) que un agente recibe viviendo bajo la propuesta Boskin en relación con lo que obtiene viviendo bajo el sistema de EEUU. La Tabla 5 muestra que, a pesar de las importantes ganancias de bienestar para algunos agentes, que se reflejan en la Figura 3, la medida de bienestar agregado no es nunca positiva para los niveles de pensión mínima considerados<sup>28</sup>. La Tabla 5 también muestra que en el momento de nacer la mayoría de los agentes de la economía experimentan una pérdida de bienestar bajo cualquier versión de la propuesta Boskin.

TABLA 5

GANANCIAS AGREGADAS DE BIENESTAR Y AGENTES  
CON PERDIDA DE BIENESTAR AL NACER

Modelo económico	<i>Shocks</i> no idiosincráticos		<i>Shocks</i> idiosincráticos	
	Cambio bienestar de agentes Ganancias (%)	Pérdidas (%)	Cambio bienestar de agentes Ganancias (%)	Pérdidas(%)
$\underline{b} = 0,0Y$	-3,5	57,9	-2,4	72,5
$\underline{b} = 0,15Y$	-1,9	72,5	-1,3	72,5
$\underline{b} = 0,25Y$	-0,9	80,5	-0,3	72,1
$\underline{b} = 0,35Y$	-1,5	80,5	-0,9	88,3

Una conjetura plausible, es que los resultados sobre el bienestar de la Figura 3 y Tabla 5 son ambos debidos a la falta de flexibilidad redistributiva hacia los agentes de habilidad mediana que caracteriza a la propuesta Boskin y no debidos a que las distorsiones sobre la oferta de trabajo sean más onerosas bajo la propuesta Boskin. En concreto, con la adopción de la propuesta de Boskin, los agentes con habilidad mediana pierden la transferencia de

<sup>27</sup> Formalmente, la noción de bienestar es  $\sum_z p(z)V^i(0, 0, z, 1)$ , donde  $p(z)$  denota la fracción de individuos de edad 1 que reciben el *shock*  $z$ , e  $i = \{\text{sistema de US, propuesta Boskin}\}$ .

<sup>28</sup> Un comentario es necesario para interpretar adecuadamente las ganancias de bienestar de la Tabla 5. La comparación de las ganancias de bienestar en la economía con *shock* idiosincrático con las ganancias de bienestar en la economía sin *shock* idiosincrático no proporciona una medida de la posibilidad de seguro de la propuesta Boskin en relación con el sistema en US. La razón de esto es que la varianza de los *shocks* de habilidad difiere al nacer entre las dos economías.

asistencia sanitaria y hospitalaria común del sistema de EEUU, así como una parte de la redistribución de la fórmula de pensiones cóncava que relaciona la pensión con la renta media. En la propuesta Boskin tampoco reciben los beneficios de la pensión mínima o los reciben sólo durante los últimos años de su vida.

A continuación examinamos si nuestros resultados anteriores se alteran cuantitativa o cualitativamente al cambiar exclusivamente el componente de pensiones de jubilación del sistema de seguridad social, manteniendo las transferencias de asistencia sanitaria y hospitalaria en ambos sistemas. Los resultados de este ejercicio se presentan en la Figura 4 y en la Tabla 4<sup>29</sup>. Cualitativamente, las variaciones compensatorias en la Figura 4 son similares a las anteriores. Sin embargo, la magnitud de las ganancias y pérdidas de bienestar cambian bastante. Observamos que (i) la sorprendente pérdida de bienestar de los agentes de habilidad baja con el nivel más bajo de pensión mínima no está presente y (ii) la gran ganancia de bienestar para los agentes de habilidad alta se reduce.

La Tabla 6 muestra cómo, manteniendo la transferencia común de asistencia sanitaria y hospitalaria en la propuesta Boskin, la pérdida de bienestar agregado mostrada previamente se reduce significativamente, sin llegar a cambiar su signo. Sólo en una situación particular (el caso con *shocks* idiosincráticos y pensión mínima  $\underline{b} = 0,25Y$ ), la propuesta Boskin domina al sistema de EEUU en términos de la medida de bienestar agregado. Sin embargo, es importante señalar que para todas las versiones de la propuesta Boskin que hemos estudiado, la mayoría de los agentes sufren una pérdida de bienestar al nacer en relación con el sistema de EEUU. Creemos que esto se debe a (i) la falta de flexibilidad redistributiva hacia los agentes de habilidad mediana que caracteriza a los sistemas de dos niveles como el de la propuesta Boskin, (ii) el hecho de que el sistema de EEUU redistribuye hacia los agentes de habilidad mediana a través de la fórmula de pensiones cóncava, y (iii) el hecho de que la mayoría de los agentes de la economía están cercanos al nivel de habilidad mediana. Es interesante señalar que la mayoría de los agentes sufren una pérdida de bienestar a pesar de los argumentos de algunos de sus defensores (Boskin *et al.* p.147, 1986) sobre la existencia de una ganancia de eficiencia potencial, consecuencia de la reducción de las distorsiones laborales de las cotizaciones a la seguridad social. Esta ganancia de eficiencia potencial surge a medida que los beneficios marginales de la seguridad social están más íntimamente relacionados con los impuestos marginales pagados. Evidentemente, una ganancia de eficiencia potencial no hará que esta propuesta sea popular si no se tienen en cuenta los cambios en la redistribución hacia los agentes de habilidad mediana.

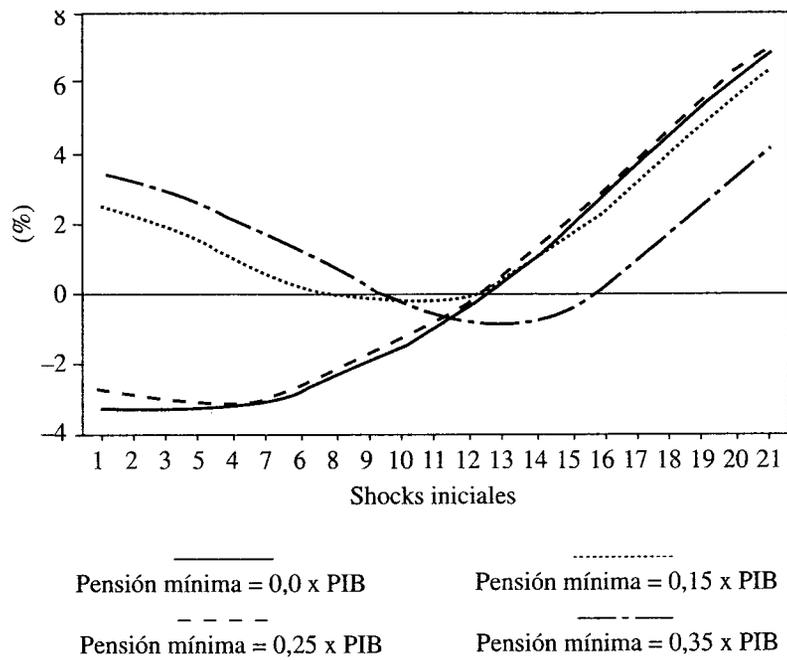
#### 4.2.2. Perfiles de consumo y trabajo

A continuación documentamos cómo los perfiles de consumo y trabajo de sección cruzada difieren bajo el sistema de EEUU y la propuesta Boskin. Estos perfiles están dibujados en las Figuras 5a, 5b, 5c y 6a, 6b, 6c para el caso de incertidumbre no idiosincrática.

<sup>29</sup> Para llevar a cabo estos cálculos, el impuesto sobre la renta en el sistema de US se divide en dos partes ( $\theta_1 + \theta_2 = \theta$ ). La primera parte es la que financia la transferencia común  $b$  en el sistema de EEUU. Una vez que se obtienen las tasas, se mantienen constantes en todos los cálculos para la propuesta Boskin. Nótese que puesto que  $\theta_1$  financia la transferencia común,  $\theta_2$  es la tasa a la cual las rentas laborales se acumulan en el sistema de seguridad social. La pensión de jubilación es entonces igual a  $\max\{\underline{b}, b + b(a_{2j})\}$ .

FIGURA 4

(A) VARIACIONES COMPENSATORIAS. INCERTIDUMBRE IDIOSINCRATICA. SISTEMA DE EEUU VS. PROPUESTA BOSKIN (CON BENEFICIOS DE ASISTENCIA SANITARIA)



(B) VARIACIONES COMPENSATORIAS. INCERTIDUMBRE NO IDIOSINCRATICA. SISTEMA DE EEUU VS. PROPUESTA BOSKIN CON BENEFICIOS DE ASISTENCIA SANITARIA

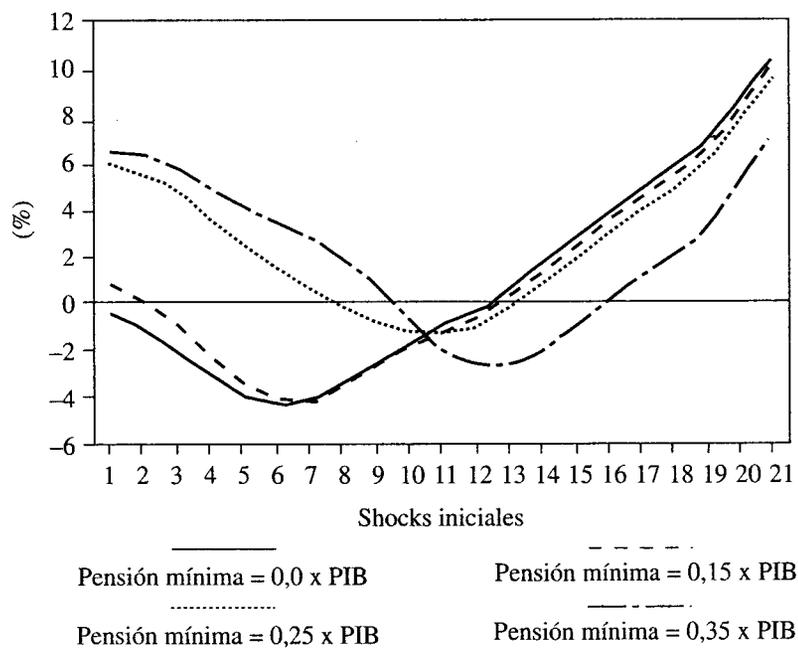


TABLA 6

GANANCIAS AGREGADAS DE BIENESTAR Y AGENTES CON PÉRDIDA DE BIENESTAR AL NACER (BENEFICIOS DE ASISTENCIA SANITARIA Y HOSPITALARIA CONSTANTES)

Modelo económico	<i>Shocks</i> no idiosincráticos		<i>Shocks</i> idiosincráticos	
	Cambio bienestar de agentes Ganancias (%)	Pérdidas (%)	Cambio bienestar de agentes Ganancias (%)	Pérdidas (%)
$\underline{b} = 0,0Y$	-1,3	72,5	-0,80	72,6
$\underline{b} = 0,15Y$	-1,3	72,6	-0,81	72,6
$\underline{b} = 0,25Y$	-0,3	76,1	0,16	64,5
$\underline{b} = 0,35Y$	-0,4	69,0	-0,15	69,0

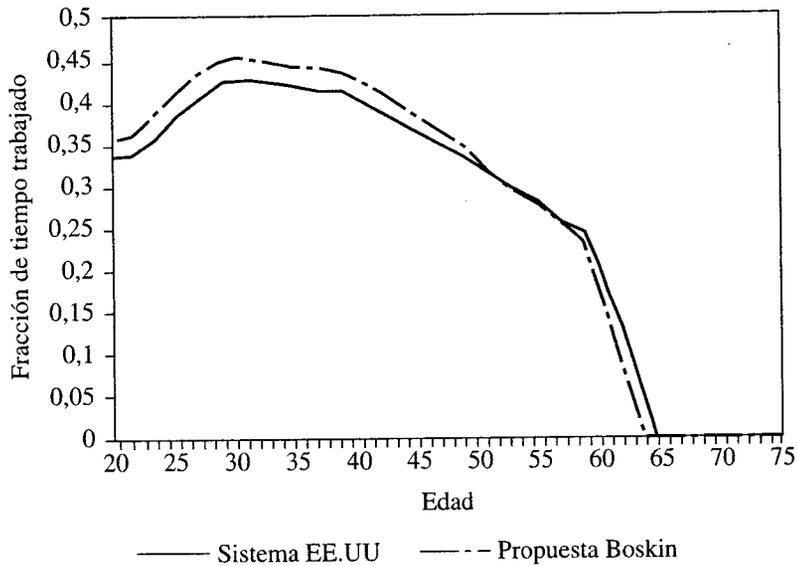
En la Figura 5a se muestra que bajo el sistema de EEUU los agentes asignan una media del 35-40% de su tiempo al mercado de trabajo cuando son jóvenes. Este porcentaje se reduce significativamente a medida que los agentes alcanzan la edad de 65. Los patrones que calculamos para el sistema de EEUU son bastante parecidos a los calculados por Ríos-Rull (1996) en un modelo de este tipo que se abstrae, entre otras cosas, de la estructura del sistema de seguridad social de EEUU. Ríos-Rull demuestra que la fracción de tiempo media asignada al mercado de trabajo en los distintos estados del ciclo vital dentro de su modelo aproxima toscamente el patrón de horas trabajadas medio que calcula utilizando datos de EEUU del Current Population Survey. Ríos-Rull argumenta que el patrón en su modelo está determinado por la variación en la eficiencia del tiempo trabajado a lo largo del ciclo vital. Puesto que seguimos a Ríos-Rull en el uso del perfil de eficiencia calculado por Hansen (1993), previamente presentado en la Figura 1, y en el uso de magnitudes similares para la elasticidad intertemporal de sustitución, los patrones en nuestro modelo con seguridad social y en su modelo sin seguridad social son similares.

Una característica notable de la Figura 5a es que, con pensión mínima cero, hay una diferencia significativa entre el patrón de trabajo de sección cruzada bajo la propuesta Boskin y el que se tiene en el sistema de EEUU. La fracción de tiempo de trabajo media al principio de la vida es más de un 5% superior bajo la propuesta Boskin que bajo el sistema de EEUU. Una conjetura natural es que esto es debido en gran medida a diferencias en los incentivos de trabajo bajo los dos sistemas. Bajo la propuesta Boskin con pensión mínima cero, las pensiones son proporcionales al valor de las cotizaciones que se realizarán en el futuro hasta la edad de jubilación, mientras que en el sistema de EEUU las pensiones dependen de la renta indexada media, y no del *timing* de esta renta a lo largo del ciclo vital. De este modo, bajo la propuesta Boskin los agentes tienen un rendimiento más alto por unidad pagada en concepto de cotizaciones a la seguridad social durante los primeros años de su vida que por unidad pagada en los años posteriores, debido a que los pagos tempranos reportan un interés (sección 2.2.2).

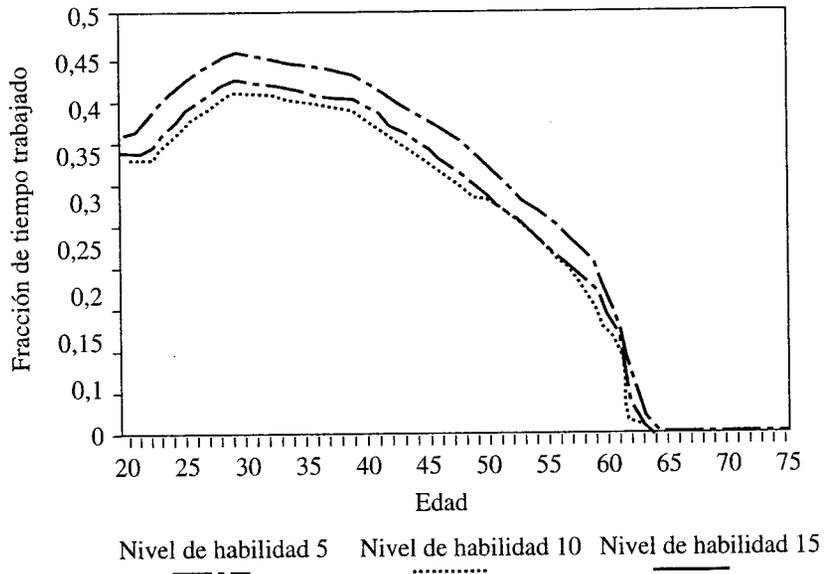
En la Figura 5b se dibuja la distribución de las horas de trabajo para los distintos niveles de habilidad a lo largo del ciclo vital bajo la propuesta Boskin, con una pensión míni-

FIGURA 5

(A) NUMERO MEDIO DE HORAS TRABAJADAS. INCERTIDUMBRE NO IDIOSINCRATICA. SISTEMA DE EEUU. VS. PROPUESTA BOSKIN (PENSION MINIMA = 0).

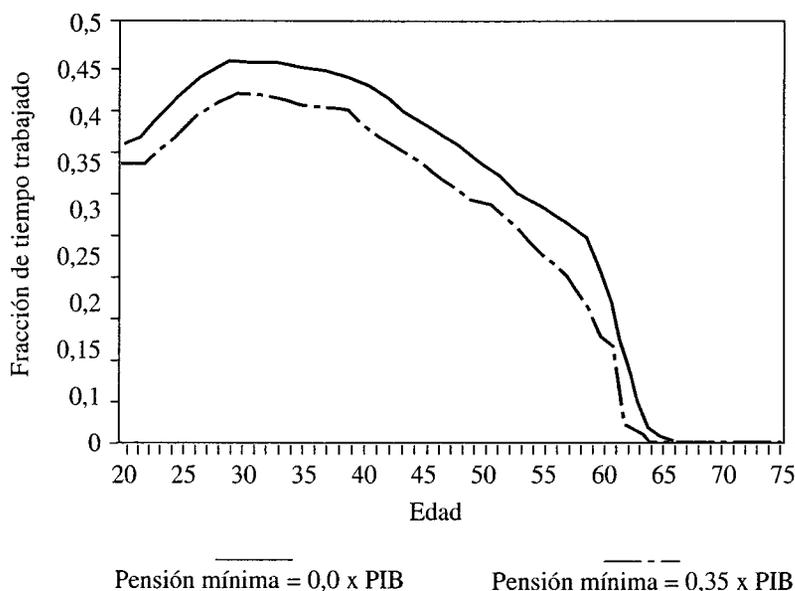


(B) PERFIL DE HORAS TRABAJADAS. INCERTIDUMBRE NO IDIOSINCRATICA (PENSION MINIMA=0.35 x Y)



ma igual al 35% de la renta media de la economía. La Figura 5b demuestra que con un nivel alto de pensión mínima ( $\underline{b} = 0,35Y$ ), incluso en ausencia de incertidumbre idiosincrática, los agentes con habilidad alta trabajan más que los agentes con habilidad baja. La razón de esto es la siguiente. Cuando la pensión mínima aumenta, el rendimiento marginal de una

FIGURA 5 (cont.)

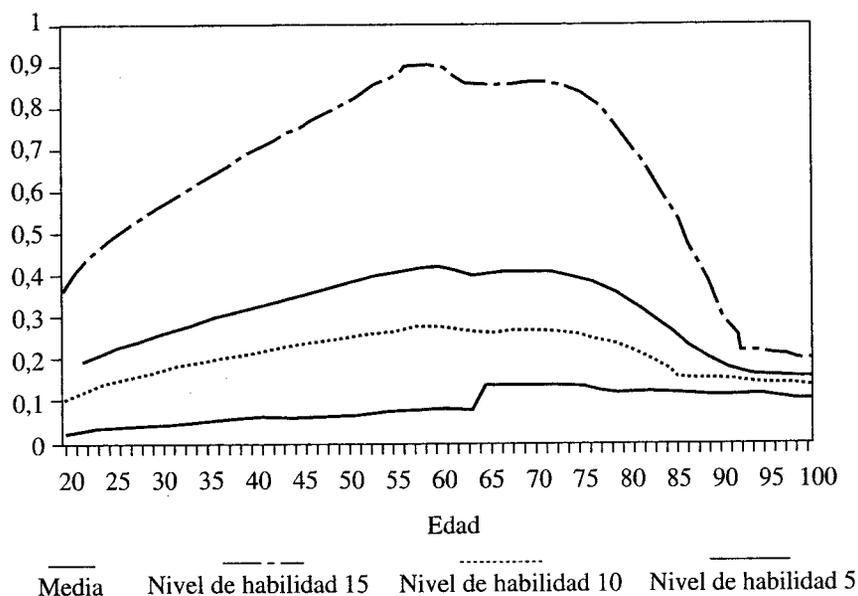
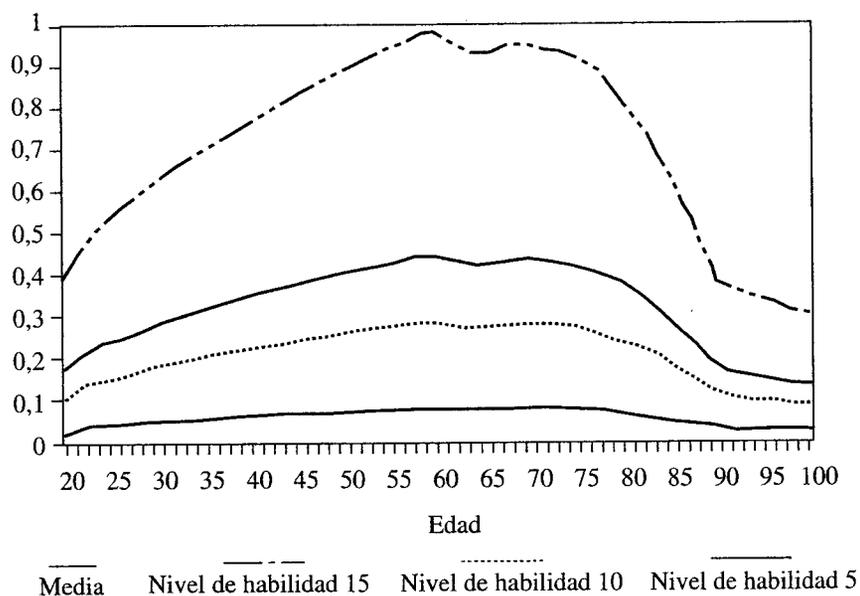
(C) HORAS TRABAJADAS POR LOS AGENTES DE HABILIDAD BAJA.  
INCERTIDUMBRE NO IDIOSINCRÁTICA (NIVEL DE HABILIDAD 5).

unidad pagada en concepto de cotización a la seguridad social difiere entre los agentes. Para los agentes de habilidad alta la lógica explicada arriba se aplica también en este caso, puesto que estos agentes están por encima del nivel mínimo con toda certeza. Sin embargo, los agentes con niveles de habilidad bajos recibirán una pensión que les pone por debajo de la pensión mínima con toda seguridad. De este modo, ellos recibirán un rendimiento marginal igual a cero por todas las contribuciones a la seguridad social. Esto reduce su oferta de trabajo a lo largo del ciclo vital, como observamos en la Figura 5b.

Los efectos negativos de una pensión mínima mayor sobre la oferta de trabajo de los agentes de habilidad baja se confirman también en la Figura 5c. Esta Figura dibuja, para un nivel relativamente bajo de habilidad, la distribución de horas trabajadas bajo la propuesta Boskin con el nivel de pensión mínima más bajo y más alto (cero y 35% de la renta per capita, respectivamente). Observamos que los agentes de habilidad baja reducen significativamente el número de horas trabajadas, en relación con la situación de pensión mínima cero.

En la Figuras 6a y 6c se dibujan los patrones de consumo de sección cruzada. Merece la pena señalar varios aspectos. En primer lugar, con  $\underline{b} = 0,35$  los agentes de habilidad baja experimentan un salto hacia arriba en el consumo en el momento de la jubilación tanto bajo el sistema de EEUU como bajo la propuesta Boskin. Esto se debe a la presencia de restricciones al crédito, que impiden a los agentes tomar prestado en los primeros años de su vida para suavizar el aumento debido las pensiones de jubilación y transferencias en concepto de asistencia médica y hospitalaria. En segundo lugar, nótese que los patrones del consumo de sección cruzada para los agentes de habilidad baja difieren dramáticamente entre el sistema de EEUU y el esquema Boskin con pensión mínima igual a cero a medida que (i) las transferencias de seguridad social son proporcionales a los impuestos pagados y (ii) la

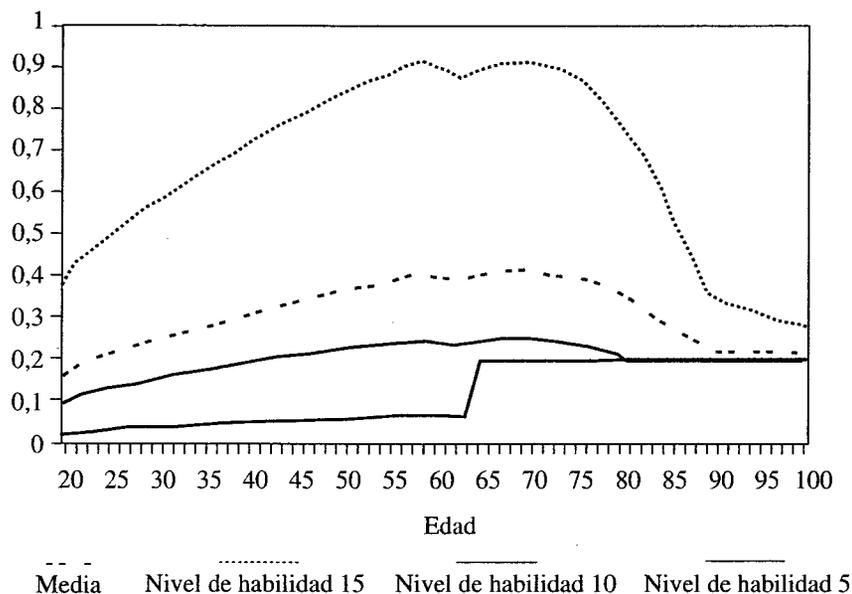
FIGURA 6

(A) PERFIL DE CONSUMO (SISTEMA DE EEUU).  
INCERTIDUMBRE NO IDIOSINCRATICA.(B) PERFIL DE CONSUMO (PROPUESTA BOSKIN). PENSION MINIMA CERO.  
INCERTIDUMBRE NO IDIOSINCRATICA

transferencia común se pierde. Estas características dan lugar a que el salto en el consumo a la edad de 65 mencionado arriba no se observe en la versión del plan Boskin con pensión mínima igual a cero, como demuestra la Figura 6b. La caída en el consumo después de la edad de jubilación en relación con el sistema de EE.UU., junto con la menor cantidad de ocio

FIGURA 6 (cont.)

(C) PERFIL DE CONSUMO (PROPUESTA BOSKIN).  
PENSION MINIMA =  $0,35 \times \text{PNB}$ . INCERTIDUMBRE NO IDIOSINCRATICA



de la que disfrutaban los agentes de habilidad baja cuando la pensión mínima es igual a cero, justifican la dramática pérdida de bienestar de los agentes bajo la propuesta Boskin, observada en la Figura 3.

## 5. Conclusiones

Este artículo se centra en estudiar los potenciales efectos distributivos de reemplazar el actual sistema de seguridad social de EEUU por un sistema con dos niveles al que nos hemos referido como la propuesta Boskin. Esta es una cuestión difícil de abordar por numerosas razones, de las cuales mencionaremos cinco. En primer lugar, el sistema de seguridad social afecta a los consumidores redistribuyendo renta, distorsionando las decisiones de trabajo-ocio y alterando las posibilidades de seguro cuando los mercados son incompletos. Por este motivo, los efectos distributivos no se pueden sintetizar adecuadamente a través del cálculo del valor presente de las cotizaciones realizadas y las pensiones recibidas. En segundo lugar, un análisis completo de los efectos distributivos se centraría en los agentes que viven en el momento de la transición, así como en aquellos agentes que nacen después de que la transición se ha completado. En tercer lugar, puesto que en el actual sistema de EEUU las tasas impositivas y las fórmulas de cálculo de las pensiones parecen financieramente insostenibles en el tiempo, un análisis más exhaustivo requiere la consideración de variaciones temporales en las tasas impositivas y en las fórmulas de pensiones, así como de los cambios demográficos previstos. En cuarto lugar, un análisis cuantitativo interesante de los efectos redistributivos requiere un modelo que, como mínimo, pueda reproducir algunos de los hechos sobre la distribución de la economía en EEUU. En quinto lugar, una comparación relevante de sistemas de seguridad de social alternativos implica modelar de

manera precisa la relación entre la renta de los individuos, las cotizaciones realizadas y las pensiones de seguridad social recibidas.

Nuestra estrategia para analizar los efectos distributivos es doble. En primer lugar, hemos decidido simplificar el problema abstrayéndonos de los aspectos relacionados con el proceso de transición, la variación temporal demográfica y las cotizaciones y pensiones de la seguridad social, así como de las diferencias en las probabilidades de transición generadas por el sexo o la renta. Estas abstracciones nos permiten extraer limpiamente algunas conclusiones claves que consideramos que también estarían presentes, aunque con mayores complejidades, en ausencia de tales abstracciones. En segundo lugar, utilizamos una versión concreta del modelo de ciclo vital, que se calibra para ajustarse a una serie de características distribucionales y agregadas de la economía de EEUU, como laboratorio para evaluar los efectos distributivos. Dentro de este marco somos capaces de capturar los efectos redistributivos, distorsionadores y de seguro del sistema de seguridad social así como de modelar algunos detalles precisos de cómo las pensiones se relacionan con las ganancias y las cotizaciones realizadas. No sabemos de otros trabajos existentes que capturen estas características y que permitan un análisis riguroso de los efectos distributivos intrageneracionales.

Una de las conclusiones más importantes de nuestro análisis es que con el sistema de financiación de reparto la mayoría de los individuos están peor bajo cualquiera de las versiones de la propuesta Boskin que hemos considerado. Sencillamente, la propuesta Boskin es bastante impopular. Nuestro análisis sugiere que la razón principal de que un sistema de dos niveles sea impopular es que el sistema actual en EEUU redistribuye hacia los agentes de habilidad mediana a través de una función de cálculo de la pensión cóncava y estos agentes pierden esta redistribución en el sistema de dos niveles. La pensión mínima por sí sola no redistribuye lo suficiente hacia los agentes de habilidad mediana como para hacer que el sistema de dos niveles sea más popular, para cualquier nivel de la pensión mínima. Esto es cierto incluso teniendo en cuenta los beneficios derivados de la reducción en las distorsiones sobre las decisiones de trabajo asociados al sistema de dos niveles. Incluso sin haber modelado la política económica del sistema de seguridad social y los aspectos del proceso de transición, el hecho de que el sistema de dos niveles es bastante impopular nos sugiere que su adopción es poco probable en un modelo más completo.

Los defensores de las propuestas de dos niveles han presentado varios argumentos por los cuales consideran que estos sistemas son una buena idea. Boskin *et al.* (p. 147, 1986) afirman que su propuesta de dos niveles «sería más sencilla, justa y eficiente bajo la legislación existente que el actual sistema de Seguridad Social». La defensa de que es más sencilla (Boskin *et al.* p.144, 1986) se apoya en que el enfoque de dos niveles también ofrece las ventajas de unos informes financieros anuales de fácil comprensión que facilitarían tanto la administración del programa como la planificación financiera personal. La defensa de que es más justa se basa en que (i) las familias con uno o dos receptores de renta serían tratadas de forma simétrica con el sistema de dos niveles, ya que el *spousal benefit* de las familias de un solo receptor sería eliminado (véase Boskin *et al.* Chap. 7, 1986) y en que (ii) la pensión mínima (i.e. pensión que está por encima de lo que correspondería a los rendimientos de las cotizaciones a la seguridad realizadas) a las personas mayores sería financiada a través de los impuestos generales y debería competir con el resto de prioridades sociales (véase Boskin *et al.* p. 140, 1986). El principal argumento para justificar que el sistema de dos niveles es más eficiente (Boskin *et al.* p. 146-147, 1986) es que en «el plan con dos niveles que propongo, las contribuciones adicionales

les proporcionarían un rendimiento actuarial perfecto a cada contribuyente en términos de beneficios futuros, a diferencia de la incertidumbre sobre los rendimientos a que está sujeto el actual sistema. De este modo, las distorsiones sobre la decisión de oferta de trabajo ocasionadas por la concentración de la recaudación en las rentas altas sería menor».

Teniendo en cuenta los argumentos de Boskin que apoyan que el sistema de dos niveles es más sencillo, justo y eficiente que el actual sistema en EEUU, ¿por qué todos los sistemas de dos niveles que hemos analizado son tan impopulares? Nuestra respuesta es que cualquier ganancia potencial de eficiencia generada por la reducción de las distorsiones en las decisiones de trabajo es anulada por la pérdida de redistribución hacia los agentes de habilidad mediana, que representan el grueso de la población. Por tanto, un sistema más eficiente no es necesariamente un sistema más popular. Por supuesto, en nuestro análisis nos hemos abstraído de muchas aspectos que podrían ser potencialmente importantes.

Por ejemplo, en nuestro análisis los agentes entienden perfectamente el sistema de EEUU y la propuesta Boskin. Además, los agentes tienen capacidad mental ilimitada para comportarse óptimamente en sus decisiones de consumo, trabajo y ahorro a lo largo del ciclo vital. Por este motivo, en nuestro análisis no puede haber ganancias debidas a la mayor sencillez de un sistema respecto de otro. además, nos abstraemos de hogares multipersonales, de manera que no podemos abordar temas relacionados con la justicia como los mencionados arriba por Boskin. Esperaremos a la investigación futura para comprobar si nuestro resultado principal sobre la falta de popularidad de la aplicación del sistema de dos niveles en la economía de EEUU se ve alterado.

Finalizamos el artículo con una cuestión: ¿por qué un sistema de seguridad social de dos niveles ha sido adoptado en varios países (por ejemplo, Chile, Colombia, México y Perú) cuando nosotros encontramos que no existen razones de peso para adoptarlos en la economía de EEUU.? Para comenzar a contestar esta pregunta, se necesitaría saber mucho más de lo que sabemos sobre estos países y, en concreto, sobre sus sistemas de seguridad social previos.

### Referencias bibliográficas

- [1] AARON, H. (1982), «Economic Effects of Social Security», Brookings Institution, Washington DC, .
- [2] AUERBACH, A. y KOTLIKOFF, L. (1987), «Dynamic Fiscal Policy», Cambridge University Press.
- [3] BOSKIN, M. (1987), «Too Many Promises: The Uncertain Future of Social Security», Dow Jones-Irwin.
- [4] BOSKIN, M., KOTLIKOFF, L., PUFFERT, D. y SHOVEN, J. (1986), «Social security: a financial appraisal across and within generations», *NBER Working Paper*, no. 1891.
- [5] CERDA, L. y GRANDOLINI, G. (1997), «Mexico: La reforma al sistema de pensiones», *Gaceta de economía*, 4, 63-105.
- [6] FERRARA, P. (1997), «A plan for privatizing social security», Cato Institute SSP 8.
- [7] GHEZ, G. y BECKER, G. (1975), «The Allocation of Time and Goods Over the Life Cycle», National Bureau of Economic Research, New York.
- [8] HANSEN, G. (1993), «The cyclical and secular behavior of the labor input: comparing efficiency units and hours worked», *Journal of Applied Econometrics*, 8, 71-80.

- [9] HUANG, H., IMROHOROGLU, S. y SARGENT, T. (1997), «Two computational experiments to fund social security», *Macroeconomic Dynamics*, 1, 1.
- [10] HUBBARD, G. y JUDD, K. (1987), «Social security and individual welfare: precautionary saving, liquidity constraints and the payroll tax», *American Economic Review*, 77, 630-46.
- [11] HUBBARD, G., SKIÑER, J. y ZELDES, S. (1995), «Precautionary savings and social insurance», *Journal of political Economy*, 103, 360-399.
- [12] HUGGETT, M. (1996), «Wealth distribution in life-cycle economies», *Journal of Monetary Economics*, 38, 469-494.
- [13] M. HUGGETT, M. y VENTURA, G. (1997), «Understanding Why High Income Households Save More Than Low Income Households», University of Illinois, mimeo.
- [14] HURD, M. y SHOVEN, J. (1983), «The distributional impact of social security», *NBER Working Paper*, no. 1155.
- [15] HURD, M. (1989), «Mortality risk and bequests», *Econometrica*, 57, 779-813.
- [16] IMROHOROGLU, A., IMROHOROGLU, S. y JOINES, D. (1995), «A life cycle analysis of social security», *Economic Theory*, 6, 83-114.
- [17] JUSTER, F. y STAFFORD, F. (1991), «The allocation of time: empirical findings, behavioral models and problems of measurement», *Journal of Economic Literature*, 29, 471-522.
- [18] KOTLIKOFF, L. (1996), «Privatization of social security: how it works and why it matters», *Tax Policy and the Economy*, 10, 1-32.
- [19] KOTLIKOFF, L., SMETTERS, K. y WALLISER, J. (1997), «Opting out of social security», mimeo.
- [20] PRESCOTT, E. (1986), Theory ahead of business cycle measurement, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 9-22.
- [21] PRESS, W., TEUKOLSKY, S., VETTERLING, W. y FLANERY, B., (1994), «Numerical Recipes in Fortran: The Art of Scientific Computing», 2nd. ed, Cambridge University Press.
- [22] RIOS-RULL, J. V. (1996), «Life-cycle economies and aggregate fluctuations», *Review of Economic Studies*, 63, 465-89.
- [23] RYSCAVAGE, P. (1994), «Gender related shifts in the distribution of wages», *Monthly Labor Review*, 3-16.
- [24] RYSCAVAGE, P. (1995), «A surge in growing income inequality?», *Monthly Labor Review*, 51-61.
- [25] SHORROCKS, A. (1980), «Income stability in the United States, in 'The Statics and Dynamics of Income'», ed. KLEVMARKEN, N. y LYBECK, J. Tieto Ltd.
- [26] STEURLE, E. y BAKIJA, J. (1994), «Retooling Social Security for the 21st Century», Washington, DC, The Urban Institute Press.
- [27] STOKEY, N. y REBELO, S. (1995), «Growth effects of flat-rate taxes», *Journal of political Economy*, 103, 519-550.
- [28] THOMPSON, L. (1983), «The social security reform debate», *Journal of Economic Literature*, 21, 1425-1467.
- [29] WORLD BANK, (1994), «Averting the Old Age Crisis: Policies to Protect the Old and Promote Growth», Oxford University Press.

## APÉNDICE

Los equilibrios del modelo con el sistema de EEUU se computan según el siguiente algoritmo:

1. Se eligen los valores para el capital, trabajo, transferencias y tipos impositivos:  $K$ ,  $L$ ,  $T$ ,  $\tau$  y  $\theta$ .
2. Los precios de los factores son entonces:  $w = AF_2(K, L)$  y  $r = AF_1(K, L) - \delta$ .
3. Se calculan las reglas de decisión óptimas:  $a(x, j)$ ,  $l(x, j)$  y  $c(x, j)$ .
4. Se calculan los valores de  $K$ ,  $L$ ,  $T$ ,  $\tau$ , y  $\theta$  generados por las reglas de decisión óptimas del paso 2 y la restricción presupuestaria que gobierna la seguridad social y el gasto público.
5. Si las elecciones de los valores del paso 1 son iguales a los valores generados en el paso 4, entonces éste es el estado estacionario. En caso contrario, se actualizan las elecciones del paso 1 y se repiten los pasos anteriores.

A continuación describimos cómo llevar a cabo los pasos 3 y 4. En el paso 3 tomamos una malla sobre el espacio de la variable de estado  $X$ . Seguidamente, empezando por el último período de vida del agente  $N$ , resolvemos para las variables control y en cada uno de los puntos de la malla, fijando  $V(x, N+1) = 0$ . Dados los valores óptimos de  $y$  sobre los puntos de la malla, determinamos los valores para la función de valor  $V(x, N)$  sobre los puntos de la malla. Utilizamos interpolación lineal para conseguir los valores de la función de valor y de las reglas de decisión del período  $N$  fuera de los puntos de la malla. Este proceso puede repetirse para obtener la función de valor, las reglas de decisión sobre los activos y de trabajo en todos los períodos anteriores.

A continuación discutimos cómo resolver el problema de maximización de cada período en cada punto de la malla. Empleamos el siguiente procedimiento, que no restringe a las variables control a pertenecer a una malla.

1. Para cada punto de la malla  $x$ , obtenemos la cantidad de activos óptima para el siguiente período, restringiendo el conjunto de puntos óptimos posibles a los puntos de la malla. Cuando se encuentra un intervalo en el espacio de activos que contiene el óptimo, la regla de decisión sobre el activo es computada, utilizando el procedimiento de *golden section search* (véase Press *et al.* Cap. 10, 1994) para una descripción de este procedimiento de búsqueda y de la implementación concreta que utiliza). Asociado con cada prueba de  $a'$ , bien en la fase de restricción de los puntos óptimos posibles, bien en la fase *golden section search*, existe una decisión de trabajo intertemporal correspondiente. Utilizamos el procedimiento de *golden section search* para maximizar sobre las decisiones de trabajo, condicionada a la elección de activos. Buscamos sólo entre valores de oferta de trabajo que se encuentren entre el nivel que maximizaría si nos abstrayeramos de los beneficios marginales de trabajar más, asociados al sistema de seguridad social (i.e., la decisión intertemporal de trabajo estandar), y el nivel ( $l = 1$ ) correspondiente a dedicar todo el tiempo al mercado de trabajo, pues el máximo debe pertenecer a este intervalo.

2. Escogemos una malla de 101, 4 y 21 puntos sobre los valores de  $(a, \bar{e}, z)$ . Los puntos de la malla sobre  $\bar{e}$  son cero, los dos *bend points* del esquema de pensiones de la seguridad social y el punto consistente con la pensión de seguridad social máxima. El espacio de los *shocks* se discutió en la sección 3.2. La distancia entre los puntos de la malla de activos aumenta con el nivel de activos, más en concreto, los puntos de la malla se escogen de acuerdo con  $a_1 = 0, a_k = b(k^{2,35}), k = 2; \dots, 101$ , donde  $b = \bar{a}(1012,35)$  y  $\bar{a}$  es una cota superior impuesta sobre el espacio de activos.

Para calcular los valores de las variables en el paso 4 simulamos sendas temporales de consumo, activos, trabajo y transferencias de la seguridad social para un gran número de agentes. La muestra artificial se construye utilizando el proceso de Markov, seguido por los *shocks* idiosincráticos sobre la productividad laboral, y la distribución de probabilidad que determina los *shocks* en el momento de nacer. A continuación sumamos las tenencias de activos y las unidades de trabajo eficientes en cada grupo de edad y ponderamos cada grupo por su porcentaje de población para calcular el capital y trabajo agregados, y otras variables agregadas relevantes. Para hacer esto, las reglas de decisión fuera de los puntos de la malla se obtienen interpolando las reglas de decisión sobre los puntos de la malla. Las simulaciones utilizando un gran número de agentes no cambian ni los valores de estos agregados ni las propiedades de la distribución del modelo económico que hemos presentado.

Cuando calculamos equilibrios con la propuesta Boskin, seguimos de nuevo los pasos 1-5. El único cambio es que iteramos sobre  $(K, L; T, \tau)$  y sobre el factor de proporcionalidad  $C$  (definido en la sección 3.3.), que determina la pensión de seguridad social en la propuesta Boskin. La tasa impositiva de seguridad social  $\theta$  y la senda de gasto público se igualan a los valores obtenidos con el sistema de EEUU. Para implementar este procedimiento escogemos una malla de (101, 40, 21) puntos sobre  $(a_1, a_2, z)$ . La distancia entre los puntos de la malla para  $(a_1, a_2)$  se determina igual que anteriormente para  $a_1$ .