



FUNDACION BBV

DOCUMENTA

**EL GASTO PUBLICO EN PENSIONES EN LOS
PRINCIPALES PAISES DE LA OCDE:
SUS EFECTOS SOBRE LA OFERTA DE TRABAJO**

Jesús Salvador Gómez Sala

Junio 1992

**CENTRO DE ESTUDIOS SOBRE
ECONOMIA DEL SECTOR PUBLICO**

INVESTIGACION

**EL GASTO PUBLICO EN PENSIONES EN LOS
PRINCIPALES PAISES DE LA OCDE:
SUS EFECTOS SOBRE LA OFERTA DE TRABAJO**

Jesús Salvador Gómez Sala

Junio 1992

**CENTRO DE ESTUDIOS SOBRE
ECONOMIA DEL SECTOR PUBLICO**

Centro de Estudios sobre Economía Pública de la Fundación BBV.

Director del Centro: D. José Manuel González Páramo, Catedrático de Hacienda Pública y Sistema Fiscal,
de la Universidad Complutense de Madrid.

JESUS SALVADOR GOMEZ SALA

Nacido en Lucena (Córdoba) en 1959, Licenciado y Doctor en Ciencias Económicas y Empresariales por la Universidad de Málaga. Profesor Titular de Hacienda Pública y Derecho Fiscal en la Facultad de Económicas de la Universidad de Málaga.

Ha realizado trabajos de investigación para diversos Departamentos de la Junta de Andalucía, para el Instituto de Estudios Fiscales, la Diputación de Granada, la Fundación BBV y el Ayuntamiento de Antequera. Ha recibido diferentes Premios, como el «Trabajo y Seguridad Social, 1986», concedido por el Ministerio de Trabajo y el «Andalucía de Economía y Hacienda Autónoma, 1991», en colaboración.

Es autor de diversas publicaciones sobre diferentes aspectos de la imposición, gasto público, economía de los programas públicos de pensiones, financiación autonómica, etc. Entre los mismos destacan el libro *Pensiones Públicas. Ahorro y Oferta de Trabajo. Análisis del Caso Español*, publicado por el Centro de Publicaciones del Ministerio de Trabajo y Seguridad Social en 1989, y diversos artículos en revistas especializadas como *Papeles de Economía Española*, *Presupuesto y Gasto Público*, *Actualidad Financiera* y *Cuadernos de Ciencias Económicas y Empresariales*.

DIRECCION PARA COMENTARIOS:

Departamento de Hacienda Pública
Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales
Universidad de Málaga
Teléfono: (95)2131220 - (95)2131212
c/ El Ejido s/n
29071(sucursal 4) MALAGA

Este documento pretende ofrecer un resumen de las estimaciones realizadas por el autor en un trabajo más amplio llevado a cabo con ayuda financiera de la Fundación Banco Bilbao Vizcaya, bajo el título «El gasto público en pensiones en España y los países de la OCDE: Sus efectos sobre la oferta laboral», marzo, 1992.

El Programa de Estudios sobre Economía Pública de la Fundación BBV tiene como objetivo fundamental el fomento de la investigación científica sobre el papel del sector público español, y la difusión de sus resultados para contribuir a mejorar la eficiencia del sector público.

La serie de Documentos del Trabajo del Programa de Estudios sobre Economía Pública dará a conocer aportaciones originales al estudio de la economía política.

INDICE

1. INTRODUCCION.....	8
2. EL GASTO PUBLICO EN PENSIONES EN LOS PAISES DE LA OCDE.....	9
3. PENSIONES PUBLICAS Y OFERTA DE TRABAJO	11
3.1. La oferta de trabajo de los activos.....	12
3.2. La participación laboral de los mayores	13
3.3. La oferta de trabajo de las personas próximas a la jubilación	16
3.4. La investigación empírica.....	17
4. DEFINICIONES Y FUENTES DE DATOS	20
5. UN ANALISIS INTUITIVO PREVIO.....	38
6. HIPOTESIS Y RESULTADOS	39
6.1. Estimaciones de la ecuación de jubilación.....	41
6.2. Estimaciones de la ecuación de oferta laboral	47
7. CONCLUSIONES	53
GRAFICOS	55
BIBLIOGRAFIA.....	73

INDICE DE CUADROS

Cuadro 1. Tasa de actividad de mayores de 65 años. 1969-1985.....	21
Cuadro 2. Horas de trabajo por semana. 1970-1985.....	22
Cuadro 3. Pensiones Públicas. Gasto total sobre el PIB. 1960-1985.....	24
Cuadro 4. Pensión media constante. 1967-1985.....	25
Cuadro 5. Pensión media en términos de paridad de poder de compra constante. 1967-1985.....	26
Cuadro 6. Pensión media constante al tipo de cambio de 1980. 1967-1985.....	27
Cuadro 7. Pensión media constante al tipo de cambio de 1980. 1967-1984. Medias.....	28
Cuadro 8. Tasa de reemplazamiento de las pensiones públicas. 1967-1985.....	29
Cuadro 9. Tasa de reemplazamiento de las pensiones públicas. 1967-1984. Medias.....	30
Cuadro 10. Fecha primer programa público de pensiones.....	32
Cuadro 11. Esperanza de vida de los varones a los 60 años. 1960-1985.....	33
Cuadro 12. P.I.B. medio constante. 1967-1985.....	34
Cuadro 13. Población mayor de 65 años. 1967-1985.....	35
Cuadro 14. Tasa de desempleo. 1969-1985.....	36
Cuadro 15. Empresarios, autónomos y ayudas familiares. 1970-1985.....	37
Cuadro 16. Estimaciones de corte transversal. 1975 y 1984. Ecuaciones de jubilación.....	42
Cuadro 17. Estimaciones de panel internacional. 1972-1984. Ecuaciones de jubilación.....	43
Cuadro 18. Estimaciones de series temporales. Ecuaciones de jubilación.....	44
Cuadro 19. Estimaciones de corte transversal. 1975 y 1984. Ecuaciones de oferta laboral.....	48
Cuadro 20. Estimaciones de panel internacional. 1972-1984. Ecuaciones de oferta laboral.....	49
Cuadro 21. Estimaciones de series temporales. Ecuaciones de oferta laboral.....	50

INDICE DE GRAFICOS

Gráfico 1. Tasa actividad mayores 65 años. 1969-1985	55
Gráfico 2. Horas de trabajo por semana. 1971 y 1984	55
Gráfico 3. Gasto total sobre el PIB. Pensiones públicas. 1962 y 1984.....	56
Gráfico 4. Pensión media.1967-1984. Constante al tipo de cambio de 1980.....	56
Gráfico 5. Tasa de reemplazamiento. Pensiones públicas. 1967 y 1984.....	57
Gráfico 6. TA y P2N. Alemania. 1969-1985	58
Gráfico 7. TA y P2N. España. 1967-1984	58
Gráfico 8. TA y P2N. Francia. 1969-1985.....	59
Gráfico 9. TA y P2N. Irlanda. 1971-1985.....	59
Gráfico 10. TA y P2N. Italia. 1977-1985	60
Gráfico 11. TA y P2N. Países Bajos. 1971-1985.....	60
Gráfico 12. TA y P2N. Portugal. 1974-1985.....	61
Gráfico 13. TA y P2N. Reino Unido. 1969-1985.....	61
Gráfico 14. TA y P2N. Austria. 1970-1984.....	62
Gráfico 15. TA y P2N. Finlandia. 1970-1984.....	62
Gráfico 16. TA y P2N. Noruega. 1972-1984.....	63
Gráfico 17. TA y P2N. Suecia. 1969-1985	63
Gráfico 18. TA y P2N. Australia. 1969-1984.....	64
Gráfico 19. TA y P2N. Canadá. 1969-1985	64
Gráfico 20. TA y P2N. Estados Unidos. 1969-1985	65
Gráfico 21. TA y P2N. Japón. 1969-1985.....	65
Gráfico 22. OT y P2N. Alemania. 1970-1985	66
Gráfico 23. OT y P2N. España. 1976-1984.....	66
Gráfico 24. OT y P2N. Francia. 1970-1985.....	67
Gráfico 25. OT y P2N. Irlanda. 1970-1975.....	67
Gráfico 26. OT y P2N. Italia. 1970-1984.....	68
Gráfico 27. OT y P2N. Países Bajos. 1970-1985	68
Gráfico 28. OT y P2N. Portugal. 1970-1985.....	69
Gráfico 29. OT y P2N. Reino Unido. 1970-1984.....	69
Gráfico 30. OT y P2N. Noruega. 1977-1984.....	70
Gráfico 31. OT y P2N. Suecia. 1971-1985.....	70
Gráfico 32. OT y P2N. Australia. 1971-1984.....	71
Gráfico 33. OT y P2N. Estados Unidos. 1970-1985.....	71
Gráfico 34. OT y P2N. Japón. 1970-1985	72

EL GASTO PUBLICO EN PENSIONES EN LOS PRINCIPALES PAISES DE LA OCDE: SUS EFECTOS SOBRE LA OFERTA DE TRABAJO

Jesús Salvador Gómez Sala

I. Introducción

Este trabajo tiene como principal objetivo el análisis de las consecuencias que generan las prestaciones concedidas por los sistemas públicos de pensiones sobre la oferta de trabajo, en general, y de manera más especial sobre el esfuerzo laboral de las personas mayores y sobre la disposición al trabajo de los individuos que aún permanecen en activo.

El interés por el estudio de esta cuestión puede suscitarse por dos tipos de motivaciones bien distintas, que pueden dar lugar a otras tantas visiones opuestas sobre la misma. Por un lado, puede tener su origen en el deseo de comprobar el grado de neutralidad de tales regímenes con relación a las decisiones de los individuos cubiertos, y desde esta perspectiva merecería una valoración negativa el verificar finalmente que tales prestaciones alteran las decisiones de oferta laboral de los mismos. Pero, en un sentido bien distinto, el interés por este tema puede surgir del deseo de contrastar en qué grado los regímenes de pensiones alcanzan el objetivo de hacer posible que los ancianos abandonen la vida activa cuando sus facultades físicas e incluso síquicas se vean reducidas; desde esta perspectiva posiblemente se valoraría de forma positiva la comprobación, en su caso, de que las pensiones colaboran a la reducción en la actividad laboral de las personas mayores.

Pero cualquiera que sea el móvil inicial, no cabe duda de que el análisis teórico y empírico de los posibles efectos de los programas públicos de pensiones sobre la oferta laboral debe resultar útil por diversas razones. Así, por un lado, el estudiar la respuesta de la oferta laboral a la presencia y extensión de las pensiones públicas, nos permitirá el conocimiento de un hecho económico acontecido re-

cientemente y la búsqueda de explicaciones para el mismo. Por otra parte, el ahondar nuestro conocimiento en esta dirección puede posibilitar la realización de predicciones acerca de cuál pueda ser el comportamiento futuro de la oferta laboral¹. Además, dicha tarea puede permitir contar con un elemento de juicio importante de cara a las reformas que parecen necesarias en los sistemas públicos de pensiones, y de modo especial en orden a manejar adecuadamente la edad legal de jubilación. En este último sentido podría resultar muy útil el aislar una relación econométrica estable y significativa entre el nivel de las prestaciones y la tasa de participación laboral de los mayores, ya que de ese modo se dispondría de una idea bastante aproximada acerca de las consecuencias que se podrían derivar de futuras alteraciones en la edad legal de jubilación sobre la financiación y la política general de los mismos; o, alternativamente, se podría predecir el impacto que cabría esperar sobre el coste global del sistema de una posible disminución en las prestaciones reales por beneficiario, al tener una idea cuantitativa del aumento en la actividad de los ancianos que pudiera derivarse de esa medida, utilizando la relación estimada en un sentido inverso al que se viene observando en los últimos años.

Para intentar dar cumplida respuesta a todo este conjunto de motivaciones, este trabajo se estructu-

¹ Ello es de especial importancia en relación con la actividad laboral de las personas mayores, ya que como recuerda Hurd (1990, pág. 589): «Muchos de los estudios sobre la jubilación han intentado explicar la caída en la tasa de actividad de los ancianos: si no podemos explicar este cambio tendremos poca confianza en nuestras predicciones del comportamiento futuro de la jubilación.»

ra de la siguiente manera. En el apartado segundo, van a ser estudiados los aspectos económicamente relevantes de la evolución reciente de los regímenes públicos de pensiones de los principales países occidentales desarrollados, a través sobre todo del análisis cuantitativo de las prestaciones ofrecidas por dichos programas. A continuación, este trabajo continúa con el análisis teórico de los efectos de los regímenes públicos de pensiones sobre la oferta laboral, el cual se lleva a cabo a través del encuadre de esta parcela del gasto público, junto a otros posibles factores explicativos, en un entramado teórico que pretende explicar el comportamiento laboral de las personas cubiertas por estos programas; esta tarea, junto con la valoración de la evidencia empírica disponible, se lleva a cabo en el apartado tercero. El resto del documento está destinado a la contrastación empírica de las principales hipótesis que se desprenden de ese análisis teórico; en concreto, el apartado cuarto contiene las principales definiciones de las variables cuyo comportamiento trata de ser explicado y el de aquellas otras presuntamente responsables del mismo, así como las fuentes de los datos estadísticos utilizados. Seguidamente, se lleva a cabo un análisis intuitivo de las magnitudes que nos interesan para, en el apartado sexto, formular desde una perspectiva econométrica las hipótesis a contrastar y analizar los principales resultados alcanzados. Para terminar, se destacan las principales conclusiones que se desprenden de la investigación llevada a cabo y se detallan las fuentes bibliográficas y estadísticas empleadas.

2. El gasto público en pensiones en los países de la OCDE

El gasto público en pensiones en el ámbito de la OCDE se situaba en el año 1984, según datos de la propia OCDE (1988-a, págs. 152-155), en los diecinueve países recogidos en el cuadro 3 de este trabajo, en un recorrido que va desde el 5 al 12 % del PIB; si exceptuamos la cifra correspondiente a Austria, que superaba en esa fecha el 14 %.

Sin embargo, esta dispersión en la realidad no debe ser tan grande como a primera vista pudiera parecer, pues los datos suministrados por la fuente indicada no incluyen nada más que los regímenes de pensiones calificados por cada Estado como «públicos», y tienen por tanto tendencia a subestimar la importancia de las pensiones en los países donde la provisión realizada por regímenes «privados» es importante². Para manejar cifras más exactas acerca de la verdadera importancia que alcanza la protección a la vejez en los diversos países, sería necesario añadir a las cifras suministradas por los regímenes públicos de pensiones, por un lado, los datos sobre los fondos de pensiones privados; además, sería deseable, aunque se encuentre aún muy lejos de nuestras posibilidades, sumar también todos los flujos de prestaciones públicas que se dirigen a la generación anciana, como pueden ser medicinas gratuitas, beneficios especiales en transportes públicos, turismo, teléfono, etc., y que varían según los diversos países. Si se procediese de ese modo, resultaría seguramente confirmado que la carga global que representa el mantenimiento de las personas inactivas es en la OCDE relativamente homogénea, y que se sitúa alrededor de una media del orden de 10 a 15 puntos porcentuales del PIB.

Además de su propia magnitud absoluta, el gasto público en pensiones realizado por los países de la OCDE destaca también por su importancia con relación a otros componentes del gasto público. Concretamente, las pensiones son por término medio la partida de gasto más importante entre todos los programas sociales de estos países (Saunders, P., y Klau, F., 1985), y la que presenta un mayor ritmo de crecimiento (Domínguez, J.M.; Medel, B.; Molina, A.; y Sánchez, J., 1986, p. 572).

Por todo ello puede afirmarse que los países occidentales desarrollados consagran, bajo la forma de transferencias a los ancianos, una parte muy parecida y creciente de su producción nacional de bienes y servicios.

² En ese sentido destaca, por ejemplo, que en Francia los regímenes complementarios del ARRCO y de AGIRC son considerados como «públicos», mientras que los fondos de pensiones ingleses son considerados como «privados» y de esta forma no aparecen en las estadísticas que utilizamos.

Sin embargo, además de las disparidades que mantienen en otros aspectos, los regímenes de pensiones vigentes en los países de la OCDE difieren en cuanto al nivel de protección suministrado a los beneficiarios, especialmente con relación a las rentas que éstos dejaron de obtener como consecuencia del abandono de la vida activa.

Para tener una idea de la magnitud de esta diversidad vamos a hacer uso nuevamente de los datos que suministra la OCDE (1988-a, págs. 152-155); sobre la base de tal información aproximamos, en primer lugar, la *pensión pública media* para cada país, dividiendo el gasto total en pensiones públicas por la población mayor de 65 años (procedente de OCDE, 1989-b)³. La misma se ha expresado de diferentes maneras: en unidades de las monedas nacionales constantes (cuadro 4), en unidades de paridad de poder de compra constante (dólares de 1980) (cuadro 5), y, finalmente, en términos reales y al tipo de cambio con relación al dólar en 1980 (cuadros 6 y 7 y gráfico 4), con la intención de hacerlas internacionalmente comparables en alguna medida. Un segundo indicador que vamos a utilizar del nivel de protección medio individual suministrado por los sistemas públicos de pensiones, que evita las distorsiones que pudieran derivarse de la conversión a términos de paridad de poder de compra constante o a tipos de cambio, según los casos, de las medidas anteriores, se refiere a la *tasa de reemplazamiento media* que en conjunto ofrecen tales instituciones (cuadros 8 y 9 y gráfico 5). Su cálculo se realiza dividiendo la pensión media ofrecida por cada régimen en moneda nacional por el producto nacional bruto per cápita del país⁴, expresados ambos en moneda nacional, en el bien entendido de que éste aproxima a la renta media que viene a sustituir la mencionada pensión.

La utilización de estas medidas, al objeto de efectuar comparaciones internacionales en los niveles

de protección que suministran los sistemas públicos de pensiones occidentales a sus beneficiarios respectivos, es bastante problemática, al igual, o posiblemente más, que ocurre con cualquier tipo de comparación económica e institucional entre países. El dilema es aún más acuciante si se tiene en cuenta que las conclusiones que se obtienen sobre esa cuestión son muy diferentes según el tipo de indicador de que nos sirvamos.

En todo caso, si hacemos uso de las pensiones medias expresadas en términos de paridad de poder de compra constante (ver cuadro 5), se observa que hay un grupo de países que ofrecían en 1984 pensiones medias superiores a los siete mil dólares anuales de 1980, que son Austria, Países Bajos, Alemania, Estados Unidos y Francia. En segundo lugar, hay otro grupo de países que conceden prestaciones absolutas, expresadas en los mismos términos, situadas entre los 4.300 y los 5.900 dólares: Canadá, Japón, Italia, Suecia, Noruega y Finlandia. Finalmente, se sitúa un grupo de países que otorga pensiones medias inferiores a los 3.900 dólares de 1980: Australia, Reino Unido, España, Irlanda y Portugal. Sin embargo, si se utiliza el segundo indicador (ver cuadro 8 y gráfico 5), se observa que en cuanto al nivel de vida relativo a la situación económica particular de cada país que ofrecen los diversos sistemas, el orden resulta bien distinto al que comentábamos en el párrafo anterior. Sin duda, las disparidades más evidentes derivadas del empleo de ambos indicadores se refieren a los casos de España y Portugal. En efecto, ambos países ocupan posiciones muy rezagadas en cuanto a pensiones medias absolutas (España el penúltimo y Portugal el último), posiblemente a causa de la debilidad relativa de sus economías y de sus monedas; pero, en cambio, se sitúan en posiciones intermedias por lo que se refiere a la tasa de reemplazamiento media que ofrecen a sus ciudadanos, con valores del 73 % para España (sexta posición entre 16), y del 62 % para Portugal (octava posición).

En definitiva, las coincidencias más importantes que se desprenden del empleo de ambos tipos de indicadores permiten incluir la mayoría de los países estudiados en alguno de los siguientes grupos:

³ En los cuadros se estiman tales magnitudes para ocho países de la CEE (que simbolizamos como CEE-8), cuatro europeos no comunitarios (EUR-4) y cuatro países no europeos pertenecientes a la OCDE (NOEUR-4).

⁴ Estimado con datos de Eurostat (1989).

- a) Regímenes con prestaciones medias altas (tasas de reemplazamiento superiores al 80 %): Austria (con la pensión media en términos de paridad de poder de compra y con la tasa de reemplazamiento, superior al 100 %, más elevadas en 1984), Francia, Países Bajos y Alemania; a los cuales podría añadirse Italia si se considera más correcto el empleo de las tasas de reemplazamiento.
- b) Regímenes con prestaciones medias de nivel intermedio (tasas de reemplazamiento entre el 52 y el 73 %): Suecia, Finlandia, Japón y Estados Unidos; a los cuales podrían añadirse España y Portugal, si se admite el uso de las tasas de reemplazamiento.
- c) Regímenes con prestaciones medias bajas (tasas situadas entre el 44 y el 51 %): Australia, Irlanda y Reino Unido; a los que podrían añadirse, por semejantes razones, Canadá y Noruega.

Por grupos de países, si se diferencia dentro de los estudiados de la OCDE, entre los pertenecientes a la CEE, los europeos no comunitarios y los no europeos, se desprende en base a la utilización de ambos tipos de medidas que el nivel medio de protección que ofrecen los regímenes públicos de pensiones de los países europeos no comunitarios (EUR-4) es superior siempre al suministrado por los países no europeos (NOEUR-4). Sin embargo, la media de los ocho países comunitarios (CEE-8) se sitúa en posiciones bien distintas con ambos indicadores, de tal forma que tendrían los niveles más elevados si hacemos caso de la tasa de reemplazamiento (ver cuadro 21), y los más reducidos si empleamos en cambio las pensiones medias (cuadro 16).

Los datos que sirven como referencia permiten también extraer algunas conclusiones acerca de la evolución de los niveles medios de protección a lo largo del período 1967-1985. En concreto, se observa que las prestaciones medias que ofrecen la mayoría de los regímenes analizados han aumentado fuertemente, y que el crecimiento ha sido mayor en los programas que partían de los niveles más bajos. El resultado de ese proceso ha sido un estrechamiento entre los valores extremos observados por

las medidas de referencia; así, mientras que el recorrido de las tasas de reemplazamiento medias iba desde el 88 al 17,5 % en 1967, con una dispersión superior a los 71 puntos porcentuales, en el año 1985 el recorrido iba desde el 101 al 49 %, con una dispersión, por tanto, de 52 puntos porcentuales. Con respecto a la evolución por países se observa que las prestaciones medias han aumentado más apreciablemente en España (la tasa de reemplazamiento crece 46 puntos), Japón, Portugal, Francia e Irlanda; siendo los países con evoluciones menos importantes, Finlandia (la tasa de reemplazamiento cae seis puntos), Reino Unido y Noruega.

3. Pensiones públicas y oferta de trabajo

A lo largo del presente siglo se han producido importantes disminuciones en las horas de trabajo, las tasas de empleo y en todo tipo de medidas de la oferta laboral de los ciudadanos occidentales. Ese fenómeno, si bien ha ocurrido prácticamente en todas las edades, ha sido de una especial magnitud en las personas mayores. Dado que de un modo simultáneo, como se comprobó en el apartado anterior, se ha observado un casi generalizado aumento en las prestaciones reales por parte de los regímenes públicos de pensiones, se tiende a pensar que las antedichas reducciones en la disposición al trabajo son un resultado de la creciente generosidad por parte de tales programas.

Cabe plantearse entonces cuál puede ser la previsible influencia de las pensiones públicas sobre la oferta laboral general, y de manera especial sobre el comportamiento hacia el trabajo de los ancianos, procurando deslindar la posible responsabilidad de tales prestaciones del papel que puedan desempeñar en la misma dirección otros factores explicativos⁵.

⁵ La existencia de los programas públicos de pensiones genera todo un conjunto de efectos sobre la oferta de factores por parte de los individuos; además de las alteraciones que se producen sobre la oferta laboral, son de especial trascendencia los efectos que puedan ocasionar sobre el ahorro de las familias, a cuyo estudio he dedicado algunos trabajos anteriores (ver Gómez Sala, J.S., 1987-b y 1989).

De forma esquemática puede afirmarse que las pensiones públicas son susceptibles de alterar la disposición laboral de las personas en tres etapas de su ciclo vital, y además hacerlo de forma distinta en cada una de ellas. En un primer momento, dichas prestaciones pueden alterar la intensidad de la oferta de trabajo realizada por las personas durante sus años de vida activa, por medio fundamentalmente de lo que se denomina el *efecto sustitución intertemporal en la oferta laboral* (ver Burkhauser, R.V., y Turner, J.A., 1980, págs. 133-6). Además, la operatividad de los programas públicos de pensiones puede hacer que los potenciales beneficiarios abandonen la vida activa antes de lo que lo harían en otras circunstancias, y que lo hagan a la edad estipulada legalmente para el retiro, generando de ese modo un *efecto de inducción a la jubilación*. Tanto si los afectados por tal circunstancia se retiran totalmente, como si lo hacen tan sólo de manera parcial, trabajando en el mercado un menor número de horas, el resultado de este efecto se concretará siempre en una más baja tasa de participación de las personas de más de sesenta y cinco años en la fuerza laboral. Finalmente, además de esos efectos de las pensiones sobre la oferta laboral en la juventud y después de la edad normal del retiro, la existencia de disposiciones que permiten la jubilación anticipada con reducción en las prestaciones en gran número de regímenes, genera unos incentivos diferenciales sobre el esfuerzo al trabajo de las personas comprendidas entre la edad mínima a la que se permite la jubilación y la edad normal para la misma, a través de una suerte de ajuste actuarial. Tal efecto puede ser de distinta intensidad y signo en los diversos países, y dependerá de cómo afecte al valor presente descontado de las prestaciones futuras a recibir el posible adelanto en la consideración como beneficiario.

3.1. La oferta de trabajo de los activos

Las conclusiones que puedan extraerse acerca del efecto de las pensiones públicas sobre la *oferta de trabajo de los trabajadores jóvenes* dependen del marco conceptual que utilice el analista con relación a la extensión del horizonte de planificación

que se le atribuye a los individuos ⁶. Si se admite como más apropiada la *perspectiva ciclo vital*, cabe vislumbrar un conjunto de potenciales consecuencias de las pensiones públicas sobre la oferta laboral de los trabajadores jóvenes, y que se pueden derivar de sus posibles reacciones a la combinación del denominado test de ingresos y de la penalización actuarial que generalmente supone cualquier diferimiento en el cobro de las prestaciones, a los que harán frente durante sus futuros años de jubilación. Conviene señalar que dicho test o prueba de medios ⁷, así denominado en la legislación estadounidense aunque bajo diversas modalidades se aplica en muchos países, se concreta en la pérdida de un porcentaje de la prestación a que se es acreedor por cada unidad monetaria ganada después de la jubilación, o incluso, como caso extremo, puede consistir también en la incompatibilidad total del ejercicio de una actividad remunerada con la percepción de la pensión de vejez ⁸.

Debido a la presencia de tales factores, en la mayoría de los regímenes públicos de pensiones el trabajo realizado después de la edad mínima a la que de forma anticipada se pueden empezar a recibir prestaciones de jubilación, aunque con reducción proporcional en su cuantía mensual, y especialmente el que pudiera llevarse a cabo después de la edad normal de jubilación —generalmente los 65 años—,

⁶ Para una descripción detallada de las tres visiones alternativas acerca del grado según el cual los individuos miran hacia el futuro al tomar sus decisiones económicas, ver el capítulo segundo de Aaron, H. (1982, págs. 10-28). Aparte del posible uso de un modelo dinámico o infinito, en el sentido de Miller y Upton (1974, págs. 176-179) y Dolde y Tobin (1983), que no es de gran aplicación al estudio de los efectos sobre la oferta de trabajo, habría que considerar la disyuntiva de que se utilice el modelo a corto plazo o del período corriente, o bien el enfoque a largo plazo del modelo ciclo vital.

⁷ Kirkpatrick, E.K. (1974, págs. 3-16), indicó en un informe sobre más de cien países que más del 80 % de los regímenes públicos de pensiones estudiados tienen test de jubilación.

⁸ López García, M.A. (1990, pág. 305), confirma que: «... la incompatibilidad entre trabajar y recibir la pensión es equivalente a la existencia de una prueba de ingresos que grava al cien por cien dichos ingresos». En el mismo sentido, ver también Gómez Sala, J.S. (1989, pág. 124).

a menudo genera una ganancia neta más baja que el trabajo efectuado a una misma tasa de salario en años anteriores. Por ello, los trabajadores jóvenes que planifican racionalmente su oferta laboral a lo largo del ciclo de vida, o incluso los trabajadores menos previsores que se aproximan a la jubilación, a través de lo que se denomina un *efecto sustitución intertemporal en la oferta de trabajo*, pueden decidir incrementar su esfuerzo laboral en los años de más alto rendimiento y reducirlo, en cambio, posteriormente, siquiera sea con relación al que hubieran llevado a cabo si el programa de pensiones hubiera estado estructurado de otro modo⁹.

3.2. La participación laboral de los mayores

Como ya hemos comentado (ver cuadro I y gráfico I), la oferta de trabajo de las personas que han alcanzado la edad mínima para la jubilación viene descendiendo en cifras apreciables en los países occidentales durante las últimas décadas; y ello tanto si esta caída se pretende medir como una retirada total de la población activa, y por tanto, a través de la tasa de actividad del colectivo afectado, como si se hace en términos de retirada parcial, por medio de la disminución del número de horas de trabajo en los países cuyos programas de pensiones no establecen el test de ingresos en su nivel máximo. Durante el mismo período, como también ha sido analizado con anterioridad, la protección brindada por los regímenes públicos de pensiones ha aumentado de una manera apreciable, lo que sin duda ninguna ha debido ser un factor explicativo importante de tal disminución en la oferta laboral de los ancianos.

Sin embargo, junto con esa implantación y afianzamiento de los programas públicos de pensiones, y de forma coincidente en el tiempo, también se han producido multitud de fenómenos que han podido

explicar el comportamiento descrito en esta parcela de la oferta de trabajo. Efectivamente, además de las pensiones públicas (a través de los mecanismos que se describen más adelante), han podido colaborar en la reducción de la oferta de trabajo de los mayores factores tales como el crecimiento en el grado de urbanización de nuestras sociedades, la disminución en el número de trabajadores autónomos o por cuenta propia, la existencia de períodos prolongados de elevado desempleo, e igualmente el crecimiento de los planes privados de pensiones, fenómeno este último observado sobre todo en la economía estadounidense, tal como ya sugirieron Bowen y Finegan (1969, pág. 374). Aun cuando entre las circunstancias anteriores se encuentran algunas que pueden estar recogiendo la influencia que pudiera ejercer en tal sentido el propio crecimiento económico, con muy buen criterio algunos autores prefieren explicitar con más claridad que la participación laboral de los mayores puede estar negativamente correlacionada con la renta per cápita¹⁰.

Por lo que respecta al posible papel que en este orden de cosas puedan estar desempeñando las pensiones privadas, y aunque su influencia sobre la jubilación debe ser importante, no puede generalizarse desde un punto de vista teórico y abstracto cuál pueda ser su impacto final. Por tal circunstancia, como señalan Kotlikoff y Wise (1989) tras analizar detenidamente diversas modalidades de planes de pensiones vigentes en los Estados Unidos, «...la estimación de los efectos de los planes de pensiones sobre la participación laboral de los trabajadores más viejos solamente puede ser realizada teniendo en cuenta las disposiciones concretas de los planes individualmente»¹¹.

Igualmente, en los últimos años se insiste de manera especial en el papel que puede jugar sobre la oferta laboral de los ancianos el porcentaje de per-

⁹ Evidencia que parece apoyar la existencia de este efecto sustitución intertemporal en la oferta laboral es obtenida por Burkhauser y Turner (1978), por medio de un análisis del comportamiento de asalariados varones sin estudios, ocupados en empleos privados no agrícolas en Estados Unidos, durante el período 1929-1971 (excluyendo los años de la Segunda Guerra Mundial). Sus estimaciones indican que «la Seguridad Social ha elevado el trabajo semanal de los varones jóvenes unas dos horas por encima de lo que se hubiera situado de otro modo» (pág. 712).

¹⁰ En su ya clásico trabajo, Pechman, J.; Aaron, H. y Taussig, G.M. (1968, págs. 296-304), encontraron por medio del análisis de regresión que había un porcentaje menor de personas mayores trabajando en los países con más altos niveles de renta per cápita.

¹¹ Tratando de sistematizar los efectos de las pensiones privadas sobre la jubilación, Hurd (1990, pág. 594) concluye que los planes de pensiones con cotización definida (DC) incrementan la

sonas autoempleadas que exista en el conjunto de la población activa, suponiéndose que debe existir una correlación, en este caso positiva, entre tal porcentaje y la participación de los mayores en la fuerza laboral, por entenderse que el trabajador autónomo permanece en activo durante más tiempo que el trabajador asalariado, ya sea porque tiene un mayor control sobre la fecha e incluso sobre la intensidad de su retirada, como por el hecho, cada día menos frecuente, de que muchos autoempleados no están dados de alta en la Seguridad Social ¹².

A las circunstancias anteriores deben unirse otros factores importantes como el estado de salud, el nivel de salario en el momento de la jubilación, las rentas de capital que se poseen y el tipo de ocupación que se desarrolla, como determinantes de la edad elegida para el abandono de la vida activa, que han sido sugeridos por Clark, Kreps y Spengler ¹³ en una excelente revisión de los factores que afectan a la edad de jubilación de los mayores.

Sin embargo, pese a esa posible multiplicidad de factores explicativos, en los trabajos realizados sobre el tema hay dos hipótesis más importantes que compiten con respecto a cuál es el factor explicativo predominante en la reducción observada en la oferta de trabajo y en la consiguiente anticipación de la edad de jubilación ¹⁴. Una de estas hipótesis sugiere que los sistemas públicos de pensiones juegan un papel secundario y relativamente pasivo, y que es en cambio la falta de salud la principal razón para la jubilación. Por su parte, la otra hipótesis competitiva

compensación del trabajo y pueden generar el mismo tipo de efectos que las pensiones públicas; mientras que, contrariamente, los planes con beneficios definidos (DB) pueden tener grandes y complicados efectos incentivadores sobre el esfuerzo laboral, pero cuya magnitud depende de las disposiciones precisas de cada modalidad de este tipo de planes. En el mismo sentido ver también Lazear, E.P. (1991), págs. 431-433.

¹² En este sentido ver Fuchs (1982) y Hurd (1990, pág. 597).

¹³ Clark, R.; Kreps, J. y Spengler, J. (1978), especialmente el apartado cuarto, relativo a la oferta de trabajo de los mayores.

¹⁴ Para una revisión de las hipótesis competitivas ver Campbell, C.D. y Campbell, R.G. (1976), págs. 369-388; Boskin, M.J. (1977), págs. 1-25; Munnell, A.H. (1977), sobre todo el capítulo 4; Clark, R. et al., op. cit., págs. 931-2 y 939.

señala que son las pensiones públicas las que inducen o permiten a las personas mayores retirarse de la fuerza laboral.

Los trabajos que apoyan la primera hipótesis (esto es, la salud como principal factor explicativo) obtienen sus conclusiones a través de estudios retrospectivos basados en entrevistas a personas jubiladas, y son realizados fundamentalmente por autores que desarrollan su actividad en la administración de la Seguridad Social ¹⁵. Por su parte, los analistas que apoyan la hipótesis de las pensiones públicas como principal factor explicativo de la anticipación en la edad de jubilación, parten, no ya de entrevistas a jubilados, sino de análisis de regresión llevados a cabo sobre la base, o bien de datos macroeconómicos procedentes de un corte transversal internacional ¹⁶, o bien de datos microeconómicos obtenidos de un corte transversal de un solo país ¹⁷.

Con posterioridad al enfrentamiento de esas hipótesis aparentemente contrapuestas, surge una postura que podíamos denominar ecléctica, defendida por un conjunto de autores que mantienen que tanto la salud como las pensiones públicas juegan un papel importante de cara a la disminución observada en la oferta laboral de los mayores, y que posiblemente haya una interacción entre estas dos causas, en el sentido de que con mayor probabilidad reducirán su actividad laboral aquellos potenciales beneficiarios que disponiendo de una pensión de jubilación se encuentren con problemas de salud. Esta postura favorable a la interacción de ambos factores explicativos es mantenida entre otros por Barfield y Morgan (1974), Quinn (1977) y Clark et al. (1978) ¹⁸.

¹⁵ Wentworth, E.C. (1968); Reno, V. (1971), págs. 3-17 y (1976), págs. 41-51; Bixby, L.E. (1976), págs. 3-19.

¹⁶ Pechman, J.A.; Aaron, H.J. y Taussing, M.K. (1968) y Feldstein, M.S. (1977).

¹⁷ Bowen y Finegan (1969) y Boskin (1977).

¹⁸ Concretamente, Barfield, R.E. y Morgan, J.N. (1974, pág. 70) sostienen que «Los factores económicos suministran el soporte básico que permite la decisión de jubilación. Si uno puede permitirse el jubilarse, posteriormente su decisión estará afectada por su salud, y sus actitudes hacia el trabajo y la jubilación». Mientras que Quinn, J.F. (1977, pág. 345), opina en el

Si nos centramos en el papel que las pensiones públicas pueden jugar en este orden de cosas, puede pensarse que la existencia de tales sistemas genera diversos mecanismos a través de los cuales cabe esperar que los individuos sean inducidos a jubilarse anticipadamente, ya sea retirándose de forma total a una edad más temprana de la que hubieran elegido en otras circunstancias, o por medio de una retirada tan sólo parcial que pueda ser compatible con la percepción de la prestación a que se es acreedor.

Sin duda ninguna, el rasgo más importante que induce a la jubilación es la garantía de los recursos necesarios para cubrir las necesidades durante la vejez, que todos los programas ofrecen, cualesquiera que sean sus peculiaridades propias. En ese sentido se entiende que las pensiones garantizadas para el futuro generan un efecto renta o beneficio, que anima a las personas ancianas a elegir el ocio (a través de la jubilación anticipada), en lugar de seguir trabajando, puesto que tales prestaciones reducen el coste de oportunidad de la jubilación, en términos de reducción en la renta a que los trabajadores deben enfrentarse; definido éste como $(W-B)$, donde W es el salario neto y B la pensión a recibir del programa. Además, la mayor o menor incidencia que pueda tener este efecto renta, derivado del programa como un conjunto, depende de cuál sea la tasa según la cual la pensión reemplaza al salario previo (Munnell, A.H., 1977, pág. 63); de manera que si la tasa es elevada, los individuos no tienen inconveniente en elegir el ocio que la jubilación les facilita, y al contrario, si es baja, los trabajadores preferirán continuar su vida plenamente activa. Se ha sugerido también (ver Moffit, R.A., 1987, pág. 193), que el efecto depresivo sobre la oferta laboral que se desprende del programa de pensiones será mayor si el valor capitalizado de las prestaciones que se esperan recibir del mismo aumenta de manera no anticipada¹⁹, y ello por-

mismo sentido que «En términos agregados, estos programas (de pensiones) inducen significativamente a la retirada de la fuerza laboral, pero su efecto surge mucho más fuerte en aquellos que tienen alguna limitación de salud de alguna clase». Mientras que para los últimos autores aludidos (Clark et al., 1978, págs. 931-932), «puede haber también efectos de interacción entre la salud de un individuo y la disponibilidad de beneficios de jubilación».

¹⁹ Por medio de los que Moffit, R.A. (1987) denomina un «shock de riqueza no anticipado» (pág. 193).

que se supone que la participación laboral anterior al *shock* fue mal planificada. Como el efecto desalentador será mayor cuanto más tarde ocurra dicho fenómeno a lo largo del ciclo vital, cabe esperar que afecte de manera más apreciable si ocurre a las personas próximas a la jubilación²⁰.

Ahora bien si este efecto renta, así como el derivado de los cambios no anticipados en el valor capital de las prestaciones, que inducen a la anticipación en la jubilación, son comunes a todo tipo de programas de pensiones, hay otra serie de factores que actúan en la misma dirección, pero que derivan de ciertas características que no todos los sistemas reúnen, aunque sí la mayoría de ellos. En primer lugar, aquellos programas que tienen establecido un test o prueba de medios, en el sentido aludido anteriormente, inducen a la jubilación anticipada, al menos en mayor medida que los sistemas en los que no rige esta disposición. Efectivamente, aquellos individuos que una vez sobrepasada la edad normal de jubilación continúen trabajando, resultarán sancionados como resultado de la vigencia de esta prueba, pues han de pagar sobre sus rentas de trabajo el tipo de cotización normal, y además serán gravados por el tipo impositivo ficticio que supone el test de ingresos, en términos de prestación perdida. Por tanto, estos individuos tenderán o bien a reducir el número de horas que trabajan en la vejez (lo cual no siempre es posible), si el test establece una renta mínima que está exenta, o a jubilarse plenamente, en otro caso.

Otro rasgo frecuente en la mayoría de los programas públicos de pensiones, y que también puede dar lugar a una disminución en la oferta de trabajo de los mayores, es la falta de justicia actuarial como objetivo

²⁰ Restando en cierta medida importancia al impacto de los cambios no anticipados en el valor capitalizado de las prestaciones sobre la oferta laboral, Hurd (1990, pág. 590, nota 29), recuerda que un cambio ocurrido hace algunas décadas debe tener mucho menor efecto sobre dicha variable que otro porcentualmente similar que aconteciese en la actualidad, porque ahora la importancia de las pensiones sobre la renta nacional es mucho mayor. En razón de esa falta de homogeneidad entre los cambios que pudiesen ocurrir en épocas distintas del programa, Hurd piensa con muy buen criterio que los ocurridos al comienzo del programa —a pesar de que pudiesen ser no anticipados— habrán afectado relativamente menos a la oferta laboral.

programático, en el sentido de que tales sistemas no se plantean ofrecer a cada jubilado el valor capital de las cotizaciones que ha satisfecho, más la rentabilidad generada por las mismas, cualquiera que sea la edad de jubilación del interesado²¹. Efectivamente, esa falta de justicia actuarial, unida a la necesidad de abandonar la vida activa o de reducir el número de horas trabajadas, según los casos, para comenzar a recibir la prestación, imponen una sanción sobre aquellos que continúan en activo una vez alcanzada la edad voluntaria de jubilación, pues durante este tiempo, no sólo pueden perder las pensiones que habrían cobrado si se hubiesen jubilado, sino que además continúan cotizando al sistema. Por tanto, puesto que aquellos que prolongan su actividad después de la edad de jubilación, por encima de las horas de trabajo que le reportan un salario superior al mínimo exento del test de ingresos, ven disminuido el valor capital de las pensiones a recibir, tienen un fuerte estímulo para jubilarse antes de lo que tenían planeado.

También puede inducir a la jubilación anticipada el hecho de que aun si el programa fuese actuarialmente justo (en el sentido antes señalado) y la pensión esperada fuese sustancial, no se pueden usar tales beneficios futuros como garantía para obtener préstamos²². Por tanto, aquellas personas que quisieran disponer anticipadamente de sus prestaciones futuras pidiendo un crédito contra las mismas, al no poder realizar esta operación, se verán incentivados a jubilarse para contar con el valor capital de sus derechos futuros. Finalmente, la propia dinámica generada por el funcionamiento continuado del programa, puede hacer creer a los individuos que la edad voluntaria de jubilación, fijada en el mismo, es la edad 'normal' a la que deben jubilarse, sin plantearse la opción alternativa²³. Por tanto, como los indivi-

duos tienden a ver erróneamente a la edad legal de jubilación como una edad obligatoria, puede que algunos se jubilen antes de lo que hubiesen planeado de otro modo.

En definitiva, son múltiples y variados los rasgos de los programas públicos de pensiones vigentes en los países desarrollados, que pueden impulsar a los individuos a reducir su esfuerzo laboral durante las últimas fases de su ciclo vital²⁴, destacando entre ellos los que hemos analizado hasta este punto²⁵.

3.3. *La oferta de trabajo de las personas próximas a la jubilación*

Muchos programas públicos de pensiones suelen establecer disposiciones que permiten la jubilación anticipada o, en términos más generales, «a la carta», aunque en la mayoría de los casos con reducción en las prestaciones anuales para compensar por el mayor número de años que en ese caso se recibirían las mismas. Si bien generalmente tal reducción conlleva un ajuste actuarial que debería inducir a los individuos a trabajar hasta la edad normal²⁶ de jubilación, en la cual ya obtendrían los beneficios completos, en lugar de impulsarlos a retirarse a la edad mínima admisible, lo cierto es que cada vez en mayor medida muchos asegurados suelen comenzar a recibir sus pensiones antes de la edad normal. Para explicar ese comportamiento, aparentemente contrario a la lógica económica, podrían imaginarse, al menos, tres explicaciones alternativas²⁷.

²¹ Ver Crawford, V.P. y Lilien, D.M. (1981, págs. 505-529), y Burkhauser, R.V. (1979 y 1981).

²² Hay países cuyas legislaciones impiden expresamente el préstamo avalado por las prestaciones futuras. Ver, por ejemplo, Feldstein, M.S. (1983, nota 8, pág. 7).

²³ Munnell, A.H. (1977, pág. 556). Debe resaltarse que los sistemas de Seguridad Social occidentales suelen establecer una edad mínima a partir de la cual se pueden comenzar a recibir las pensiones por su importe íntegro; sin embargo, por término general, esa edad de jubilación no es obligatoria.

²⁴ Para Burkhauser, R.V. y Turner, J.A. (1980), pág. 129, todo este conjunto de factores que inducen a la jubilación anticipada constituyen auténticas disposiciones antitruabajo.

²⁵ Para un análisis gráfico detallado de la influencia de las pensiones públicas sobre la actividad laboral de los mayores ver Gómez Sala, J.S. (1992, págs. 67-79).

²⁶ Tal circunstancia queda claramente de manifiesto en los datos del cuadro número 32 del anexo I del trabajo de investigación original (Gómez Sala, J.S., 1992).

²⁷ Ver Aaron, H.J. (1982), págs. 60-64.

Por un lado, la causa puede ser totalmente ajena al régimen de pensiones, y estar relacionada con el hecho de que a medida que se eleva la renta, la gente consume más de una gran diversidad de bienes, entre los que podría incluirse el ocio. De ese modo, la tendencia creciente de los trabajadores a solicitar pensiones antes de los 65 años, y a que se reduzca por tanto la edad media de jubilación, podría ser atribuida a la elevación de las rentas.

En segundo lugar, no puede descartarse que determinados programas públicos de pensiones puedan animar a la jubilación anticipada, si pagan más en valor actualizado a los asegurados a lo largo de su ciclo vital por un adelanto en la edad de jubilación. Incluso si un programa concreto no permite por término medio que la jubilación anticipada incremente los beneficios vitales esperados, puede que lo haga para algunos grupos de trabajadores, que desempeñan por lo general actividades especialmente penosas o insalubres o que esperan tener una corta esperanza de vida.

Finalmente puede ocurrir que, aun siendo totalmente neutrales los incentivos financieros de las pensiones públicas, la gente perciba incorrectamente el valor de los flujos de beneficios obtenibles a la edad mínima y a la normal de jubilación, y la miopía o incluso irracionalidad deben favorecer la primera edad sobre la última. Por ejemplo, si el horizonte de planificación del trabajador anciano típico fuera más corto de lo que el modelo del ciclo vital sugiere, el cobro inmediato de la pensión a la edad mínima admisible puede resultar más atractivo que un flujo objetivamente equivalente de pagos mayores que comience a recibirse tres o cuatro años más tarde.

Determinar con claridad cuál o cuáles de estos factores vienen predominando en cada programa de pensiones constituye sin duda una tarea bastante compleja, si no imposible. Por una parte, no cabe duda de que las rentas se han estado elevando durante un largo período de tiempo, y de que la tendencia de los trabajadores ancianos a retirarse de la fuerza laboral es anterior a la instauración de los regímenes públicos de pensiones. Además, tales programas, aunque parecen crear incentivos para jubilarse a la edad de 65 años, si se emplea el entra-

mado del ciclo vital para el análisis, parecen actualmente por término medio animar a trabajar entre la edad mínima de jubilación y los 65 años. Si además de lo anterior se supone que bajo tales regímenes los trabajadores comprenden estos incentivos y hacen planes como sugiere el modelo del ciclo vital, habría que esperar que pocas prestaciones se solicitasen entre la edad mínima y la normal de jubilación, así como que un gran número de jubilaciones se produjesen en esta última. Pero pese a lo anterior, no cabe duda de que se está produciendo una tendencia creciente a solicitar prestaciones antes de los 65 años. Ese fenómeno, en fin, podría reflejar un crecimiento de la riqueza media de los colectivos más viejos, o una drástica reducción en la salud o en las oportunidades de trabajo para las personas próximas a la edad normal de jubilación, pero no hay evidencia clara para ninguna de estas tendencias. Alternativamente, tal circunstancia puede contradecir el supuesto de que la gente comprenda los incentivos alentados por las pensiones públicas; en este sentido, la explicación más razonable al fenómeno que venimos comentando, que parece contrario a la lógica del análisis económico, debe situarse en el hecho de que los cálculos y ajustes actuariales que deben realizar los individuos para introducir adecuadamente las prestaciones de jubilación en sus cálculos vitales son demasiado complicados para una mente intermedia²⁸.

3.4. *La investigación empírica*

A pesar de la amplia variedad de factores que como hemos visto a lo largo de este capítulo afectan a la oferta laboral de los mayores, suele aceptarse que no se han realizado trabajos empíricos que modelicen la influencia de la totalidad de los mismos. Así, como señalan Mitchell y Fields (1981, pág. 41) después de

²⁸ En efecto, como sugiere Aaron, H. (1982, pág. 64): «... la probabilidad de que la gente comprenda las complejidades de las alteraciones de beneficios y el ajuste actuarial es pequeña. Si los analistas han fracasado hasta recientemente para descifrar sus efectos y continúan en desacuerdo acerca de si constituyen un subsidio o un impuesto, ¿cómo van a encontrar la respuesta los trabajadores y sus esposas?».

una fructífera revisión de la investigación realizada sobre el tema, «Hasta la fecha, ningún estudio empírico toma en cuenta los valores actualizados de todas estas ... variables, sino tan sólo sus flujos a lo largo del tiempo», y concluyen «que muchos de los estudios empíricos no nos dicen mucho acerca de los efectos de los flujos de salarios y pensiones sobre el comportamiento hacia la jubilación» (pág. 45).

Resulta evidente que la mejor forma de llevar a cabo el análisis de los condicionantes de la decisión individual de jubilación, sería en base a cómo se prevea que los trabajadores lo realizan. Con esa intención muchos de los estudiosos de los efectos de las pensiones públicas sobre la oferta laboral parten de alguna variante del modelo del ciclo vital; sin embargo, la ausencia de datos sobre algunas variables relevantes los induce a adoptar especificaciones de comportamiento no totalmente coherentes con la teoría.

El principal problema que se plantea a este respecto es que el modelo del ciclo vital postula que los trabajadores basan su oferta de trabajo (y su ahorro) no sobre los salarios y pensiones corrientes, sino sobre el valor presente descontado de la renta futura esperada de todas las fuentes; sin embargo, todos esos datos no se encuentran siempre disponibles. Por ese motivo, los diferentes autores que se han acercado al tema que nos ocupa han usado una gran variedad de medidas tanto de jubilación, como de pensiones públicas, tasas de salarios y pensiones privadas.

El hecho quizás más preocupante a este respecto consiste en que la utilización de unas u otras medidas para suplir las verdaderas variables explicativas, según el sentido del modelo del ciclo vital, condiciona de manera importante los resultados de las estimaciones. Esta circunstancia parece suficientemente puesta de manifiesto por un estudio de Fields y Mitchell (1982), en el que usando varias medidas alternativas de estas variables principales, calcularon de cuatro formas diferentes el efecto del programa público de pensiones estadounidense sobre la edad de jubilación de una muestra de 390 trabajadores. De ese modo tales autores concluyen que estas variaciones generaron estimaciones tan dispares como

que las pensiones públicas retrasaron la jubilación, la anticiparon o la dejaron inalterada, sobre la base de los mismos datos.

Por todos estos motivos la impresión que se puede extraer tras un repaso de la evidencia disponible acerca del efecto de las pensiones públicas sobre la oferta laboral son bastante poco concluyentes²⁹. La incertidumbre resultante se fortalece aún más si se piensa que los principales *surveys* realizados sobre el tema, entre los que destacan los realizados por Clark et al. (1978), Break (1981), Danziger et al. (1981), Mitchell y Fields (1981) y Hurd (1990), alcanzan impresiones no totalmente coincidentes. Así, mientras que para Break (1981, pág. 56) «Los análisis empíricos... indican de forma consistente la presencia de fuertes incentivos a la jubilación como resultado de la seguridad social», para otros autores que se han ocupado más recientemente del tema, como Hurd (1990, pág. 595), «... hay poco acuerdo sobre la magnitud de los efectos»³⁰.

Todo lo que puede concluirse es que un buen número de analistas creen que un aumento en las prestaciones incrementa las probabilidades de jubilación, y que en líneas generales el propio nivel absoluto de las mismas tiene como consecuencia el que la participación laboral de los ancianos es menor a la que se observaría en ausencia del mencionado programa.

²⁹ Como destaca finalmente Aaron, H. (1982, pág. 60): «La debilidad de los datos y los problemas e importancia de la especificación, junto con la indeterminación teórica de los efectos esperados, atenúan la confianza que se puede depositar sobre estudios anteriores de los efectos de la Seguridad Social como un conjunto sobre la oferta de trabajo». Ahora bien, como recuerda Lazear, E.P. (1991, pág. 405): «Los resultados son análogos a otros que se producen en la literatura sobre la oferta de trabajo; no sólo las magnitudes de los parámetros difieren considerablemente, y a menudo, entre los distintos estudios, sino que ni siquiera existe un acuerdo completo sobre el signo de los efectos».

³⁰ En un sentido muy parecido se manifiesta Mitchell y Fields (1982) y Aaron (1982). Concretamente, este último señala que «Acercado de esto todo lo que puede decirse es que la preponderancia de una serie de estudios, cuyo valor probatorio es bastante reducido, sugiere que la Seguridad Social como conjunto disminuye la oferta laboral de los trabajadores más viejos en alguna cantidad» (Aaron, H., 1982, pág. 60).

Con relación al tipo de datos estadísticos utilizados en los trabajos empíricos, puede señalarse que la gran mayoría de ellos hacen uso de datos microeconómicos y que se han llevado a cabo exclusivamente para los Estados Unidos³¹, mientras que son escasos los que se basan en datos agregados, ya sea para un solo país o para un grupo de ellos. Con relación a estos últimos se observa también que la mayoría de ellos no se han ocupado exclusiva, ni fundamentalmente, del estudio de los efectos sobre la oferta de trabajo de los mayores, sino de los efectos sobre el ahorro, en los que inciden de manera indirecta también los mencionados anteriormente.

Los estudios empíricos basados en datos microeconómicos, generalmente en modo panel, llegan en la mayoría de los casos a la conclusión de que las pensiones públicas reducen la oferta laboral de los trabajadores mayores (Boskin, 1977; Boskin y Hurd, 1978; Quinn, 1977; Pellechio, 1978; Burkhauser, 1980; Hurd y Boskin, 1984; Hurd, 1990), aunque el tamaño de los efectos obtenidos varía, y algunas estimaciones concluyen que dichas prestaciones han incrementado la oferta laboral o no tienen efecto importante sobre ella (Kotlikoff, 1979; Gordon y Blinder, 1980, y Burkhauser y Turner, 1978). Los escasos estudios de este tipo que se han preocupado

³¹ Los trabajos de este tipo realizados en el mencionado país usan algunos de los siguientes conjuntos de datos disponibles, ricos en detalles:

- el estudio de panel de dinámica de rentas del «Survey Research Center» (Universidad de Michigan), basado en una muestra nacional de cinco mil familias entrevistadas anualmente de 1968 a 1972, utilizado entre otros autores por Boskin (1977);
- el estudio temporal de historias de jubilación de la Administración de la Seguridad Social estadounidense: un estudio de panel de familias con titulares entre los 58 y los 63 años reentrevistados en intervalos de dos años; utilizado por Quinn (1975) y por Boskin y Hurd (1978);
- y el «Current population survey-Internal revenue service-Social security administration» de 1973, que fue utilizado por Pellechio para estudiar el comportamiento de los varones casados de 60 a 70 años de edad con derecho a beneficios de la Seguridad Social pero no cubiertos por el sistema de jubilación de los ferrocarriles y no empleados por los gobiernos federal o estatales (Pellechio, 1978-a, 1978-b, 1979-a).

de la oferta de trabajo durante la vida activa parecen mostrar apoyo a la existencia de un efecto intertemporal en la oferta laboral, que hace que los jóvenes trabajen más horas que los mayores³².

Los trabajos basados en datos agregados procedentes de un corte transversal de países, apoyan en líneas generales la hipótesis de la presencia de un efecto jubilación inducida por las pensiones públicas³³. En este sentido, ya Pechman, Aaron y Taussig (1968), empleando datos agregados de diecinueve países en 1957, alcanzan resultados que les permiten afirmar que crecimientos en las prestaciones medias del sistema público de pensiones, expresadas como una ratio sobre las ganancias medias en la industria, tuvieron como consecuencia unas tasas más bajas de participación en la fuerza laboral de las personas más viejas. También los estudios internacionales de Feldstein (1977); Kopits y Gotur (1980); Bush y Wüger (1981); Koskela y Viren (1983); y de Modigliani y Sterling (1983), aunque en el marco de modelos más amplios que pretenden en la mayoría de los casos determinar el efecto de las pensiones sobre el ahorro, incluyen una ecuación de jubilación; las estimaciones respectivas les permiten concluir en líneas generales que tales prestaciones se muestran a través de las diversas comparaciones entre países como un factor explicativo de primer orden de la participación laboral de los mayores, cuya tasa suele ser la variable independiente en tales ecuaciones.

Las contrastaciones que basan sus estimaciones en datos históricos o temporales para un solo país son mucho más escasas; aunque también, en líneas generales, la evidencia que se desprende de las mismas muestra un claro apoyo a la existencia de un efecto jubilación inducida por las pensiones públicas, desde el clásico estudio de Long (1958) para los Es-

³² En este sentido Burkhauser y Turner (1978, pág. 712) concluyen que «La evidencia que ha sido presentada para los Estados Unidos sugiere que la Seguridad Social ha elevado la semana laboral en dos horas por encima de lo que hubiese sido de otro modo, para los varones jóvenes».

³³ Un estudio minucioso de la metodología y principales conclusiones de este grupo de evidencia lo hemos realizado en Gómez Sala, J.S. (1989, págs. 362-379).

tados Unidos³⁴, hasta los más recientes de Chao (1987), para el mismo país, y de Daly y Grage (1981), para Canadá.

4. Definiciones y fuentes de datos

En las páginas que restan de este trabajo voy a intentar verificar empíricamente si la cobertura por programas públicos de pensiones viene afectando a la oferta laboral de los ciudadanos de algunos países occidentales desarrollados, para los que se han podido obtener los datos estadísticos suficientes. Con esa finalidad llevaré a cabo un análisis econométrico de la relación que pueda existir entre la oferta de trabajo y diversas medidas representativas de las pensiones públicas; aunque, compartiendo la opinión manifestada por algunos expertos tras repasar la evidencia econométrica anterior, y según la cual la misma «... no aporta nada adicional que una observación cuidadosa de las tendencias mostradas en los gráficos...» (Aaron, 1982, pág. 60)³⁵, procuraré obtener previamente una visión intuitiva al respecto, en base al análisis detallado de los datos estadísticos y de los gráficos en los cuales los mismos se representan.

Tanto con el simple estudio de los datos como con el análisis econométrico realizaré, por un lado, una comparación internacional al respecto, para

analizar si entre los factores explicativos de las diferencias entre países en la oferta laboral ocupan un lugar destacado las pensiones públicas. En segundo término, y en la medida en la que los datos disponibles así lo permitan, llevaré a cabo análisis individualizados de series temporales por países, para intentar comprender de una manera más pormenorizada el papel que estas prestaciones ejercen sobre las ofertas laborales respectivas. Finalmente, trataré de realizar una estimación internacional de tipo panel, combinando el empleo de los datos temporales disponibles para un conjunto de países; un modo de proceder con pocos precedentes en la literatura sobre el tema³⁶.

Para poder realizar este tipo de comparación internacional se plantea en primer lugar el problema de disponer de los datos estadísticos adecuados que permitan reflejar los esperados efectos de las pensiones sobre la oferta laboral. En ausencia de datos muestrales que nos suministraran información acerca de la verdadera respuesta de los trabajadores afectados, la medida más cercana del posible impacto sobre el colectivo de personas mayores la ofrece la tasa de actividad o de participación en la población activa de los individuos con edad igual o superior a sesenta y cinco años (**TA**). Los datos con relación a esta variable, para dieciséis países de la OCDE durante el período 1969-1985, los hemos calculado a partir de las *Statistiques de la population active* publicadas por la propia OCDE (1989-b), y se contienen en el cuadro I. La interpretación que cabe hacer de esta magnitud es que si las pensiones públicas hubiesen ejercido el esperado efecto de inducción a la jubilación a partir de la edad normal para la misma, a medida que el nivel de protección y cobertura por parte de estas prestaciones se ha ido elevando, dicha tasa de actividad debería haber disminuido como consecuencia del adelanto en el abandono de la vida activa; o, en términos internacionales, tal efecto existiría siempre que la tasa de actividad de los mayores sea más reducida en los

³⁴ Examinando las tendencias de la participación en la fuerza laboral de los mayores en los Estados Unidos desde 1890 a 1950, Long (1958) observó una reducción continua y significativa del trabajo realizado por este colectivo durante el mencionado período, en el cual las pensiones públicas y privadas eran prácticamente inexistentes. El concluye que antes de 1950 «... la seguridad social y las pensiones (privadas) se encontraban lejos de ser la principal fuerza (aunque sin duda ayudaron) en provocar la retirada de las personas ancianas del mercado laboral» (pág. 163).

³⁵ En el mismo sentido se manifiesta Break cuando señala que «Puede aprenderse mucho analizando simplemente los datos sobre población activa por sí mismos» (Break, G.F., 1981, pág. 56).

³⁶ Tan sólo el trabajo de Koskela, E. y Virén, M. (1983), que usa datos para 16 países de la OCDE a lo largo del período 1960-77 para la mayoría de ellos, pero que se centra básicamente en los efectos sobre el ahorro.

CUADRO I. TASA DE ACTIVIDAD DE MAYORES DE 65 AÑOS, 1969-1985
(porcentajes)

AÑO	CEE-8										EUR-4			NOEUR-4		
	ALEM.	ESP.	FRAN.	IRLAN.	ITAL.	P.BAJOS PORT.	R.UN.	AUST.	FINL.	NOR.	SUEC.	ATL.	CAN.	EEUU	JAP.	
1969	12.72	15.74	14.17	—	—	—	11.94	—	—	—	19.43	11.87	13.67	16.42	32.92	
1970	10.39	15.04	12.76	—	—	—	11.65	5.80	22.12	—	17.71	11.40	12.93	15.99	31.75	
1971	9.44	14.30	11.82	28.26	—	6.17	11.29	—	21.25	—	16.77	11.61	11.83	15.29	30.42	
1972	9.03	15.20	11.31	—	—	5.68	10.77	—	19.95	28.22	15.81	11.60	10.73	14.76	29.21	
1973	8.83	15.76	10.28	—	—	5.31	10.19	—	19.36	25.40	14.69	11.02	10.43	13.83	29.76	
1974	7.89	14.58	9.54	—	—	4.84	23.83	9.61	18.11	22.33	13.32	10.05	10.21	13.31	28.73	
1975	6.86	12.79	8.95	16.73	—	4.43	20.55	9.05	4.40	16.29	23.66	9.28	10.93	13.07	27.93	
1976	6.18	12.12	8.18	—	—	3.86	—	8.45	—	15.81	25.90	8.02	9.46	12.42	27.22	
1977	5.62	10.50	7.41	14.86	8.50	3.29	—	7.91	—	12.25	26.07	7.77	9.28	12.31	26.80	
1978	5.08	9.24	6.82	—	7.95	2.75	—	6.98	—	10.73	26.02	6.66	9.14	12.53	26.80	
1979	4.72	8.52	6.13	14.18	7.59	2.88	—	6.10	—	9.85	25.39	6.23	9.05	12.36	26.43	
1980	4.50	7.38	4.93	—	7.51	2.50	16.41	6.23	2.80	9.71	22.02	6.28	8.87	11.92	26.31	
1981	4.18	6.27	4.61	13.25	7.02	1.97	14.66	6.29	—	9.73	23.35	5.96	8.67	11.61	26.25	
1982	4.06	5.24	3.75	—	5.45	2.06	13.71	5.78	—	8.77	21.37	5.32	8.39	11.89	25.55	
1983	3.88	5.08	3.39	11.56	5.76	2.05	17.03	5.15	—	7.65	19.56	4.83	8.17	11.13	25.59	
1984	3.50	4.04	3.59	10.20	5.02	1.91	14.22	5.08	3.30	7.02	20.04	5.23	8.04	10.51	24.89	
1985	3.26	3.64	3.39	8.97	4.81	1.76	12.44	5.05	—	6.84	18.69	4.90	7.62	10.20	24.32	

FUENTE: OCDE (1989-b) y elaboración propia.

CUADRO 2. HORAS DE TRABAJO POR SEMANA, 1970-1985
(en los sectores no agrícolas)

AÑO	CEE-8										EUR-2		NOEUR-4		
	ALEM.	ESP.	FRAN.	IRLAN.	ITAL.	P.BAJOS	PORT.	R.UN.	NOR.	SUEC.	ATL.	CAN.	EEUU	JAP.	
1970	(b) 44.0	(a) —	(a) 45.5	(a) 42.8	(a) 39.0	(b) 44.4	(a) 41.0	(a) 45.7	(a) —	(a) —	(a) —	(b) —	(b) 37.1	(a) 43.1	
1971	43.2	—	45.1	42.4	39.2	44.4	40.8	44.7	—	38.2	37.4	—	36.9	42.7	
1972	42.8	—	44.6	42.5	39.0	43.6	42.2	45.0	—	37.0	36.6	—	37.0	42.4	
1973	42.8	—	44.4	42.4	38.5	43.1	42.7	45.6	—	36.8	36.6	—	36.9	42.0	
1974	41.9	—	43.7	39.9	38.5	42.3	42.6	45.1	—	36.8	36.1	—	36.5	40.0	
1975	40.5	—	42.7	41.6	38.6	41.4	40.7	43.6	—	36.6	35.4	—	36.1	39.7	
1976	41.6	43.7	41.8	—	38.6	41.4	39.0	44.0	—	36.3	35.2	—	36.1	40.3	
1977	41.7	42.3	41.4	—	38.6	41.4	38.5	44.2	36.8	35.9	35.0	—	36.0	40.3	
1978	41.6	41.6	41.1	—	38.7	41.3	38.7	44.2	36.7	35.7	35.9	—	35.8	40.5	
1979	41.9	40.5	40.9	—	38.3	41.4	39.5	44.0	36.4	35.7	35.5	—	35.7	40.7	
1980	41.6	40.1	40.8	—	38.7	41.2	38.4	43.0	36.2	35.6	35.0	—	35.3	40.6	
1981	41.2	39.5	40.5	—	38.8	41.1	38.5	43.0	35.9	35.4	35.0	—	35.2	40.4	
1982	40.7	39.5	39.5	—	38.6	41.0	38.4	42.9	35.9	35.6	34.5	—	34.8	40.3	
1983	40.5	38.8	39.2	—	38.6	41.0	38.9	43.3	35.7	35.7	34.6	32.4	35.0	40.4	
1984	40.9	37.9	39.0	—	38.9	40.9	38.2	43.4	35.9	36.0	35.0	32.5	35.2	40.7	
1985	40.7	37.5	38.9	—	—	40.9	38.2	—	36.3	36.3	34.5	32.5	34.9	40.6	

(a) Horas efectivamente trabajadas.

(b) Horas pagadas.

FUENTE: OIT: *Yearbook of Labor Statistics*, varios años, y elaboración propia.

países con protección media más alta por este concepto. En definitiva, debería existir una correlación de signo negativo entre esta tasa de participación laboral de los mayores y las medidas representativas de las pensiones públicas.

Por lo que respecta a la oferta de trabajo de los activos, el impacto de las pensiones sobre la misma intentaremos sintetizarlo en base a la respuesta observada en el número de horas de trabajo por semana (**OT**), que suministran los *Yearbook of Labor Statistics* de la OIT, y que para catorce países durante los años 1970 a 1985 aparecen recogidos en el cuadro 2. La interpretación que cabría conceder a estos datos debe ir en el sentido de que para que quedase confirmado el efecto sustitución intertemporal en la oferta laboral, las horas semanales de trabajo deberían haber crecido a la par que las prestaciones de los programas públicos de pensiones han ido aumentando³⁷; o, en una visión de corte transversal internacional, el número medio de horas por semana debería ser mayor en los países con una protección más elevada. Es decir, tal impacto de los programas públicos de pensiones se hubiera producido siempre que hubiese existido una correlación de tipo positivo entre las horas de trabajo y las diversas variables representativas de tales prestaciones.

Como tendremos ocasión de comprobar más adelante, el límite con relación al número de países que integran la muestra que aquí vamos a utilizar lo imponen las estadísticas mencionadas sobre oferta laboral, y concretamente se sitúa en dieciséis países para la tasa de actividad de los ancianos y en catorce para las horas de trabajo por semana. También, son las mismas fuentes estadísticas, junto con los datos instrumentales necesarios para el análisis econométrico y para la comparación sobre una base homogénea, los que suelen limitar el año inicial al que referiremos el análisis empírico. Por su parte, la fecha límite al período temporal para el que se dis-

³⁷ Con la finalidad, recordemos, de que los activos obtuviesen más ahorro con el que poder financiar la mayor duración de la jubilación, que se produce como consecuencia del adelanto en el abandono de la vida activa, al que las pensiones públicas les ha inducido.

pone de datos por países la imponen generalmente las estadísticas sobre pensiones públicas, a las que ahora nos referiremos.

Tampoco resulta fácil disponer para un número adecuado de países de datos comparables sobre las prestaciones ofrecidas por los regímenes públicos de pensiones respectivos, pero esta labor la facilita la información que suministra la OCDE (1988-a) en el informe titulado *La Réforme des Régimes Publics de Pensions*. Sobre la base de las cifras de gasto público total anual en pensiones públicas expresadas en las monedas nacionales de los respectivos países, se nos plantea el problema de expresar esas magnitudes en la forma más cercana posible al modo según el cual los sujetos perciben el nivel de protección que reciben de estas prestaciones. Aunque se ha discutido bastante en la literatura especializada acerca de cuál puede ser la percepción auténtica por parte de los individuos, y ante la imposibilidad de calcular para cada uno de los países occidentales desarrollados y un buen número de años el valor de la riqueza ficticia creada por las pensiones públicas³⁸, que sería la magnitud más acorde con la filosofía del modelo del ciclo vital, vamos a utilizar cuatro medidas alternativas de tal circunstancia.

La primera variable alternativa que vamos a emplear (que designaremos como **P1**) es el cociente del gasto total en pensiones públicas entre el producto interior bruto, expresado en forma de porcentaje, y cuyos valores aparecen recogidos en el cuadro 3. La segunda variable es una estimación de la pensión media pagada por el programa de cada país, calculada dividiendo el gasto total en pensiones públicas entre la población igual o mayor de sesenta y cinco años, al no haber podido disponer de las cifras reales de pensionistas para todos los países; tal medida se utiliza ya sea en dólares constantes de 1980, tras expresarla en monedas reales de cada país y convertirla en moneda común con el tipo de cambio de cada moneda respectiva por dólar en ese año (la variable **P2**) (ver cuadro 6), o bien en térmi-

³⁸ Las complicaciones que entraña ese cálculo ya las he analizado pormenorizadamente en Gómez Sala, J.S. (1987-a, página 155).

CUADRO 3. PENSIONES PUBLICAS. GASTO TOTAL SOBRE EL PIB, 1960-1985
(porcentajes)

AÑO	CEE-11										EUR-4			NOEUR-4					
	ALEM.	BELG.	DINAM.	ESP.	FRAN.	GREC.	IRLAN.	ITAL.	P.BAJ.	PORT.	R.UN.	AUST.	FINL.	NOR.	SUEC.	ATL.	CAN.	EEUU	JAP.
1960	9.7	—	4.6	—	6.0	—	2.5	4.7	4.0	—	4.0	9.6	3.8	3.1	4.4	3.2	2.7	4.1	1.3
1961	9.6	—	4.7	—	6.3	—	2.8	4.5	4.2	—	4.1	9.9	4.1	3.4	4.5	3.5	2.8	4.4	1.2
1962	9.5	—	4.7	—	6.6	3.8	2.7	4.9	4.3	1.5	4.2	10.4	4.3	4.0	4.7	3.4	2.9	4.4	1.2
1963	9.5	—	5.0	—	6.9	4.2	2.7	5.4	4.9	1.4	4.4	10.7	4.4	4.1	5.0	3.3	2.9	4.5	1.1
1964	9.8	—	4.7	—	7.3	4.2	2.6	5.5	5.1	1.5	4.4	10.7	4.4	4.3	4.9	3.2	3.0	4.4	1.1
1965	9.7	—	5.0	—	7.7	4.3	2.8	6.7	6.1	1.4	4.8	10.8	4.5	4.0	5.1	3.2	2.8	4.5	1.2
1966	10.0	—	5.3	—	8.1	4.6	3.0	6.9	6.4	1.5	4.8	11.2	5.0	5.6	5.4	3.1	2.7	4.4	1.2
1967	11.2	—	5.5	2.4	8.1	5.2	2.9	6.5	6.4	1.5	4.9	11.7	5.3	6.0	5.7	3.0	3.0	4.5	1.2
1968	10.9	—	5.8	2.7	8.5	5.4	2.9	7.0	6.3	1.6	5.0	11.8	5.3	6.4	6.0	3.0	3.0	4.7	1.2
1969	10.5	—	5.6	2.9	8.4	5.2	2.9	8.6	6.5	1.6	4.9	12.0	5.1	6.9	6.1	3.0	3.0	4.7	1.1
1970	10.4	—	7.2	3.1	8.4	5.3	3.2	7.1	6.6	1.7	4.9	11.6	5.2	7.2	6.1	2.9	3.2	5.2	1.2
1971	10.4	8.4	7.3	3.5	8.4	5.2	3.4	7.5	7.1	1.8	4.9	11.8	5.6	7.6	6.7	3.0	3.3	5.5	1.2
1972	10.8	8.7	7.2	3.5	8.6	4.9	3.2	8.3	7.3	2.1	5.5	11.6	5.7	7.7	7.1	3.4	3.4	5.6	1.3
1973	10.9	9.1	7.2	3.7	8.6	4.4	3.5	8.2	7.6	2.4	5.4	11.4	5.5	8.0	7.2	3.6	3.5	6.0	1.5
1974	11.7	9.5	7.5	3.9	8.9	4.6	3.8	7.8	8.1	3.0	6.0	11.5	5.7	7.9	7.7	4.1	3.5	6.3	2.0
1975	12.6	10.5	7.8	4.3	10.0	4.8	4.2	9.0	8.9	4.1	6.0	12.5	6.1	8.0	7.7	4.5	3.7	6.7	2.6
1976	12.9	10.7	7.4	4.3	10.2	4.8	4.2	9.4	9.2	4.7	6.2	13.0	6.5	8.2	8.3	4.6	3.9	6.8	3.2
1977	13.1	11.0	7.5	5.1	10.7	5.2	3.9	9.5	9.9	4.9	6.3	13.0	7.0	8.5	9.5	5.0	3.9	6.7	3.6
1978	12.7	11.2	7.7	6.2	11.0	5.8	3.9	10.5	10.6	5.2	6.4	13.5	7.0	8.7	10.1	4.9	4.1	6.5	3.8
1979	12.3	11.7	8.5	6.9	11.1	5.4	3.9	10.2	10.8	5.4	6.2	13.5	6.6	8.4	10.3	4.8	4.2	6.6	4.1
1980	12.1	11.9	9.1	7.3	11.3	5.8	4.5	10.4	11.0	6.1	6.3	13.5	6.5	7.9	10.9	4.8	4.4	6.9	4.4
1981	12.2	12.7	9.3	8.0	11.8	7.2	4.7	11.4	11.1	7.0	6.8	13.8	6.5	7.9	11.6	4.9	4.5	7.2	4.7
1982	12.5	12.6	9.3	8.2	12.1	9.0	5.2	11.9	11.3	7.3	7.1	14.0	6.6	7.3	11.5	5.0	5.0	7.7	4.9
1983	12.2	—	9.3	8.4	12.3	9.2	5.4	12.9	11.1	7.4	6.8	14.3	7.0	8.2	11.6	5.0	5.1	7.6	5.1
1984	12.0	—	8.7	8.6	12.3	9.9	5.3	12.7	10.8	7.3	6.8	14.4	7.1	8.0	11.1	5.0	5.2	7.2	5.2
1985	11.9	—	8.5	—	12.4	10.7	5.3	12.3	10.5	7.2	6.7	14.6	—	—	11.2	—	5.4	7.2	5.3

FUENTE: OCDE (1988-a), (1989-a) y elaboración propia.

AÑO	CUADRO 4. PENSION MEDIA CONSTANTE, 1967-1985 (monedas nacionales reales, 1980)															
	CEE-8				EUR-4				NOEUR-4							
	ALEM.	ESP.	FRAN.	IRLAN.	ITAL.	P.BAJ.	PORT.	R.UN.	AUST.	FINL.	NOR.	SUEC.	ATL.	CAN.	EEUU.	JAP.
1967	14209	72089	22423	450	2972303	10975	12083	1255	67952	15504	21069	20630	2451	3293	4567	190209
1968	14310	85260	24274	485	3322673	11096	14039	1326	70549	15509	22370	21910	2570	3398	4801	209047
1969	14499	96809	25221	515	4320955	11967	14259	1291	74917	15908	24734	23031	2723	3517	4909	218419
1970	14811	105248	26068	577	3645297	12627	15655	1295	76775	16662	25928	24108	2795	3682	5322	240768
1971	14746	119857	26699	644	3871386	13773	17559	1284	80620	17788	28177	26026	2902	3927	5710	265981
1972	15581	127946	28065	641	4156902	14306	22003	1453	82683	19104	29502	27479	3360	4219	5979	292870
1973	16090	142276	29231	716	4356567	15424	26784	1531	84201	18834	31093	28256	3682	4503	6528	334843
1974	16974	153753	30871	810	4194567	16677	34233	1635	87202	19431	31794	30652	4189	4594	6652	430148
1975	17728	164177	33866	905	4567984	17821	42217	1611	93363	20213	32910	30731	4583	4877	6757	562385
1976	18842	166643	35643	901	4999582	19061	—	1698	100151	20991	35063	32625	4602	5220	6976	694184
1977	19406	198298	37994	909	5136001	20610	—	1725	103432	21805	37049	36098	4867	5328	7041	783921
1978	18957	236827	39649	961	5696887	22017	—	1782	107548	21922	38981	38205	4860	5584	7023	853006
1979	18869	260135	40890	979	5604452	22531	—	1746	111625	21375	38548	39805	4736	5707	7061	911943
1980	18789	272302	42440	1145	5689178	22738	72129	1724	115575	21802	37143	42109	4726	5937	7262	989026
1981	19150	283016	45233	1243	6243697	22382	81474	1839	120189	22035	37219	44196	4758	6092	7506	1075439
1982	19793	286550	48462	1402	6442581	22219	85709	1927	125908	22756	33763	43782	4628	6361	7660	1126306
1983	20061	296228	50266	1402	6935360	21894	86273	1920	134218	24310	39053	44699	4684	6623	7724	1171404
1984	20587	303492	51589	1428	7216286	21613	82780	1973	138757	25211	39617	43992	4741	6958	7665	1210568
1985	20560	—	52384	1440	7186871	21231	81221	1977	143502	—	—	44781	—	7298	7795	1261941

FUENTE: OCDE (1988-a), (1989-a) y elaboración propia.

CUADRO 5. PENSION MEDIA EN TERMINOS DE PARIDAD DE PODER DE COMPRA CONSTANTE, 1967-1985
(dólares, 1980)

AÑO	CEE-8										EUR-4			NOEUR-4		
	ALEM.	ESP.	FRAN.	IRLAN.	ITAL.	P.BAJ.	PORT.	R.UN.	AUST.	FINL.	NOR.	SUEC.	ATL.	CAN.	EEUU	JAP.
1967	4332.2	2084.7	4720.7	1607.9	6539.1	4237.5	805.0	4481.6	3506.3	4741.2	3387.4	3563.1	3182.8	3077.5	4566.6	776.6
1968	4471.9	2465.6	5142.8	1733.1	7538.2	4317.6	963.6	4734.8	3713.1	4443.8	3613.9	3871.0	3426.9	3205.8	4801.4	849.8
1969	4559.4	2813.4	5265.4	1777.2	9886.2	4602.6	958.3	4610.7	4027.8	4597.5	4021.8	4134.9	3630.6	3349.5	4909.0	887.8
1970	4557.3	3014.0	5419.6	1918.3	8220.9	4819.4	1085.6	4626.2	4150.0	4872.1	3940.4	4336.0	3776.9	3540.6	5321.6	957.4
1971	4415.0	3340.5	5516.4	2030.6	8561.6	5101.1	1221.0	4427.2	4313.5	5082.1	4218.0	4590.1	3868.7	3850.3	5710.1	1052.9
1972	4637.1	3428.4	5715.9	1832.3	9044.0	5055.1	1479.7	4843.2	4297.4	5262.9	4396.7	4737.7	4364.0	4056.3	5978.9	1147.1
1973	4788.6	3636.9	5861.4	1930.3	9060.3	5337.0	1749.4	4937.3	4318.0	4854.2	4519.3	4846.7	4435.6	4247.9	6528.3	1238.9
1974	5159.1	3680.1	6088.9	2243.6	8025.3	5770.7	2056.0	5110.9	4453.6	4456.6	4574.7	5239.7	4760.5	4138.4	6651.9	1437.1
1975	5574.8	3703.5	6487.8	2246.5	8177.6	6145.0	2274.6	4354.5	4921.6	4452.3	4728.5	5037.9	4981.9	4394.0	6756.7	1916.5
1976	6078.0	3411.3	6576.2	2002.1	8039.7	6396.3	—	4244.7	5307.4	4355.0	4980.5	5081.7	4648.0	4619.5	6975.7	2344.4
1977	6447.1	3530.3	6845.7	1893.6	7398.3	6916.0	—	4011.6	5557.9	4387.3	5181.6	5428.3	4818.8	4714.9	7040.7	2669.2
1978	6469.8	3768.1	7030.0	1960.9	7747.2	7514.3	—	3934.8	5886.6	4393.1	5490.3	5618.4	4812.1	4986.0	7023.4	2973.0
1979	6738.9	3854.4	7148.7	1871.1	7150.5	8075.6	—	3715.9	6389.5	4309.4	5546.5	5905.7	4643.6	5050.5	7060.5	3358.4
1980	6958.7	3859.7	7144.9	2121.3	6562.1	8328.9	2294.9	3303.3	6949.8	4343.1	5067.2	6111.7	4544.3	5162.3	7262.0	3825.9
1981	7365.5	3866.3	7378.9	2107.3	6557.5	8382.9	2370.5	3463.4	7337.6	4237.6	4808.7	6322.7	4488.4	5162.5	7506.2	4351.9
1982	7731.4	3658.2	7525.1	2197.9	6173.7	8321.7	2202.8	3588.8	7700.8	4285.5	4209.8	6131.9	4169.5	5300.5	7660.0	4757.6
1983	7836.4	3498.6	7338.1	2050.3	5970.4	8324.6	1835.2	3516.3	8174.0	4356.6	4739.5	5897.0	4038.1	5428.3	7724.5	5070.8
1984	8202.1	3352.8	7276.3	2022.3	5846.8	8377.3	1474.5	3573.7	8343.8	4302.2	4682.9	5589.9	3951.0	5702.9	7665.4	5369.8
1985	8290.3	—	7205.5	1992.0	5519.9	8326.0	1226.5	3481.2	8644.7	—	—	5494.6	—	5982.4	7794.8	5687.0

FUENTE: OCDE (1988-a), (1989-a) y elaboración propia.

CUADRO 6. PENSION MEDIA CONSTANTE AL TIPO DE CAMBIO DE 1980 (1967-1985)
(dólares, 1980)

AÑO	CEE-8										EUR-4			NOEUR-4		
	ALEM.	ESP.	FRAN.	IRLAN.	ITAL.	P.BAJ.	PORT.	R.UN.	AUST.	FINL.	NOR.	SUEC.	ATL.	CAN.	EEU	JAP.
1967	7816.0	1005.4	5306.1	924.5	3470.5	5520.6	241.4	2918.2	5252.2	4156.5	4265.9	4877.2	2791.3	2816.9	4566.6	838.9
1968	7871.4	1189.1	5744.0	996.4	3879.6	5581.6	280.4	3083.1	5452.9	4157.9	4529.2	5179.6	2927.3	2906.9	4801.4	922.0
1969	7975.2	1350.2	5968.1	1058.3	5045.2	6019.5	284.8	3002.3	5790.5	4264.7	5007.9	5444.7	3101.3	3008.5	4909.0	963.3
1970	8146.9	1467.8	6168.5	1185.6	4256.3	6351.5	312.7	3012.4	5934.0	4467.1	5249.7	5699.4	3183.2	3149.9	5321.6	1061.9
1971	8111.1	1671.6	6317.9	1321.7	4520.3	6928.1	350.7	2985.8	6231.3	4768.8	5704.9	6152.7	3304.7	3359.5	5710.1	1173.1
1972	8570.3	1784.4	6641.0	1316.9	4853.6	7196.1	439.5	3379.0	6390.7	5121.8	5973.3	6496.2	3827.2	3608.7	5978.9	1291.7
1973	8850.3	1984.3	6916.9	1470.5	5086.8	7758.5	535.0	3559.5	6508.0	5049.4	6295.4	6680.0	4193.1	3851.9	6528.3	1476.8
1974	9336.4	2144.3	7304.9	1663.1	4897.6	8389.0	683.8	3803.5	6740.0	5209.3	6437.3	7246.4	4771.3	3929.5	6651.9	1897.1
1975	9751.4	2289.7	8013.7	1859.0	5333.6	8964.1	843.3	3746.9	7216.2	5419.1	6663.3	7265.1	5220.2	4172.2	6756.7	2480.3
1976	10363.9	2324.1	8434.2	1850.0	5837.6	9588.0	—	3948.5	7740.9	5627.7	7099.1	7712.7	5240.9	4465.4	6975.7	3061.6
1977	10674.2	2765.6	8990.5	1866.4	5996.8	10367.1	—	4011.6	7994.4	5845.9	7501.2	8533.8	5543.3	4557.6	7040.7	3457.4
1978	10427.2	3302.9	9382.2	1973.0	6651.7	11075.0	—	4145.3	8312.6	5877.1	7892.6	9032.0	5535.5	4777.0	7023.4	3762.0
1979	10378.9	3628.0	9675.9	2009.4	6543.8	11333.4	—	4061.5	8627.7	5730.5	7804.9	9410.1	5394.6	4882.0	7060.5	4022.0
1980	10334.8	3797.7	10042.7	2352.1	6642.7	11437.6	1440.8	4010.1	8933.0	5845.2	7520.3	9954.9	5382.8	5078.4	7262.0	4361.9
1981	10533.8	3947.1	10703.4	2553.0	7290.2	11258.7	1627.5	4276.9	9289.6	5907.6	7535.7	10448.1	5418.8	5211.1	7506.2	4743.0
1982	10887.0	3996.4	11467.5	2879.4	7499.1	11176.6	1712.1	4481.8	9731.7	6100.8	6836.0	10350.3	5271.2	5441.0	7660.0	4967.4
1983	11034.8	4131.4	11894.5	2879.7	8097.8	11012.9	1723.3	4464.9	10373.9	6517.4	7907.1	10567.1	5335.0	5665.2	7724.5	5166.3
1984	11324.1	4232.7	12207.4	2931.8	8425.8	10871.9	1653.5	4587.6	10724.7	6758.9	8021.3	10400.1	5400.0	5951.7	7665.4	5339.0
1985	11309.0	—	12395.7	2957.3	8391.5	10679.8	1622.4	4598.4	11091.5	—	—	10586.4	—	6243.4	7794.8	5565.6

FUENTE: OCDE (1988-a), (1989-a) y elaboración propia.

CUADRO 7. PENSION MEDIA CONSTANTE AL TIPO DE CAMBIO DE 1980 (*)
1967-1984. MEDIAS
(dólares, 1980)

AÑO	CEE-7	EUR-4	NOEUR-4	TOTAL
1967	3851.61	4637.94	2753.43	3768.45
1968	4049.32	4829.90	2889.40	3948.16
1969	4345.53	5126.94	2995.52	4193.90
1970	4369.87	5337.55	3179.14	4310.39
1971	4550.92	5714.40	3386.83	4550.76
1972	4820.19	5995.48	3676.63	4828.65
1973	5089.51	6133.21	4012.50	5080.63
1974	5362.69	6408.25	4312.46	5361.44
1975	5708.34	6640.95	4657.36	5676.78
1976	6049.48	7045.08	4935.91	6018.02
1977	6381.74	7468.83	5149.73	6343.09
1978	6708.19	7778.57	5274.50	6611.30
1979	6804.42	7893.28	5339.77	6704.21
1980	6945.37	8063.34	5521.27	6863.74
1981	7223.30	8295.27	5719.78	7108.22
1982	7483.97	8254.68	5834.91	7249.74
1983	7645.14	8841.38	5972.74	7518.16
1984	7797.33	8976.27	6089.01	7656.16

(*) CEE-8: países CEE del cuadro anterior, sin Portugal;

EUR-4: Austria, Finlandia, Noruega y Suecia;

NOEUR-4: Australia, Canadá, EEUU y Japón.

FUENTE: OCDE (1988-a), (1989-a) y elaboración propia.

CUADRO 8. TASA DE REEMPLAZAMIENTO DE LAS PENSIONES PUBLICAS, 1967-1985
(porcentajes)

AÑO	CEE-8										EUR-4			NOEUR-4		
	ALEM.	ESP.	FRAN.	IRLAN.	ITAL.	P.BAJ.	PORT.	R.UN.	AUST.	FINL.	NOR.	SUEC.	ATL.	CAN.	EEUU	JAP.
1967	88.78	26.27	64.53	25.79	63.63	65.44	16.98	39.24	86.01	63.16	48.49	43.42	35.76	38.83	47.34	17.51
1968	84.94	29.37	67.47	25.77	67.29	62.81	18.19	39.89	85.93	62.14	50.79	44.80	34.94	38.63	48.29	17.23
1969	80.82	31.00	66.09	25.90	82.93	64.50	17.98	38.52	86.20	58.15	54.20	45.10	35.60	38.44	48.46	16.23
1970	79.28	32.66	65.22	28.28	67.15	65.08	17.94	37.98	82.66	56.37	56.03	44.81	35.12	39.99	53.20	16.38
1971	77.56	36.25	64.38	30.62	70.58	68.95	18.82	36.90	83.00	59.09	58.62	48.21	36.12	40.71	55.96	17.50
1972	79.09	36.07	65.36	29.30	73.97	70.09	21.80	40.89	80.65	59.27	58.84	49.95	40.15	41.81	56.41	18.04
1973	78.38	37.58	65.13	31.78	72.85	72.77	23.86	39.90	78.75	55.17	59.90	49.48	41.80	41.85	59.35	19.57
1974	82.59	38.97	67.12	34.98	67.93	76.21	28.87	43.11	78.52	55.47	58.60	52.15	47.19	41.51	61.44	25.80
1975	87.31	41.82	74.17	38.38	77.38	82.26	38.56	42.76	84.12	57.35	58.62	51.22	51.27	43.60	63.66	33.28
1976	87.64	41.56	75.19	38.31	80.36	84.41	—	43.46	86.15	59.53	58.71	54.01	51.66	44.51	63.26	39.62
1977	87.54	48.63	77.91	36.19	81.36	89.74	—	43.66	85.34	61.94	60.14	60.93	55.40	44.41	61.79	42.90
1978	82.94	57.91	79.03	36.15	88.16	94.15	—	43.48	88.15	61.12	60.74	63.54	53.17	45.00	59.25	44.84
1979	79.33	64.27	79.34	36.30	82.95	94.70	—	41.72	87.24	55.69	57.43	63.91	50.92	44.70	59.05	45.93
1980	78.21	66.94	81.43	41.62	81.10	95.55	53.54	42.09	87.71	54.04	53.24	66.65	50.08	46.38	61.52	48.10
1981	79.72	70.44	86.27	44.24	88.17	95.34	60.16	45.44	91.52	53.99	53.09	70.26	49.97	46.48	62.85	50.74
1982	82.91	70.82	90.58	49.34	90.84	96.48	62.42	47.02	94.94	54.08	48.17	69.04	50.39	50.63	66.48	52.00
1983	82.47	72.33	93.79	49.80	97.49	94.11	63.33	45.15	98.81	56.44	53.39	68.88	49.89	51.50	65.17	52.79
1984	81.98	73.12	95.33	49.00	98.55	90.43	62.12	45.63	100.88	57.01	51.40	65.26	49.00	51.27	60.91	52.28
1985	80.12	—	95.66	48.79	95.63	86.89	59.57	44.26	101.77	—	—	65.15	—	51.81	60.27	52.37

FUENTE: OCDE (1988-a), (1989-a) y elaboración propia.

CUADRO 9. TASA REEMPLAZAMIENTO MEDIA DE LAS PENSIONES PUBLICAS (*),
1967-1984. MEDIAS
(porcentajes)

AÑO	CEE-8	EUR-4	NOEUR-4	TOTAL
1967	48.83	60.27	34.86	48.20
1968	49.47	60.91	34.77	48.66
1969	50.97	60.91	34.68	49.38
1970	49.20	59.97	36.17	48.63
1971	50.51	62.23	37.57	50.20
1972	52.07	62.18	39.10	51.35
1973	52.78	60.82	40.64	51.76
1974	54.97	61.19	43.98	53.78
1975	60.33	62.83	47.95	57.86
1976	56.37	64.60	49.76	56.77
1977	58.13	67.09	51.12	58.62
1978	60.23	68.39	50.57	59.85
1979	59.83	66.07	50.15	58.97
1980	67.56	65.41	51.52	63.01
1981	71.22	67.22	52.51	65.54
1982	73.80	66.56	54.88	67.26
1983	74.81	69.38	54.84	68.46
1984	74.52	68.64	53.36	67.76

(*) CEE-8: países CEE del cuadro anterior;

EUR-4: Austria, Finlandia, Noruega y Suecia;

NOEUR-4: Australia, Canadá, EEUU y Japón.

FUENTE: OCDE (1988-a), (1989-a) y elaboración propia.

nos de paridad de poder de compra constante (que denominaremos **P2A**) (cuadro 5). Otra variante de esta segunda medida que va a ser utilizada en los análisis individualizados de series temporales por países, es la que denominamos **P2N**, y consiste en la pensión media constante pero expresada en monedas nacionales constantes, y no en dólares (aparece recogida en el cuadro 4).

La tercera medida que vamos a utilizar de las pensiones públicas es una suerte de tasa de reemplazamiento media (**P3**), calculada, según se expuso en el apartado 2, por el cociente entre la pensión media estimada³⁹ (PP/A) y la renta per cápita (Y), y cuyos valores aparecen recogidos en el cuadro 8. El resultado es una medida muy completa de la posible percepción del programa por parte de los asegurados⁴⁰ ya que equivale al producto de la pensión media efectiva [(PP/AP)/Y] por un indicador de cobertura del programa [AP/A]:

$$(PP/A)/Y = [(PP/AP)/Y] \times [AP/A]$$

Donde:

PP: gasto total en pensiones públicas en monedas nacionales,

A: número total de personas de sesenta y cinco y más años,

Y: renta per cápita, y

AP: número total de pensionistas.

Finalmente, probaremos también a introducir las prestaciones de estos programas públicos por medio de una medida bastante menos refinada que las anteriores, con el objeto de ser utilizada en los análisis de series temporales por países, y que consistirá en las cifras de gasto total en pensiones públicas, expresadas en monedas nacionales constantes de 1980 (será la variable **P**).

³⁹ Con el término «estimada» queremos indicar que la magnitud a la que se aplica se ha calculado con datos de personas de 65 o más años y no de pensionistas efectivos; por su parte, cuando calificamos a una variable de «efectiva» nos referiremos a este segundo caso.

⁴⁰ Con esta intención ha sido utilizado este tipo de variable en diversos trabajos de carácter internacional, como los de Feldstein, M.S. (1977), Barro R.J. y MacDonald, G.M. (1979), Modigliani, F. y Sterling, A. (1983), Perelman, S. y Pestieau, P. (1983) y Loh, C.C. y Veall, M.R. (1985).

La percepción que los individuos tengan del programa de pensiones de cara al impacto del mismo sobre su esfuerzo laboral, no sólo depende de la prestación media y de la tasa de cobertura, sino de algunos otros rasgos que también deberían ser tenidos en cuenta a la hora de intentar realizar un análisis econométrico. Este otro tipo de caracteres, que por lo general sólo son útiles a efectos de comparaciones internacionales ya que raramente cambian en un mismo país a lo largo del tiempo, los tratamos de sintetizar a través de dos variables. Una es el número de años que cada programa lleva en funcionamiento o edad del mismo (**CO**), que representamos por medio de los años que han transcurrido desde la fecha de instauración del primer régimen de pensiones en cada país hasta 1984 (ver cuadro 10), en el bien entendido de que «es más probable que la tasa de jubilación se incremente con la edad del sistema» (Feldstein, M.S., 1977, pág. 196), y de que en ese transcurso también disminuya la tasa de actividad de los ancianos. En segundo término, representaremos estos otros rasgos menos cuantificables de los regímenes de pensiones por medio de una variable ficticia (**TI**) que tomará el valor 1 en los países que tengan establecido un test de jubilación, o su variante extrema de incompatibilidad absoluta entre prestaciones y trabajo remunerado, y que adoptará el valor 0 en los países que no cuentan con este tipo de disposiciones. En virtud de los razonamientos teóricos del capítulo precedente puede esperarse una relación también negativa entre esta variable ficticia y la tasa de participación laboral de los mayores.

Con el objeto de intentar capturar la influencia de todos los factores distintos a las pensiones que también pueden afectar a las decisiones de oferta laboral por parte de los individuos, y a los que ya me refería en el apartado anterior, iré introduciendo alternativamente en las ecuaciones a ajustar algunas de las siguientes variables. En primer lugar, se espera que la renta per cápita esté negativamente relacionada con la tasa de actividad de los ancianos (Pechman, J., et al., 1968; Campbell, C.D. y Campbell, R.G., 1977; y Aaron, H.J., 1982; Modigliani, F., y Sterling, A., 1983), y para ello representaremos dicha magnitud a través del producto nacional bruto por habitante en términos reales, expresado bien en monedas nacionales

CUADRO 10. FECHA PRIMER PROGRAMA
PUBLICO DE PENSIONES

ALEMANIA	1883
BELGICA	1894
DINAMARCA	1891
ESPAÑA	1919
FRANCIA	1905
GRECIA	1922
IRLANDA	1908
ITALIA	1912
P. BAJOS	1913
R. UNIDO	1908
AUSTRIA	1886
FINLANDIA	1917
NORUEGA	1906
SUECIA	1891
AUSTRALIA	1908
CANADA	1927
EEUU	1935
JAPON	1922

FUENTE: Gordon (1988) y elaboración propia.

constantes y al tipo de cambio por dólar de 1980 (variable **PNB**), o en paridades de poder de compra constante de cada año (**PNBA**)⁴¹. También, debe esperarse alguna relación entre el estado de salud y la participación laboral de los mayores; si tal variable se representa por medio de la esperanza de vida de los varones a la edad de sesenta años (variable **V**) (ver

⁴¹ A efectos del ajuste de series temporales usamos la variable **PNBN**, que es la misma pero no convertida a dólares, sino en monedas nacionales reales de 1980.

cuadro 11), el signo que puede predecirse para tal relación es positivo, por cuanto una mayor expectativa de vida puede equipararse a una mejoría en el estado de salud, que puede permitir la prolongación de la actividad laboral de las personas mayores (Feldstein, M.S., 1977, y Kopits, G. y Gotur, P., 1980). Igualmente un mayor peso de los trabajadores por cuenta propia en la población total puede permitir que el efecto jubilación inducida no actúe con toda su contundencia, y por tanto que la tasa de actividad de los mayores sea más elevada (Bowen, W.G. y Finegan, T.A., 1969; Fuchs, V.R., 1982, y Hurd, M.D., 1990); la medida de esta circunstancia de que hemos podido disponer es el porcentaje de empresarios, autónomos y ayudas familiares sobre el empleo total (**A**) (Eurostat, 1989), y los datos se limitan a ocho países de la CEE en cuatro años concretos (ver cuadro 15).

Para intentar recoger el mayor número posible de las fuerzas que pueden afectar a la oferta laboral de los mayores, se tomarán en consideración dos medidas adicionales, con las que se pretende recoger la incidencia del ambiente económico general sobre las posibilidades de empleo de los mayores. Por un lado, la tasa de desempleo (variable **U**) (ver cuadro 14) se espera que esté negativamente relacionada con la tasa de actividad de los mayores (Koskela, E., y Virén, M., 1983) ya que cuanto mayor sea la mano de obra excedente en términos agregados más difícil será el que los mayores se mantengan en su empleo o que encuentren uno nuevo. En el mismo sentido debemos esperar que actúe el porcentaje de personas con edad igual o superior a los sesenta y cinco años sobre la población total (**M**) (cuadro 13). Los datos relativos a estas dos últimas variables están expresados en forma de porcentaje, y proceden de OCDE (1989-b).

Por lo que respecta finalmente a la oferta laboral de los activos, y sin pretender tampoco en este caso elaborar un modelo completo acerca del comportamiento exacto de esta compleja variable, podemos considerar que el número medio de horas de trabajo por semana (**OT**), a tenor de las consideraciones teóricas previas, debería estar positivamente relacionado con las diversas medidas representativas de las pensiones públicas a las que ya he

CUADRO I I. ESPERANZA DE VIDA DE LOS VARONES A LOS 60 AÑOS, 1960-1985
(años)

AÑO	CEE-8								EUR-4			NOEUR-4				
	ALEM.	ESP.	FRAN.	IRLAN.	ITAL.	P.BAJ.	PORT.	R.UN.	AUST.	FINL.	NOR.	SUEC.	ATL.	CAN.	EEUU	JAP.
1960	—	16.5	15.6	16.3	16.4	17.8	15.9	15.3	15.0	14.5	18.0	17.3	15.6	—	15.9	14.9
1961	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
1962	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
1963	—	—	—	—	—	—	—	—	15.0	14.3	—	17.4	—	—	—	15.4
1964	—	—	—	—	—	—	—	—	15.3	—	—	17.6	—	—	—	15.5
1965	—	—	15.8	—	—	—	—	—	14.9	—	—	17.5	—	—	—	15.2
1966	—	—	—	—	—	—	—	—	15.4	—	—	17.6	15.7	16.8	—	15.7
1967	15.3	—	—	—	—	—	—	—	15.0	—	—	17.6	—	—	—	15.9
1968	—	—	15.9	—	—	—	—	—	15.0	14.2	—	17.5	—	—	—	15.9
1969	—	—	—	—	—	—	—	—	14.8	—	—	17.4	—	—	—	16.0
1970	15.2	16.7	16.2	15.4	16.4	16.9	15.7	15.2	14.8	14.5	17.3	17.8	15.0	—	16.1	15.9
1971	15.3	—	16.2	—	16.7	—	—	15.3	15.2	14.3	17.4	17.6	—	17.0	—	16.6
1972	—	—	16.3	—	—	—	—	—	15.4	14.9	—	17.7	—	—	—	16.8
1973	—	—	—	—	—	—	—	—	15.7	14.9	17.5	17.6	—	—	—	16.8
1974	15.5	—	—	—	—	—	—	—	15.6	14.9	17.6	17.7	15.7	—	—	17.0
1975	15.6	17.1	16.5	—	—	—	—	—	15.6	15.0	—	17.6	16.3	—	—	17.4
1976	15.8	—	16.7	—	—	—	15.1	—	15.8	15.2	17.7	17.5	16.1	17.2	—	17.6
1977	16.0	—	—	—	—	—	—	—	16.1	15.4	—	17.8	16.6	—	—	18.0
1978	—	—	17.1	—	—	—	15.9	—	15.9	15.4	17.7	17.8	16.7	—	—	18.2
1979	16.3	—	17.1	—	—	—	16.3	—	16.2	15.7	—	17.8	17.1	—	—	18.5
1980	16.4	18.4	17.3	15.5	17.1	17.4	—	15.9	16.3	15.6	17.7	17.9	17.2	—	17.2	18.3
1981	16.5	18.6	17.3	15.9	17.0	17.5	17.7	15.6	16.4	16.0	17.9	18.0	17.3	18.0	—	18.6
1982	16.6	—	17.6	15.9	17.2	17.5	—	—	16.6	16.2	18.0	18.2	17.2	—	17.7	19.0
1983	16.8	—	17.6	—	17.0	17.5	17.1	16.5	16.5	16.1	18.0	18.3	17.7	—	17.8	19.0
1984	16.9	—	17.9	—	17.1	17.6	—	16.6	17.0	16.5	17.9	18.5	17.8	18.4	17.9	19.2
1985	—	19.5	17.9	—	17.4	—	17.3	16.6	17.0	16.1	17.9	18.3	17.8	—	17.9	19.4

FUENTE: OCDE (1990) y elaboración propia.

CUADRO 12. PIB MEDIO CONSTANTE, 1967-1985

(monedas nacionales reales, 1980)

AÑO	CEE-8										EUR-4			NOEUR-4		
	ALEM.	ESP.	FRAN.	IRLAN.	ITAL.	P.BAJ.	PORT.	R.UN.	AUST.	FINL.	NOR.	SUEC.	ATL.	CAN.	EEU	JAP.
1967	16005	274441	34747	1746	4671440	16772	71174	3198	79007	24549	43451	47513	6853	8481	9646	1086549
1968	16847	290330	35975	1883	4938150	17666	77181	3323	82102	24959	44044	48906	7355	8796	9943	1213314
1969	17939	312308	38163	1990	5210288	18552	79320	3351	86913	27357	45635	51063	7648	9149	10130	1345510
1970	18682	322262	39972	2042	5428631	19402	—	3411	92876	29557	46275	53802	7959	9208	10004	1470154
1971	19012	330640	41471	2102	5484974	19977	—	3480	97134	30102	48064	53979	8033	9648	10203	1519557
1972	19700	354746	42941	2189	5619718	20411	—	3553	102525	32231	50140	55016	8368	10090	10600	1623458
1973	20528	378551	44882	2254	5980589	21196	—	3836	106925	34139	51910	57102	8807	10760	11000	1711259
1974	20552	394582	45995	2316	6174413	21883	118556	3793	111051	35032	54257	58772	8878	11066	10827	1667099
1975	20304	392577	45662	2359	5903305	21663	109491	3768	110986	35244	56143	59995	8939	11186	10613	1690035
1976	21498	400950	47406	2352	6221545	22581	115458	3907	116250	35259	59721	60404	8908	11727	11027	1752230
1977	22169	407805	48765	2512	6312522	22965	120854	3951	121204	35203	61605	59240	8786	11996	11395	1827331
1978	22855	408961	50173	2658	6461752	23384	124316	4099	122004	35868	64176	60124	9141	12409	11854	1902323
1979	23785	404770	51541	2696	6756337	23792	129649	4186	127946	38385	67122	62279	9302	12768	11956	1985314
1980	24022	406813	52121	2752	7014967	23798	134712	4097	131766	40348	69762	63181	9438	12800	11804	2056310
1981	24021	401811	52433	2810	7081760	23475	135435	4047	131331	40812	70106	62900	9522	13105	11942	2119709
1982	23871	404598	53502	2842	7069881	23030	137304	4098	132613	42081	70093	63412	9184	12562	11523	2165844
1983	24324	409539	53592	2816	7113568	23264	136233	4252	135834	43069	73147	64895	9389	12858	11853	2219035
1984	25111	415038	54113	2914	7322588	23901	133261	4323	137544	44219	77082	67408	9676	13571	12585	2315744
1985	25660	422820	54762	2952	7515065	24435	136339	4467	141005	45595	80943	68733	10054	14087	12934	2409831

FUENTE: OCDE (1989-a) y elaboración propia.

CUADRO 13. POBLACION MAYOR DE 65 AÑOS, 1967-1985

(porcentajes sobre la población total)

AÑO	CEE-8								EUR-4			NOEUR-4				
	ALEM.	ESP.	FRAN.	IRLAN.	ITAL.	P.BAJ.	PORT.	R.UN.	AUST.	FINL.	NOR.	SUEC.	ATL.	CAN.	EEUU	JAP.
1967	12.58	9.09	12.48	11.17	10.24	9.81	8.73	12.46	13.57	8.40	12.39	13.09	8.48	7.73	9.60	6.62
1968	12.86	9.24	12.65	11.16	10.41	9.95	8.88	12.64	13.76	8.56	12.59	13.30	8.44	7.78	9.65	6.74
1969	13.05	9.34	12.76	11.14	10.35	10.06	9.06	12.84	13.92	8.85	12.75	13.48	8.37	7.87	9.71	6.90
1970	13.18	9.49	12.87	11.15	10.53	10.17	9.34	13.03	14.08	9.14	12.89	13.66	8.35	7.96	9.81	7.07
1971	13.41	9.59	12.99	11.16	10.69	10.26	9.53	13.25	14.21	9.43	13.02	13.92	8.34	8.09	9.90	7.12
1972	13.63	9.78	13.09	11.04	11.17	10.37	9.74	13.43	14.34	9.70	13.15	14.21	8.40	8.20	10.01	7.36
1973	13.87	9.91	13.20	11.00	11.31	10.49	9.95	13.62	14.47	9.99	13.30	14.51	8.51	8.32	10.16	7.49
1974	14.14	10.08	13.33	10.95	11.46	10.65	10.54	13.83	14.65	10.30	13.48	14.84	8.61	8.43	10.32	7.67
1975	14.45	10.29	13.47	10.89	11.64	10.79	10.54	14.04	14.87	10.61	13.68	15.10	8.72	8.54	10.51	7.87
1976	14.74	10.46	13.59	10.84	11.67	10.90	—	14.21	15.04	10.92	13.88	15.35	8.93	8.71	10.68	8.09
1977	15.02	10.57	13.71	10.82	11.74	11.06	—	14.41	15.20	11.25	14.12	15.61	9.08	8.89	10.85	8.28
1978	15.29	10.67	13.86	10.77	11.94	11.23	—	14.61	15.34	11.53	14.36	15.85	9.24	9.08	11.01	8.56
1979	15.48	10.77	13.98	10.75	12.24	11.38	—	14.78	15.46	11.77	14.56	16.08	9.44	9.31	11.17	8.83
1980	15.51	10.85	13.93	10.73	12.85	11.51	11.48	14.94	15.41	11.97	14.76	16.29	9.62	9.51	11.29	9.05
1981	15.32	11.36	13.64	10.72	12.94	11.62	11.58	15.03	15.11	12.13	14.93	16.47	9.75	9.70	11.40	9.23
1982	15.04	11.51	13.32	10.63	13.13	11.74	11.69	15.04	14.75	12.24	15.14	16.65	9.87	9.85	11.54	9.51
1983	14.78	11.61	13.06	10.76	13.22	11.82	11.71	14.98	14.43	12.36	15.36	16.84	9.98	9.99	11.68	9.73
1984	14.68	11.77	12.88	10.80	12.87	11.91	11.80	14.85	14.26	12.39	15.53	17.00	10.10	10.16	11.80	9.91
1985	14.83	11.96	12.95	10.82	12.91	12.08	12.03	15.12	14.30	12.48	15.72	17.23	10.27	10.40	11.93	10.19

FUENTE: OCDE (1989-b) y elaboración propia.

CUADRO 14. TASA DE DESEMPLEO, 1969-1985

(porcentajes)

AÑO	CEE-8										EUR-3			NOEUR-4		
	ALEM.	ESP.	FRAN.	IRLAN.	ITAL.	P.BAJ.	PORT.	R.UN.	FINL.	NOR.	SUEC.	ATL.	CAN.	EEUU	JAP.	
1969	0.4	—	1.9	—	—	—	—	—	2.8	—	1.9	1.5	4.5	3.4	1.1	
1970	0.4	—	1.7	—	—	—	—	—	2.0	—	1.5	1.4	5.9	4.8	1.1	
1971	0.5	—	2.3	6.9	—	1.3	—	2.9	2.4	—	2.5	1.7	6.4	5.8	1.3	
1972	0.7	2.0	2.4	—	—	2.2	—	3.2	2.7	1.6	2.7	2.5	6.3	5.5	1.4	
1973	0.8	2.1	2.1	—	—	2.2	—	2.2	2.4	1.5	2.5	1.8	5.6	4.8	1.3	
1974	2.1	2.7	2.3	—	—	2.7	1.7	2.2	1.8	1.5	2.0	2.4	5.4	5.5	1.4	
1975	3.7	4.3	3.7	—	—	3.9	4.9	3.9	2.6	2.2	1.6	4.6	6.9	8.3	1.9	
1976	3.4	4.9	4.4	—	—	4.2	6.1	5.2	3.8	1.7	1.6	4.7	7.1	7.5	2.0	
1977	3.4	5.8	4.8	8.8	7.1	4.0	7.2	5.7	5.7	1.5	1.8	5.7	8.1	6.9	2.1	
1978	3.2	7.7	4.8	—	7.2	4.0	7.7	5.5	7.2	1.9	2.2	6.2	8.3	5.9	2.2	
1979	2.7	9.5	5.6	6.8	7.7	4.0	7.5	5.1	5.9	1.9	2.1	5.8	7.4	5.7	2.1	
1980	3.0	12.6	6.0	—	7.6	4.6	7.3	6.5	4.6	1.7	2.0	5.9	7.5	7.0	2.0	
1981	4.6	15.4	6.8	10.5	7.9	6.9	7.1	9.8	4.8	2.0	2.5	5.6	7.6	7.5	2.3	
1982	6.6	17.0	7.7	—	8.5	9.6	7.0	11.8	5.3	2.7	3.1	6.7	11.0	9.5	2.4	
1983	7.7	18.4	8.0	14.0	9.4	13.9	7.6	12.2	5.4	3.4	3.5	9.9	11.9	9.4	2.7	
1984	7.8	21.7	9.4	15.6	10.0	14.2	8.1	12.1	5.1	3.2	3.1	8.6	11.3	7.4	2.7	
1985	7.7	22.0	10.1	17.3	10.3	13.1	8.1	12.4	5.0	2.7	2.8	7.9	10.5	7.1	2.6	

FUENTE: OCDE (1989-b) y elaboración propia.

CUADRO 15. EMPRESARIOS, AUTONOMOS Y AYUDAS FAMILIARES, 1970-1985

(porcentajes sobre el empleo total)

AÑO	CEE-8								R.UNIDO
	ALEMANIA	ESPAÑA	FRANCIA	IRLANDA	ITALIA	P.BAJOS	PORTUGAL		
1970	16.59	34.79	20.99	31.15	32.40	14.08	—	7.68	
1975	14.71	29.15	17.74	28.15	28.77	12.79	33.87	7.96	
1980	12.61	29.18	16.35	24.39	27.86	11.94	31.89	7.95	
1985	12.90	29.01	15.59	23.95	28.84	11.35	31.96	10.68	

FUENTE: EUROSTAT (1989) y elaboración propia.

hecho referencia, en el caso en que el efecto sustitución intertemporal en la oferta laboral fuese una teorización acertada. Además, estará también relacionado con la remuneración que reciba el trabajador, y que vamos a representar por el producto nacional bruto por habitante, bien sea expresado en monedas nacionales constantes y al tipo de cambio por dólar de 1980 (**PNB**), o en términos de paridad de poder de compra constante (**PNBA**); no obstante, el signo de esta influencia en principio es ambiguo, ya que el cambio en la remuneración real tiene tanto un efecto renta negativo como un efecto sustitución positivo sobre las horas de trabajo ofertadas. También podría esperarse que la situación general en el mercado de trabajo, representada por la tasa de desempleo (**U**), afecte a las horas de trabajo por persona, y posiblemente que lo haga con una relación negativa. Finalmente, también se ha sugerido incluir como independiente en la ecuación de oferta laboral la variable representativa de la jubilación (en nuestro caso la tasa de actividad de los ancianos, **TA**), ante la expectativa de que si las pensiones inducen a una jubilación anticipada, y por tanto reducen **TA**, el número de horas de trabajo realizadas en el mercado durante la juventud puede aumentar ⁴².

5. Un análisis intuitivo previo

Antes de intentar encontrar si existen relaciones económicas estables entre las dos variables de oferta de trabajo y las representativas de los programas públicos de pensiones, por medio del empleo de técnicas econométricas, puede resultar

⁴² Esta sugerencia es realizada por Daly, M. y Wrage, P. (1981, págs. 19-20), cuando afirman que «El hecho de que los individuos decidan o estén forzados a jubilarse anticipadamente, por cualquier razón, puede también impulsarlos a que incrementen su oferta de trabajo de prejubilación. Así, el efecto jubilación inducida de la riqueza de las pensiones sobre el ahorro tiene una contrapartida similar en la ecuación de oferta de trabajo».

muy ilustrativa la observación de los datos estadísticos y de los gráficos al respecto; lo que podría constituir, como han denominado algunos economistas, una suerte de «evidencia primitiva» sobre la cuestión bajo estudio.

La descripción literaria que en este apartado se va a realizar sólo pretende complementar la necesaria consulta de los cuadros estadísticos y de los gráficos que se muestran en este documento ⁴³.

Como ya se apuntó en el apartado segundo, la protección ofrecida por los regímenes públicos de pensiones de los países occidentales desarrollados para los que hemos podido disponer de datos ha aumentado de manera importante a lo largo del período bajo estudio (1967-1985), cualquiera que sea la medida utilizada para representar la misma. Tal circunstancia se pone claramente de manifiesto por medio de la observación de los gráficos 3 (gasto total sobre el producto interior bruto, o P1), 4 (pensión media constante al tipo de cambio por dólar de 1980, P2), y 5 (tasa de reemplazamiento estimada, P3); con las salvedades que representan los casos de Alemania (occidental) y de Finlandia si se hace uso de la variable P3, y de Italia, Reino Unido y Finlandia si se observa la medida P2A ⁴⁴.

Paralelamente conviene observar lo ocurrido a las variables representativas de la oferta laboral (**TA** y **OT**) durante ese mismo período. En concreto, la tasa de actividad de los mayores de 65 años (**TA**) ha descendido de manera apreciable en todos los países (ver cuadro 1), a lo largo de los años 1969 a 1985, tal como muestra el gráfico 1. A tenor de las expectativas teóricas realizadas bien pudiera pensarse que este comportamiento de la participación laboral de los

⁴³ Para una visión intuitiva más completa pueden consultarse los cuadros estadísticos del anexo I y los gráficos de los anexos II y III, ambos del trabajo de investigación original en el que se basa este documento (Gómez Sala, J.S., 1992)

⁴⁴ También los gráficos contenidos en el anexo III.2 (número 47 a 94A) del trabajo de investigación original, ilustran dicho crecimiento prácticamente generalizado de las pensiones, en este caso por medio de la representación de la evolución temporal para cada país de cada una de las variables que miden el nivel de protección ofrecido por las mismas.

mayores se ha debido en gran medida al generalizado aumento en los niveles de protección brindados por las pensiones públicas durante el mismo período, por haber forzado éstas una jubilación anticipada. Tal relación de tipo negativo entre algunas de las diversas medidas representativas de estas prestaciones y la tasa de actividad de los mayores para la mayoría de los países analizados se pone claramente de manifiesto con la observación de las nubes de puntos entre ambas magnitudes, que se representan en los gráficos 6 a 21. Tan sólo en escasas ocasiones determinadas medidas del programa de pensiones para algunos países no muestran satisfactoriamente esta previsión, excepción hecha del caso noruego en el que la mayoría de tales indicadores parecen sugerir la existencia de una relación contraria y de tipo positivo, por tanto, entre pensiones públicas y tasa de actividad de los ancianos (ver gráfico 16).

A tenor de los datos estadísticos también el comportamiento de otros factores económicos podría explicar esa cada vez menor participación laboral de los mayores de sesenta y cinco años. Así, como se observa en el cuadro 12, el producto interior bruto per cápita en términos reales ha crecido de manera apreciable en todos los países analizados, haciéndolo en mayor medida relativa en Japón, Portugal y Noruega. El comportamiento claramente ascendente de la tasa de desempleo en la mayoría de los países, como se aprecia en el cuadro 14, también puede en algún grado ser responsable del mencionado fenómeno. Igualmente indicativo de un ambiente laboral especialmente hostil para los trabajadores mayores puede haber resultado el aumento observado en casi todos los casos, y con las excepciones de Irlanda y Alemania, en el porcentaje que representan los mayores de sesenta y cinco años sobre la población total (ver cuadro 13). Finalmente, y aunque los datos al respecto es posible que sean demasiado aproximativos y escasos, la disminución de la ratio de empleados por cuenta propia sobre el empleo total (cuadro 15) puede también ser culpable de la menor actividad laboral de los ancianos en los países de la CEE analizados, con la excepción del Reino Unido donde esta magnitud ha aumentado.

Por el contrario, la hipótesis a veces barajada por las encuestas a jubilados según la cual el empeoramiento en la salud es una causa importante para el retiro, no encuentra apoyo en los datos sobre esperanza de vida de los ancianos a los sesenta años (ver cuadro 11), ya que ésta ha mejorado en la mayoría de los países (salvo en Irlanda, Países Bajos y Noruega) a la par que la actividad laboral de los ancianos descendía, y por tanto éstos se jubilaban anticipadamente.

Por lo que respecta a la otra medida de oferta laboral utilizada en este estudio, esto es las horas de trabajo por semana, ésta parece haberse comportado de un modo contrario al que exigiría la verificación del efecto sustitución intertemporal, habiendo disminuido apreciablemente en la mayoría de los países (ver cuadro 2), mientras que las pensiones públicas estaban aumentando; con las excepciones que suponen Italia y Noruega, donde a comienzos del período analizado las horas semanales de trabajo ya eran sensiblemente inferiores a la media y se han mantenido prácticamente constantes desde entonces. Por ello, las nubes de puntos que relacionan una de las medidas alternativas de estas prestaciones con las horas de trabajo (que figuran en los gráficos 22 a 34) parecen sugerir la existencia de una relación de tipo negativo entre ambas variables en todos los países salvo, nuevamente, en Noruega. Por su parte, el mencionado aumento generalizado ocurrido durante las mismas fechas al producto interior bruto medio, si se relaciona con el mencionado comportamiento de las horas de trabajo, bien podría interpretarse como un predominio del efecto renta negativo de aquél sobre esta variable.

6. Hipótesis y resultados

Con la finalidad de contrastar las referidas hipótesis e intuiciones acerca de los determinantes de la oferta laboral de los ancianos y de los activos, respectivamente, y de manera especial las que afectan al papel desempeñado en ese orden de cosas por los programas públicos de pensiones, en el

presente apartado voy a tratar de determinar si existen relaciones econométricas estables y significativas entre las medidas representativas de la actividad laboral y las de las prestaciones ofrecidas por dichos regímenes.

Por todos los motivos expuestos con anterioridad, las ecuaciones de jubilación o participación laboral de los ancianos (TA), y de oferta laboral de los activos o de horas semanales de trabajo (OT), respectivamente, se pueden considerar integradas por los siguientes argumentos de cara a su posterior estimación econométrica, sabiendo que los valores que figuran entre paréntesis constituyen especificaciones alternativas de una misma variable, y que el subíndice -1 indica que la variable en cuestión se considera retardada un período ⁴⁵:

$$(1) \quad TA = a_0 + a_1(PNB, PNBA, PNBN) + a_2(PI, P2, P2A, P2N, P3, P) + a_3TI + a_4CO + a_5V + a_6A + a_7U + a_8M + a_9TA_{-1}$$

Donde los signos esperados de los coeficientes son:

$$a_1, a_2, a_3, a_4, a_7, a_8 < 0$$

$$a_5, a_6, a_9 > 0$$

$$(2) \quad OT = b_0 + b_1(PNB, PNBA, PNBN) + b_2(PI, P2, P2A, P2N, P3, P) + b_3TI + b_4CO + b_5U + b_6TA$$

Cuyos signos previstos, salvo el relativo a la renta por habitante (bi) que es indeterminado, son:

$$b_5, b_6 < 0$$

$$b_2, b_3, b_4 > 0$$

⁴⁵ Ambas especificaciones han sido simplificadas omitiendo los dos subíndices que podían figurar en cada una de las variables y el necesario término de perturbación aleatoria. Los subíndices podrían denominarse, como es habitual, «t» e «i», queriendo representar el primero que los datos para la variable de referencia corresponden a una serie temporal, y el segundo que los datos provienen de un corte transversal y cada uno se refiere a un país. Por tanto, los ajustes con series temporales sólo requerirían el subíndice «t»; con datos transversales internacionales exigirían el subíndice «i», y las especificaciones para estimaciones con datos de panel internacional requerirían el uso de ambos subíndices.

El significado de cada una de las variables, cuyo contenido ya he ido exponiendo con anterioridad, es el siguiente:

- TA: tasa de actividad de las personas de 65 y más años,
- OT: horas de trabajo por semana en los sectores no agrícolas,
- PNB: producto nacional bruto por habitante, en términos reales y al tipo de cambio por dólar de 1980,
- PNBA: ídem, en términos de paridades de poder de compra constante respecto al dólar,
- PNBN: ídem, en monedas nacionales,
- P1: gasto total en pensiones públicas sobre el producto nacional bruto, en porcentajes,
- P2: pensión media estimada, en términos reales y al tipo de cambio por dólar de 1980,
- P2A: ídem, en términos de paridades de poder de compra constante respecto al dólar,
- P2N: ídem, en monedas nacionales,
- P3: pensión media por tasa de cobertura, o tasa de reemplazamiento media estimada, en porcentajes,
- P: gasto total en pensiones públicas, en términos reales y monedas nacionales,
- TI: variable ficticia que toma el valor 1 en los países que tienen establecido un test de jubilación, y el valor 0 en aquellos que no lo tienen,
- CO: edad del programa, como número de años transcurridos desde la instauración del primer régimen de pensiones al año 1984,
- V: esperanza de vida, en años, de los varones a la edad de sesenta años,
- A: empresarios, autónomos y ayudas familiares sobre el empleo total, en porcentajes,
- U: tasa de desempleo, en porcentajes,

M: personas con edad igual o superior a los sesenta y cinco años sobre la población total, en porcentajes.

Tales ecuaciones van a ser ajustadas en una gran diversidad de especificaciones para analizar la sensibilidad de los estimadores al empleo de las diversas medidas alternativas propuestas para las variables explicativas⁴⁶. En aquellos casos en que el estadístico Durbin-Watson obtenido en las estimaciones con datos temporales indique la presencia de algún problema de especificación del modelo, y dado que los procedimientos econométricos trabajan sobre el supuesto de ausencia de autocorrelación serial de los residuos, se utilizará el procedimiento de Cochrane-Orcutt para la corrección autorregresiva de primer orden, en cuyo caso la ecuación contiene un término denominado **AR(1)**; su uso, si bien no resuelve los problemas de especificación, sí elimina la correlación serial como un problema estadístico sobre el ajuste de la ecuación.

Cada una de las ecuaciones se ajusta sobre la base de tres tipos de datos estadísticos, que según el período temporal de referencia o el grado de agregación con el que se tomen los países, permiten obtener cinco presentaciones de resultados distintos para cada una de ellas. Los dos primeros grupos de estimaciones se basan en datos de un corte internacional de países pertenecientes a la OCDE, uno referido a 1975⁴⁷ y el otro a 1984. Con la intención de disponer de un mayor número de observaciones y así aumentar la calidad de las estimaciones, a tra-

vés del crecimiento de los grados de libertad con el que las mismas se llevan a cabo, se ofrece un tercer grupo de resultados para ambas ecuaciones basado en estimaciones de un panel internacional de países. Además, para intentar comprobar si existen diferencias de comportamiento entre las diversas agrupaciones de países que pueden diferenciarse geopolíticamente entre los que integran la muestra anteriormente utilizada, se ofrecen estimaciones separadas para los países que pertenecen a la CEE, los europeos no comunitarios y los países de la muestra que no se sitúan en Europa. Finalmente, se realizan ajustes individualizados con series temporales para cada uno de los países en los que el número de observaciones disponible lo permite.

6.1. *Estimaciones de la ecuación de jubilación*

Los resultados correspondientes a las estimaciones de la ecuación de jubilación, especificada más arriba, se ofrecen ordenados según los tres tipos de datos estadísticos utilizados en los cuadros 16 a 18.

En términos generales puede afirmarse que los mismos suministran un importante apoyo a la hipótesis del efecto jubilación inducida por parte de las pensiones públicas, que provoca una menor participación laboral de los ancianos en los dieciséis países de la OCDE analizados. Así puede observarse cómo las diversas variables que utilizamos para reflejar el nivel de protección ofrecido por estos programas públicos tienen siempre el signo negativo esperado, con una significación estadística muy considerable (en función de los valores alcanzados por los estadísticos «t»), cualquiera que sea el tipo de datos utilizados y la agrupación que se haga de los mismos.

La interpretación que cabe deducir de las estimaciones de corte transversal y de panel de datos de las ecuaciones de jubilación en relación con las mencionadas variables es que en los países con un mayor nivel de protección a los pensionistas la tasa de participación laboral de los ancianos es más reducida⁴⁸. Los niveles de significación estadística de sus

⁴⁶ En las estimaciones que aquí se muestran se emplea la técnica de los mínimos cuadrados ordinarios (MCO); sin embargo, las ecuaciones de oferta de trabajo, ante la posibilidad de que la tasa de actividad de los ancianos sea también una variable endógena en las mismas, en lugar de predeterminada, se ajustaron también en la investigación original mediante el empleo de mínimos cuadrados bivariados (MC2E), en cuyo caso los instrumentos eran una constante, la misma especificación del producto nacional bruto per cápita usada como variable exógena, idéntica especificación también de la medida representativa de las pensiones y la tasa de desempleo. Los resultados fueron muy similares a los obtenidos empleando mínimos cuadrados ordinarios.

⁴⁷ Los datos estadísticos para Italia se refieren en este caso al año 1977.

⁴⁸ Los datos de corte transversal para la estimación de la ecuación de jubilación en 1975 y 1984 se refieren a los dieci-

CUADRO 16. ESTIMACIONES DE CORTE TRANSVERSAL, 1975 Y 1984. ECUACIONES DE JUBILACION (*)

ecuac.	AÑO	C	logPNBA	PI	P2	P2A	P3	TI	CO	V	U	M	TA(-1)	A	N	R ²	D.W.
16.1	1975	107.0018 (2.1436)	-8.9308 (-1.6101)	-0.2400 (-3.5149)											16	0.5383	1.6796
16.2	1975	79.5050 (1.3765)	-6.5886 (-1.0172)	-0.0014 (-2.4758)											16	0.3880	1.1576
16.3	1975	116.3471 (2.2361)	-10.4576 (-1.8149)				-1.3754 (-3.2526)								16	0.5036	1.7048
16.4	1975	57.3607 (0.9491)	-4.5622 (-0.6987)				-0.9494 (-1.9328)	3.8079 (1.3218)							14	0.4238	1.8610
16.5	1975	125.6696 (1.8420)	-11.1504 (-1.5649)				-1.1538 (-1.7340)		-0.0635 (-0.4142)						15	0.4627	1.5111
16.6	1975	116.5680 (2.3045)	-14.2279 (-2.2646)				-1.3447 (-3.2661)			2.0243 (1.3252)					16	0.5669	2.0193
16.7	1975	126.0570 (2.2759)	-11.2364 (-1.7958)				-1.2429 (-2.5676)				-0.7244 (-1.1873)				15	0.5429	2.1221
16.8	1975	114.1365 (2.1756)	-10.8850 (-1.8694)				-1.8441 (-2.7463)					0.8006 (0.9028)			16	0.5351	1.7379
16.9	1975	152.4195 (2.5270)	-14.8756 (-2.1706)				-1.4834 (-2.9539)								15	0.5448	1.8934
16.10	1975	70.6470 (1.7050)	-6.5369 (-1.4381)				-0.8622 (-2.3905)							0.2453 (1.9498)	8	0.8585	2.4058
16.11	1984	28.4386 (1.5118)	-0.8492 (-0.4478)	-0.1830 (-2.3671)									0.3738 (1.3018)		16	0.3013	1.8187
16.12	1984	8.3075 (1.5118)	0.6997 (0.3345)		-0.00086 (-1.6618)										16	0.1754	1.3737
16.13	1984	26.1935 (1.3931)	-0.8992 (-0.4658)				-1.1183 (-2.2500)								16	0.2804	1.8296
16.14	1984	9.3174 (0.4800)	0.1282 (0.0694)				-0.5943 (-1.2983)	3.3886 (1.0747)							14	0.2791	2.2469
16.15	1984	-43.8031 (-1.0918)	-2.8623 (-1.1996)				-0.9347 (-1.7778)			4.9238 (2.3146)					13	0.5525	2.0167
16.16	1984	39.5382 (2.4039)	-1.5498 (-0.9575)				-1.2270 (-2.3858)				-0.7094 (-2.8064)				15	0.5638	2.1449
16.17	1984	20.4188 (0.9452)	-0.8230 (-0.4147)				-1.3346 (-2.1299)					0.5494 (0.5938)			16	0.3019	1.8806
16.18	1984	26.1298 (1.2787)	-1.0206 (-0.4846)				-1.1311 (-2.0016)								15	0.2700	1.9541

(*) La variable dependiente es TA. Estimadas por mínimos cuadrados ordinarios. Entre paréntesis figuran los estadísticos «t». N es el número de observaciones, R² el coeficiente de determinación y D.W. el estadístico Durbin-Watson.

CUADRO 17. ESTIMACIONES DE PANEL INTERNACIONAL, 1972-1984. ECUACIONES DE JUBILACION (*)

ecu.	PAISES	C	logPNBA	PI	P2	P2A	P3	TI	CO	V	U	M	TA(-1)	A	AR(1)	N	R ²	D.W.
17.1	TODOS	79.9333 (3.4234)	-5.8401 (-2.3271)	-0.2460 (-8.3015)												156	0.3142	0.2116
17.2	TODOS	37.9428 (1.4725)	-2.9133 (-1.0239)	-0.0211 (-44.6312)											0.8943 (24.4084)	156	0.8067	1.8079
17.3	TODOS	28.5872 (1.1732)	-1.0374 (-0.3839)	-0.0012 (-6.0007)												156	0.1948	0.1670
17.4	TODOS	-39.6981 (-1.5512)	7.2058 (2.4660)	-0.0027 (-7.2186)												156	0.2580	0.1965
17.5	TODOS	64.3783 (2.6980)	-4.8237 (-1.8451)			-1.2772 (-7.0381)										156	0.2486	0.1800
17.6	TODOS	91.6026 (2.7748)	-10.7547 (-2.8395)	-0.2826 (-7.8382)						2.0292 (3.3005)						98	0.4875	0.2551
17.7	TODOS	92.7739 (4.6295)	-7.1002 (-3.2597)	-0.2123 (-8.1479)							-0.8568 (-7.2388)					156	0.4900	0.2351
17.8	TODOS	69.7044 (2.9687)	-6.0720 (-2.3307)			-1.8344 (-6.6997)						0.8392 (2.6771)				156	0.2824	0.2078
17.9	TODOS	15.9209 (1.3509)	-1.1126 (-0.8802)	-0.0662 (-3.9617)									0.8412 (21.9981)			155	0.8368	1.8701
17.10	TODOS	21.8408 (0.6810)	-1.8728 (-0.5342)							0.6074 (1.1661)	-1.0547 (-5.9104)	1.2323 (3.9366)				75	0.6688	0.2679
17.11	TODOS	-8.4436 (-0.5024)	1.1006 (0.6262)			-0.7251 (-5.4918)					-0.3654 (-5.4456)	0.7182 (3.0061)		0.2970 (5.3936)		20	0.8941	0.7703
17.12	CEE	-46.8657 (-3.2349)	7.6009 (4.6754)			-0.0017 (-10.5929)				0.1044 (2.6504)	-0.1673 (-3.6800)	-0.9639 (-3.9332)				65	0.7624	0.2713
17.13	CEE	-16.6209 (-2.5601)	3.1986 (4.5085)			-0.0010 (-11.3364)				1.1808 (1.6490)	-0.1746 (-3.5502)	-1.0328 (-4.5903)				52	0.9488	0.4934
17.14	EUR	113.927 (1.4026)	-6.9847 (-0.7457)	-0.0033 (-3.4341)						-0.6354 (-4.8867)	-4.0203 (-7.6612)	3.6654 (4.0256)				39	0.7497	0.8602
17.15	EUR	-85.1446 (-0.9392)	6.3950 (0.6728)	-0.0008 (-0.7647)						7.8241 (3.5629)	-2.5393 (-4.6324)	-2.9453 (-1.5547)				35	0.8032	0.5607
17.16	NOEUR	163.602 (4.6650)	-15.6722 (-4.5844)	-0.0030 (-2.6691)						-0.3687 (-7.3853)	-1.7859 (-9.6985)	4.4017 (3.1086)				52	0.8844	0.6168
17.17	NOEUR	134.225 (2.5141)	-10.7854 (-1.8987)	-0.0025 (-2.0599)						-0.4402 (-9.1274)	-1.8834 (-9.5465)	2.9672 (2.5938)				52	0.8778	0.6673

(*) La variable dependiente es TA. Estimadas por mínimos cuadrados ordinarios. Entre paréntesis figuran los estadísticos «t». N es el número de observaciones, R² el coeficiente de determinación y D.W. el estadístico Durbin-Watson.

La muestra completa comprende los siguientes países: Alemania (RFA), España, Francia, Países Bajos, Reino Unido, Finlandia, Noruega, Suecia, Australia, Canadá, Estados Unidos y Japón.

CUADRO 18. ESTIMACIONES DE SERIES TEMPORALES. ECUACIONES DE JUBILACION (*)

ecuac.	PAIS	C	logPNBN	PI	PZN	P3	logP	V	U	M	TA(-1)	N	R ²	D.W.
18.1	RFA	256.8020 (20.8872)	-24.0336 (-19.8777)	-0.1244 (-3.0177)								17	0.9674	1.3510
18.2	RFA	139.4512 (49784)	-10.1001 (-2.5774)			-0.6385 (-5.6949)		-1.5401 (-2.4171)				12	0.9920	2.1749
18.3	ESP.	72.5756 (2.5087)	-3.9806 (-1.7311)			-1.9734 (-13.7928)						18	0.9741	1.2779
18.4	ESP.	55.6612 (0.6928)	0.1903 (0.02829)			-6.9199 (-4.4658)		-0.1897 (-2.5627)				13	0.9878	1.6010
18.5	ESP.	-94.8432 (2.2632)	13.6911 (3.5717)			-7.7140 (-3.9225)			-1.8765 (-1.7027)			18	0.9799	1.5556
18.6	FRA.	266.0664 (18.3712)	-23.3845 (-16.2679)	-0.0822 (-5.7185)								17	0.9947	1.3114
18.7	FRA.	227.4332 (10.8368)	-19.9059 (-9.8072)	-0.00014 (-5.6478)								17	0.9946	1.3614
18.8	IRL	333.8806 (2.0458)	-37.6378 (-1.3610)				-3.8105 (-0.3977)					8	0.9008	0.0498
18.9	ITA.	226.4241 (3.9243)	-13.3810 (-3.5364)	-0.1006 (-3.1971)								9	0.9249	3.0109
18.10	ITA.	163.3021 (2.0256)	-9.4475 (-1.7952)				-0.6923 (-2.8221)					9	0.9128	2.6011
18.11	P.BA.]	57.5727 (2.5989)	-0.1231 (-0.0425)				-5.0948 (-7.0165)		-0.0615 (-4.3223)			15	0.9902	1.9072
18.12	P.BA.]	41.4507 (2.0929)	1.3516 (0.5295)				-3.8482 (-5.1468)		-1.0628 (-5.1894)			15	0.9923	2.2277
18.13	PORT.	62.8607 (0.3301)	-2.7562 (-0.1660)	-0.2577 (-2.3909)								8	0.8412	1.8101
18.14	R.UN.	169.6447 (6.3040)	-18.5998 (-5.2626)			-1.2751 (-2.9701)						17	0.9606	0.7325
18.15	R.UN.	168.2385 (5.8838)	-18.6188 (-5.1169)			-0.9034 (-1.8367)			-0.1031 (-1.5003)			15	0.9596	0.9554

CUADRO 18. ESTIMACIONES DE SERIES TEMPORALES. ECUACIONES DE JUBILACION (*) (continuación)

ecua.	PAIS	C	logPNBN	PI	P2N	P3	logP	V	U	M	TA(-1)	N	R ²	D.W.
18.16	FIN.	264.3964 (8.5786)	-24.5906 (-6.5829)			-3.8928 (-5.2513)						15	0.9638	0.7568
18.17	FIN.	63.7042 (1.3390)	-4.8626 (-1.0141)			-2.3246 (-4.0557)					0.6397 (4.7335)	14	0.9893	2.9935
18.18	NOR.	78.3972 (1.7550)	-7.0836 (-1.4123)			2.0157 (1.4526)		-1.8740 (-1.7219)				13	0.7018	1.6973
18.19	NOR.	43.4902 (0.8711)	-5.4437 (-1.1223)			2.7691 (2.0314)					0.3793 (1.4919)	12	0.6810	1.9305
18.20	SUEC.	327.0803 (4.6085)	-27.5430 (-4.0904)	-0.2215 (-3.4430)								17	0.9410	0.3505
18.21	SUEC.	282.1458 (3.0902)	-23.7246 (-2.7751)			-1.0938 (-3.2215)						17	0.9340	0.3220
18.22	ATL.	14.7092 (0.5126)	2.7291 (0.8142)			-1.3097 (-4.6528)				-2.8186 (-9.2902)		16	0.9853	2.1642
18.23	ATL.	8.9106 (0.2405)	-0.3677 (-0.0893)			-0.8597 (-2.6348)					0.7348 (6.2275)	15	0.9821	2.5553
18.24	CAN.	138.0938 (7.5435)	-13.9263 (-6.0722)	-0.2563 (-2.782)						1.5136 (2.1548)		17	0.9575	1.5481
18.25	EEUU	86.1415 (4.9353)	-6.7257 (-3.3918)		-0.0015 (-8.8950)							17	0.9814	1.0409
18.26	EEUU	181.6769 (18.7887)	-17.2460 (-15.8869)	-0.1170 (-3.3933)					-0.1266 (-1.3956)			17	0.9819	1.0706
18.27	JAP.	34.8935 (37.8414)	-0.06743 (-1.3628)						-2.4521 (-1.8534)			17	0.9158	0.9027
18.28	JAP.	279.5205 (4.7486)	-18.3713 (-4.0911)	-0.0997 (-3.4471)						2.0143 (2.4510)		17	0.9612	1.5199

(*) La variable dependiente es TA. Estimadas por mínimos cuadrados ordinarios. Entre paréntesis figuran los estadísticos «t». N es el número de observaciones, R² el coeficiente de determinación y D.W. el estadístico Durbin-Watson.

coeficientes son mucho más elevados con los datos tipo panel (cuadro 17), y algo mayores en base al corte transversal de 1975 que en el de 1984 (cuadro 16), de lo que cabría deducir que las pensiones públicas, aun siendo un importante factor explicativo de la tasa de actividad de los ancianos, tienden a perder protagonismo en este sentido con el paso del tiempo. Por grupos de países, las estimaciones de panel internacional (cuadro 17) muestran una significación estadística muy alta para los coeficientes de las pensiones en los países de la Comunidad Europea (CEE), aunque en ocasiones llega a ser algo reducida para los países no europeos de la OCDE (NOEUR).

Por su parte, las estimaciones de series temporales de la ecuación de jubilación (cuadro 18) para quince de los mencionados países confirman en general los mismos resultados con relación a tales variables, con la salvedad que representa el caso noruego (ya anticipada por el análisis intuitivo), en el cual el coeficiente de las pensiones tiene siempre un signo positivo contrario al esperado, con unos niveles de significación, si no muy elevados, en ocasiones aceptables. Por tanto, salvo para este país, la interpretación que puede hacerse de este tipo de evidencia es que en la mayoría de los países de la OCDE la disminución observada en la participación laboral de los ancianos, y por tanto la tendencia hacia la jubilación a la edad normal para la misma, está explicada en buena medida por el crecimiento que ha sufrido paralelamente la protección ofrecida por los programas públicos de pensiones durante las últimas décadas.

Las otras dos variables representativas de los programas públicos de pensiones, especialmente de algunos rasgos más cualitativos de los mismos (la presencia de un test de ingresos, TI, y la edad del programa, CO), tan sólo sirven para su utilización en el análisis transversal y de panel, puesto

séis países de la OCDE siguientes: Alemania (RFA), España, Francia, Irlanda, Italia, Países Bajos, Portugal, Reino Unido, Austria, Finlandia, Noruega, Suecia, Australia, Canadá, Estados Unidos y Japón. La muestra para las estimaciones de panel comprende datos de 1972 a 1984 para los mismos países, exceptuando Irlanda, Italia, Portugal y Austria.

que no varían para cada país a lo largo del tiempo. Los coeficientes ajustados para la primera (TI) tienen siempre un signo positivo que es contrario al que se esperaba, con una significación estadística generalmente elevada. Sin embargo, este no es un resultado excesivamente preocupante por cuanto, por un lado, TI es una variable ficticia, establecida sobre la base de apreciaciones subjetivas del autor tras el estudio de las legislaciones que regulan los diversos regímenes públicos de pensiones, y por otra parte, su correcta valoración por parte de los beneficiarios exigiría la formación de unas expectativas excesivamente racionales y rigurosas. Por otra parte, los estimadores obtenidos para la variable CO muestran siempre el signo negativo esperado, aunque tan sólo alcancen significación estadística en las estimaciones de panel global y por grupos de países (cuadro 17); tal circunstancia validaría la hipótesis de que los países con programas que llevan más años funcionando tienden a tener una menor tasa de actividad de los mayores de sesenta y cinco años.

Por lo que respecta a la variable producto interior por habitante, cabe destacar que en las ecuaciones de jubilación las estimaciones con datos transversales y de panel han sido menos robustas cuando se empleaba en su variante PNB⁴⁹ (es decir, en términos reales y al tipo de cambio por dólar de 1980), que con la versión PNBA (en términos de paridad de poder de compra constante respecto al dólar en cada año), que es para la cual se muestran generalmente los resultados, aunque el autor los haya obtenido de ambas formas. En todo caso, el empleo de una u otra aproximación genera signos de los coeficientes similares

⁴⁹ Nos referimos a que generaba por lo general valores más reducidos del estadístico «t» de todos los estimadores, un coeficiente de determinación más reducido y un Durbin-Watson más alejado de dos. Con datos internacionales la variable PNBA ha sido introducida en forma logarítmica simplemente por una cuestión de la escala del parámetro ajustado para la misma, aunque la calidad de la estimación y los coeficientes permanecen básicamente inalterados, con la excepción del correspondiente a la constante de la ecuación que sí pierde valor absoluto y significación estadística en la mayoría de los casos. Debe advertirse por tanto que con relación a esta última los ajustes son mejores sin emplear el logaritmo natural de PNBA.

en todas las variables y con una significación estadística bastante parecida. Por lo que respecta al papel que como variable explicativa de la actividad laboral de los ancianos pueda jugar esta variable, cabe destacar que sus propios estimadores tienen la mayoría de las veces el signo negativo esperado, aunque su significación estadística a veces no sea muy alta; la misma alcanza valores más adecuados en las estimaciones con datos de panel, especialmente para el grupo de países no europeos, y con datos de series temporales para una buena parte de los países. Los estimadores obtenidos para la esperanza de vida de los mayores de sesenta años (V) muestran un signo predominantemente positivo, el cual, frente a lo que sugería la mera observación intuitiva del apartado anterior, permitiría aceptar la existencia de una relación positiva entre el estado de salud y la tasa de actividad de los ancianos. Con datos transversales del año 1975 el signo de esta variable es alternante y su significación estadística reducida, aunque mejora apreciablemente con los datos de panel para los grupos de países europeos no comunitarios y no europeos. En las estimaciones con series temporales parece ponerse de manifiesto una distinta influencia de esta variable entre los países, ya que tiene el signo negativo que sugería el análisis intuitivo en Alemania, Italia y Finlandia, mientras que lo siguen teniendo positivo otros como Francia y Suecia.

Si observamos los resultados relativos a la tasa de desempleo (U), se aprecia que sus coeficientes son generalmente negativos, como se esperaba, y con una significación estadística muy alta, mejorando su inclusión la mayoría de las veces la especificación de la ecuación ajustada. Su significación estadística es más reducida con datos transversales de 1975, y por grupos es mucho más elevada en los países no europeos, seguida de los europeos no comunitarios y finalmente de los pertenecientes a la CEE, aunque es siempre aceptable. En las estimaciones con series temporales, la tasa de desempleo tiene signo contrario al esperado en los casos de Francia y Suecia. En cambio, el estimador de la variable representativa de la tasa de dependencia de los ancianos (M) muestra un signo positivo distinto del esperado con datos de corte transversal y con los globales de tipo panel; y aunque tiene el signo negativo anticipado, y con sufi-

ciente significación estadística, con los datos de panel para los países comunitarios, presenta en cambio signo alterno para los restantes países europeos y positivo para el grupo de naciones desarrolladas no europeas. Por lo que respecta a los resultados derivados de la inclusión de la propia variable tasa de actividad de los mayores retardada en un período como predeterminada en la ecuación de jubilación, en el sentido sugerido por Koskela, E. y Virén, M. (1983, pág. 213), los mismos confirman en todos los casos el signo positivo previsto para su estimador, alcanzando una gran significación estadística en base a los datos tipo panel y con series temporales para algunos países. Su inclusión en dicha ecuación parece mejorar considerablemente su especificación a la luz de los valores alcanzados en tal caso por el estadístico Durbin-Watson, y en virtud del hecho de que el coeficiente de la variable AR(1) introducida para aplicar el procedimiento de corrección autorregresiva de primer orden, se sitúa en un valor muy próximo a cero.

Para terminar con el comentario de las estimaciones relativas a la ecuación de jubilación, señalemos que los coeficientes ajustados para la variable representativa del porcentaje de trabajadores autónomos en la población activa (A) tienen siempre el signo positivo esperado, y con un nivel de significación estadística muy considerable.

6.2. Estimaciones de la ecuación de oferta laboral

Los cuadros 19 a 21 contienen los principales resultados alcanzados tras el ajuste de la ecuación de oferta laboral de las personas aún activas, agrupados según el tipo de datos estadísticos utilizados⁵⁰.

⁵⁰ Los países que integran la muestra para las secciones transversales de países son los mismos dieciséis considerados en las estimaciones de la ecuación de jubilación, e igualmente en el corte correspondiente a 1975 los datos estadísticos para Italia se refieren a 1977. Por su parte, las naciones incluidas para las estimaciones de panel de la ecuación de oferta laboral son once, como resultado de excluir a Irlanda, Italia, Portugal, Austria y Finlandia.

CUADRO 19. ESTIMACIONES DE CORTE TRANSVERSAL, 1975 Y 1984
ECUACIONES DE OFERTA LABORAL (*)

ecuac.	AÑO	C	PNB	PNBA	PI	P2	PZA	P3	TI	CO	U	TA	N	R ²	D.W.
19.1	1.975	43.7538 (18.8085)	-0.00069 (-1.5423)			0.00040 (0.7868)							13	0.2498	1.7834
19.2	1.975	42.4396 (18.6361)	-0.00059 (-2.0619)				0.3726 (1.1647)						13	0.2985	2.1328
19.3	1.975	49.8892 (22.8172)	-0.00083 (-4.6327)					-4.7456 (-3.7966)					11	0.7477	2.5386
19.4	1.975	40.9562 (8.8142)	-0.00069 (-2.1127)						0.0711 (1.0728)				12	0.3332	1.4368
19.5	1.975	46.5012 (14.9159)	-0.00052 (-2.1451)									-0.1597 (-1.4112)	13	0.3357	1.7552
19.6	1.975	45.1582 (13.3542)	-0.00075 (-2.3429)					0.4456 (1.3740)			-0.4014 (-1.0802)		13	0.3790	2.2590
19.7	1.984	38.4170 (9.8807)	-0.00023 (-1.0214)		0.0356 (0.7597)								14	0.1211	1.7068
19.8	1.984	40.6922 (16.3206)	-0.00053 (-1.4860)			0.00046 (1.1067)							14	0.1677	1.7434
19.9	1.984	38.6390 (12.4962)	-0.00030 (-1.2855)				0.33913 (1.0955)						14	0.1660	1.9257
19.10	1.984	41.0937 (29.7014)	-0.000080 (-2.9226)					-3.0299 (-1.8944)					12	0.5060	0.8021
19.11	1.984	40.7052 (9.0307)	-0.00045 (-1.7012)					0.4086 (1.1302)	-2.3287 (-1.1122)				12	0.3366	2.2285

(*) La variable dependiente es OT. Estimadas por mínimos cuadrados ordinarios. Entre paréntesis figuran los estadísticos «t». N es el número de observaciones, R² el coeficiente de determinación y D.W. el estadístico Durbin-Watson.

CUADRO 20. ESTIMACIONES DE PANEL INTERNACIONAL, 1972-1984. ECUACIONES DE OFERTA LABORAL (*)

ecuac.	PAIS	C	PNB	PI	P2	PZA	P3	TI	CO	U	TA	N	R ²	D.W.
20.1	TODOS	43.4913 (33.3018)	-0.00071 (-6.1198)	0.0572 (3.6072)								123	0.2474	0.2608
20.2	TODOS	47.0607 (38.2084)	-0.00111 (-6.8398)		0.00064 (4.5048)							123	0.2864	0.2768
20.3	TODOS	44.9929 (35.6901)	-0.00071 (-5.0784)		0.00038 (1.8708)							123	0.1894	0.1952
20.4	TODOS	45.23294 (41.5100)	-0.00100 (-8.3739)			0.6408 (6.4683)						123	0.3814	0.3542
20.5	TODOS	50.7395 (47.0489)	-0.00086 (-9.8417)					-5.0289 (-11.5204)				97	0.6543	0.3882
20.6	TODOS	40.7133 (29.5714)	-0.00087 (-7.6157)						0.1081 (5.7676)			123	0.3468	0.2081
20.7	TODOS	49.8932 (44.9540)	-0.00139 (-12.2977)			0.8720 (9.8547)				-0.4158 (-7.3104)		123	0.5731	0.2058
20.8	TODOS	44.2483 (35.2874)	-0.00105 (-8.5306)			0.7580 (6.1332)					0.0618 (1.5692)	123	0.3940	0.3508
20.9	TODOS	49.1482 (34.2156)	-0.00116 (-11.2564)			0.3599 (3.4212)		-5.1470 (-9.0170)	0.0080 (0.4856)		0.1665 (3.4902)	97	0.7206	0.4598
20.10	TODOS	47.4284 (28.9454)	-0.00113 (-11.0188)	0.04384 (2.9958)				-5.5022 (-9.5381)	0.0257 (1.6004)		0.1974 (3.7470)	97	0.7129	0.4863
20.11	CEE	44.6831 (71.0748)	0.00037 (5.3429)	-0.09315 (-10.3241)								61	0.6503	0.7120
20.12	CEE	45.7478 (79.5073)	0.00036 (4.5395)			-0.6892 (-10.2448)				-0.1733 (-6.7977)		61	0.8142	0.4389
20.13	CEE	41.0107 (45.0107)	0.00041 (3.6091)			-0.41641 (-5.8397)		-1.9168 (-4.0998)	-0.0177 (-1.4916)		0.4082 (7.1469)	48	0.9396	1.1243
20.14	EUR	39.6058 (45.4860)	-0.00016 (-2.1089)	-0.02139 (-1.7261)								22	0.4848	0.7843
20.15	EUR	38.4528 (39.7817)	-0.00066 (-0.6468)		-0.00017 (-2.0598)							22	0.5128	0.8193
20.16	EUR	136.3517 (3.1990)	0.00007 (0.6656)								0.1573 (4.2795)	22	0.8793	1.5156
20.17	NOEUR	60.1577 (21.9593)	-0.00278 (-6.9658)			0.00105 (3.4171)						40	0.7417	0.6083
20.18	NOEUR	51.7226 (25.2431)	-0.00165 (-5.2398)			0.9729 (3.8809)				-0.5230 (-5.7407)		40	0.8570	0.5937
20.19	NOEUR	45.5697 (8.1247)	-0.00055 (-2.5378)	-0.09315 (-3.1781)				3.4300 (7.9663)	-0.0553 (-1.7802)		0.1227 (1.5911)	27	0.9197	1.4641

(*) La variable dependiente es OT. Estimadas por mínimos cuadrados ordinarios. Entre paréntesis figuran los estadísticos «t».

N es el número de observaciones, R² el coeficiente de determinación y D.W. el estadístico Durbin-Watson.

La muestra completa comprende los siguientes países: Alemania (RFA), España, Francia, Países Bajos, Reino Unido, Finlandia, Noruega, Suecia, Australia, Canadá, Estados Unidos y Japón.

CUADRO 21. ESTIMACIONES DE SERIES TEMPORALES. ECUACIONES DE OFERTA LABORAL (*)													
ecuac.	PAIS	C	PNBN	PI	P2N	P3	logP	U	TA	AR(1)	N	R ²	D.W.
21.1	RFA	60.9788 (18.3274)	-0.00034 (-5.9723)	-0.1427 (-3.7472)							16	0.7973	1.5828
21.2	RFA	43.6518 (18.3261)	-0.000035 (-0.2855)					-0.3176 (-3.0292)			16	0.7528	0.8257
21.3	RFA	22.6335 (3.7720)	0.00060 (2.8039)						0.9353 (4.5552)		16	0.8376	0.7343
21.4	RFA	54.5560 (11.7873)	-0.00016 (-1.4292)	-0.1053 (-2.6068)				-0.1861 (-1.8476)			16	0.8422	1.4836 *
21.5	ESP.	70.8800 (5.6376)	-0.000052 (-1.6484)		-0.000036 (-12.3039)						9	0.9727	1.7332
21.6	ESP.	103.7982 (9.8769)	-0.000046 (-1.6141)			-6.4342 (-13.8442)					9	0.9783	1.9030
21.7	ESP.	62.1709 (10.4287)	-0.000035 (-2.4372)		-0.000024 (-8.4353)			-0.1047 (-4.8806)		-0.7724 (-2.0325)	8	0.9929	2.1311
21.8	FRAN.	61.7151 (59.8348)	-0.00027 (-5.4114)	-0.0869 (-4.1342)							16	0.9835	0.6627
21.9	FRAN.	171.0246 (10.1580)	0.00015 (1.5800)			-10.9415 (-6.3405)					16	0.9907	1.2497
21.10	FRAN.	58.7179 (25.6815)	-0.00032 (-5.6180)					-0.2730 (-2.7134)			16	0.9756	0.8126
21.11	FRAN.	39.9009 (3.6833)	-0.000053 (-0.2886)						0.6129 (2.2632)		16	0.9726	0.8581
21.12	ITALIA	39.6992 (66.4162)	-0.000003 (-1.8200)	0.0149 (1.2271)							15	0.2433	1.2932
21.13	ITALIA	41.0998 (37.2401)	-0.0000006 (-1.9777)		0.0000003 (1.5775)						15	0.2946	1.4065
21.14	P.BAJOS	56.3965 (25.7051)	-0.000048 (-2.7673)	-0.0427 (-1.7431)							16	0.9010	0.8650
21.15	P.BAJOS	79.8303 (7.9601)	-0.00015 (-0.4972)			-3.3636 (-2.0996)					16	0.9088	0.7485
21.16	PORT.	45.0181 (10.2960)	0.000005 (0.1117)	-0.1204 (-3.2278)							8	0.8973	1.5549
21.17	PORT.	84.3506 (10.3584)	0.000111 (2.3128)			-5.3491 (-4.4601)					12	0.8077	1.2195
21.18	PORT.	44.3959 (21.2588)	-0.000007 (-0.3624)					-0.6544 (-6.4649)			12	0.8906	1.9990

CUADRO 21. ESTIMACIONES DE SERIES TEMPORALES. ECUACIONES DE OFERTA LABORAL (*) (continuación)

ecuac.	PAIS	C	PNBN	PI	PZN	P3	logP	U	TA	AR(1)	N	R ²	D.W.
21.19	R.UN.	51.0457 (22.6760)	0.000213 (0.1934)			-1.2741 (-2.7516)					15	0.7179	1.8874
21.20	R.UN.	46.1063 (13.4897)	-0.000251 (-0.2672)					-0.1766 (-2.7631)			14	0.6615	1.2230
21.21	R.UN.	17.8294 (2.5694)	0.0048 (3.3865)					0.9208 (5.2909)			15	0.8619	1.7806
21.22	NOR.	36.8109 (13.8023)	-0.000044 (-2.0103)	0.0437 (1.8029)							8	0.8694	2.8259
21.23	NOR.	39.3063 (25.2683)	-0.000079 (-5.5479)		0.000062 (1.6661)						8	0.8614	2.7322
21.24	SUECIA	40.7154 (23.2322)	0.000008 (0.1972)	-0.0833 (-3.7886)							15	0.7554	0.7817
21.25	SUECIA	72.6145 (10.8633)	0.000131 (2.1274)				-4.1282 (-4.4299)				15	0.7961	0.8786
21.26	ATL.	41.7791 (15.6533)	-0.000162 (-0.4086)			-1.0688 (-4.0533)					14	0.8553	1.3736
21.27	ATL.	64.9848 (17.6354)	0.000732 (1.4798)				-4.1762 (-4.8705)				14	0.8857	1.4064
21.28	EEUU	43.2876 (38.9262)	-0.000078 (-0.4046)		-0.000094 (-4.3615)						16	0.8898	0.9157
21.29	EEUU	44.4987 (58.4308)	-0.000291 (-2.8171)			-0.7990 (-6.7156)					16	0.9393	0.8993
21.30	EEUU	44.9220 (64.6076)	-0.000627 (-9.4421)					-0.2781 (-7.4428)			16	0.9484	1.1111
21.31	JAPON	39.7831 (21.7368)	0.000003 (1.7869)	-0.1015 (-3.3768)							16	0.6212	0.6295
21.32	JAPON	55.7625 (22.6072)	0.000005 (3.3222)				-2.7468 (-4.9206)				16	0.7516	0.7048

(*) La variable dependiente es OT. Estimadas por mínimos cuadrados ordinarios. Entre paréntesis figuran los estadísticos «t». N es el número de observaciones, R² el coeficiente de determinación y D.W. el estadístico Durbin-Watson.

La impresión general que se obtiene tras el análisis de tales estimaciones, frente a la derivada para la ecuación de jubilación, es poco favorable de cara al intento de contrastación de la influencia de los programas públicos de pensiones sobre la oferta laboral de las personas activas, y concretamente no parecen suministrar una confirmación, al menos general, para el cumplimiento del denominado efecto sustitución intertemporal en la oferta de trabajo.

Refiriéndonos en primer lugar a los coeficientes estimados para las diversas aproximaciones de la protección brindada por estos regímenes, cabe afirmar que en las estimaciones de sección transversal (cuadro 19) los mismos muestran el signo positivo esperado —que permitiría aceptar el efecto sustitución intertemporal—, frente a lo que parece desprenderse tras el análisis intuitivo previamente realizado, aunque carecen de significación estadística. En cambio, en las estimaciones realizadas sobre la base de datos tipo panel (para los once países señalados a lo largo del período 1972-1984) los regresores de las pensiones tienen dicho signo positivo, pero ahora con unos niveles de significación estadística que pueden considerarse aceptables. La interpretación que podría concederse a este tipo de evidencia internacional es que en los países que cuentan con unos niveles de protección pública mayor a sus pensionistas, el número medio de horas trabajadas semanalmente por sus trabajadores activos es mayor, lo que podría explicarse a partir del referido efecto sustitución intertemporal en la oferta laboral. Frente a esos resultados, los ajustes llevados a cabo con datos de panel por grupos de países muestran una gran alternancia en el signo de los coeficientes obtenidos para dicha variable, lo que podría sugerir la existencia de unos efectos espacialmente diferenciales a este respecto. Concretamente, su signo es siempre negativo —contrario al requerido por el efecto sustitución intertemporal— y altamente significativo para el grupo de países pertenecientes a la CEE⁵¹ (ver cuadro 20); también resulta ser negativo, aunque algo menos significativo, para los países eu-

ropeos no comunitarios; y es en la mayoría de los casos positivo, con una significación estadística considerable, en las estimaciones realizadas para los países no europeos.

En cambio, las estimaciones realizadas haciendo uso de datos temporales por países (ver cuadro 21), ofrecen unos resultados que por lo que respecta a la variable pensiones son totalmente opuestos a los obtenidos para los ajustes de tipo panel y de corte transversal. En efecto, para la mayoría de los países considerados, los parámetros obtenidos para las pensiones tienen el signo negativo anticipado por el análisis intuitivo, aunque contrario a la teoría, y con unos niveles de significación estadística muy aceptables; constituyendo excepciones a esa observación general los casos de Italia y, de nuevo, Noruega, donde las pensiones tienen un signo positivo aunque con una significación estadística mucho más reducida.

Por tanto, si bien el efecto sustitución intertemporal en la oferta laboral inducido por las pensiones públicas podría aceptarse a nivel internacional, a tenor de los resultados iniciales, en cambio no tendría ningún poder explicativo en lo referente al desenvolvimiento temporal de los países individualmente considerados. En cada uno de éstos, puede admitirse, en cambio, que el crecimiento de los niveles de protección por parte de los regímenes públicos de pensiones ha estado negativamente relacionado con la oferta de trabajo de los activos, con lo que no podría aceptarse la hipótesis del mencionado efecto sustitución intertemporal.

Si nos referimos a las otras variables representativas de los regímenes de pensiones, cabe destacar que los resultados obtenidos para sus parámetros en las estimaciones de carácter internacional de la ecuación de oferta laboral no parecen muy alentadores. En efecto, en las estimaciones de sección transversal y de panel global, la variable test de ingresos (TI) tiene un signo negativo, generalmente muy significativo, que es el contrario al esperado desde un punto de vista teórico, y que sugeriría que en los países que cuentan con una disposición legal de este tipo el número medio de horas semanales de trabajo es más reducido, frente a lo que sugiere el efecto sustitución intertemporal. En los ajustes

⁵¹ Que por limitaciones de datos relativos a las horas de trabajo por semana son cinco: Alemania, España, Francia, Países Bajos y Reino Unido.

con datos de panel por países se confirma lo anterior para los dos primeros grupos —CEE y EUR—, pero se obtienen en cambio signos positivos para TI en el conjunto de países no europeos. Por su parte, la variable representativa de la edad del programa (CO) tiene el signo positivo esperado en las estimaciones de corte transversal —sin significación estadística— y también en las de panel global —en este caso con gran significación—, confirmando en este sentido la hipótesis del efecto sustitución intertemporal a nivel de comparación entre países, al igual que las variables representativas del nivel de protección. En cambio, dentro de cada uno de los tres grupos de países identificados, las estimaciones permiten obtener una visión contraria a la anterior del papel que pueda desempeñar la edad del programa, ya que los coeficientes estimados de este modo tienen signo negativo. Por lo que respecta a la tasa de actividad de los mayores como posible factor explicativo de la oferta laboral de los activos, los coeficientes estimados para la misma parecen ser poco consistentes, ya que muestran signos alternos y su significación estadística es generalmente reducida.

Frente a los resultados anteriores, los parámetros estimados para la tasa de desempleo (U) tienen siempre el signo negativo esperado, cualesquiera que sean el tipo de datos estadísticos utilizados y el grado de agrupación con el que se tomen los países; siendo su significación estadística muy elevada en la mayoría de los casos, salvo en los ajustes de sección transversal. Por lo que respecta a la variable producto nacional bruto por habitante, las estimaciones con relación a las mismas parecen indicar la existencia de una influencia distinta a nivel internacional y a nivel de series temporales, parecida a la señalada para las pensiones. En efecto, en los análisis de sección transversal y de panel global, el signo de esta variable es siempre negativo con dosis razonables de significación estadística, lo que apoyaría la idea de un predominio del efecto renta negativo de esta magnitud sobre las horas de trabajo ofertadas. Por lo que respecta a las estimaciones de panel por grupos de países se obtiene igualmente un signo negativo para el PNB en los países no europeos y en los europeos no comunitarios, pero se convierte en positiva —y significativa— en el grupo de países de la CEE (ver

ecuaciones 20.11 a 20.13 del cuadro 20). Finalmente, aunque en las estimaciones de series temporales el signo del coeficiente del producto por habitante es negativo en un buen número de países (España, Francia, Italia, Países Bajos, Noruega y Estados Unidos), indicando un claro predominio del efecto renta sobre el número de horas trabajadas, es en cambio positivo y también significativo en algunos casos (Suecia y Japón), y alternante, con lo que no queda clara su incidencia sobre esta magnitud, en otros países (nos referimos a Alemania, Portugal, Reino Unido y Australia).

7. Conclusiones⁵²

En definitiva, de todo el conjunto de estimaciones presentadas en este trabajo puede concluirse, por una parte, y por lo que respecta a la ecuación de jubilación, que el nivel de las prestaciones suministrado por los regímenes públicos de pensiones, cualquiera que sea el indicador utilizado para representarlo, aparenta ser un factor explicativo de primera magnitud de las diferencias internacionales en la tasa de participación laboral de los mayores de sesenta y cinco años, así como que dichos beneficios han mantenido una relación negativa y significativa con dicha tasa en cada uno de los países de la OCDE durante el período 1967-1984, según se desprende de los ajustes efectuados sobre la base de series temporales agregadas, y en el sentido previsto por el efecto jubilación inducida.

En segundo lugar, y por lo que se refiere a la ecuación de oferta laboral de los activos, se ha puesto de manifiesto que la relación entre las medidas representativas de las pensiones públicas y el

⁵² Antes de finalizar quisiera recordar que el trabajo de investigación en el que se basa este documento (Gómez Sala, J.S., 1992), al que en reiteradas ocasiones me he ido refiriendo, contiene un capítulo adicional, bajo el título «Especial consideración del caso español», en el que, como su propio nombre indica, se analiza la evolución reciente de las pensiones de la Seguridad Social española y se estima igualmente su posible influencia sobre la oferta de trabajo.

número de horas trabajadas por semana puede ser distinta en la comparación internacional de esta magnitud y en el estudio de series temporales. Concretamente, en el análisis internacional el nivel de protección reflejado por las pensiones así como la edad del programa parecen ser factores explicativos importantes de las diferencias observadas en la oferta laboral media por semana, según el sentido y las expectativas creadas por el efecto sustitución intertemporal en la oferta de trabajo; mientras que el

análisis de series temporales revela que a lo largo del tiempo en cada país la relación entre ambas variables puede ser justamente la contraria —negativa—, con lo que tal efecto no estaría teniendo lugar. Además, y por lo que respecta a otra variable exógena de la ecuación de oferta laboral, la renta real per cápita parece guardar una relación negativa con dicha magnitud a nivel internacional, que no está siempre presente a nivel de cada país individualmente considerado.

GRAFICO 1. TASA ACTIVIDAD MAYORES 65 AÑOS, 1969 Y 1985

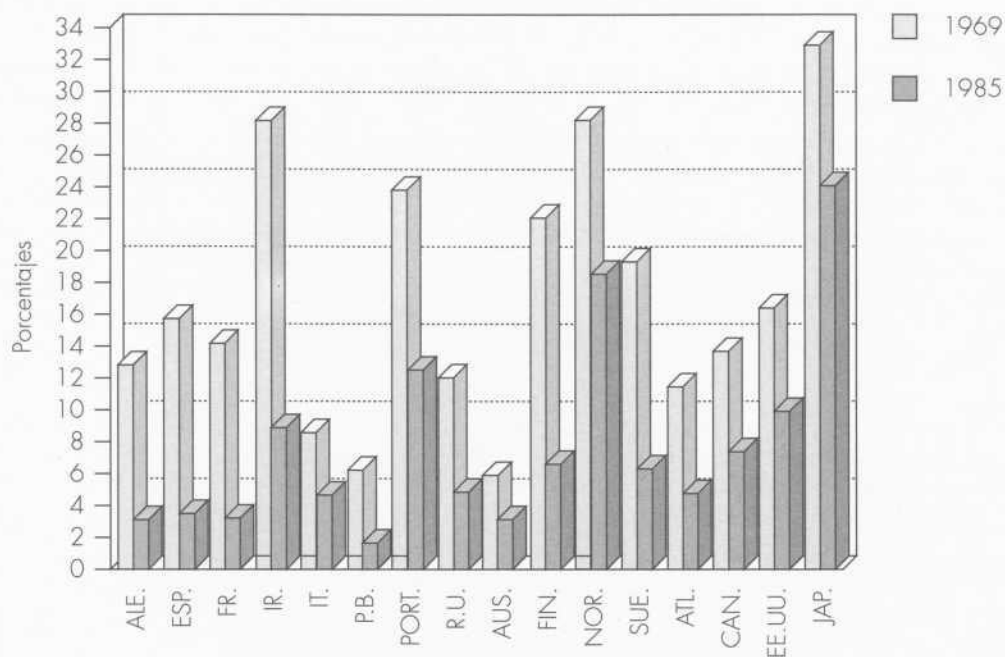


GRAFICO 2. HORAS DE TRABAJO POR SEMANA, 1971 Y 1984 (sectores no agrícolas)

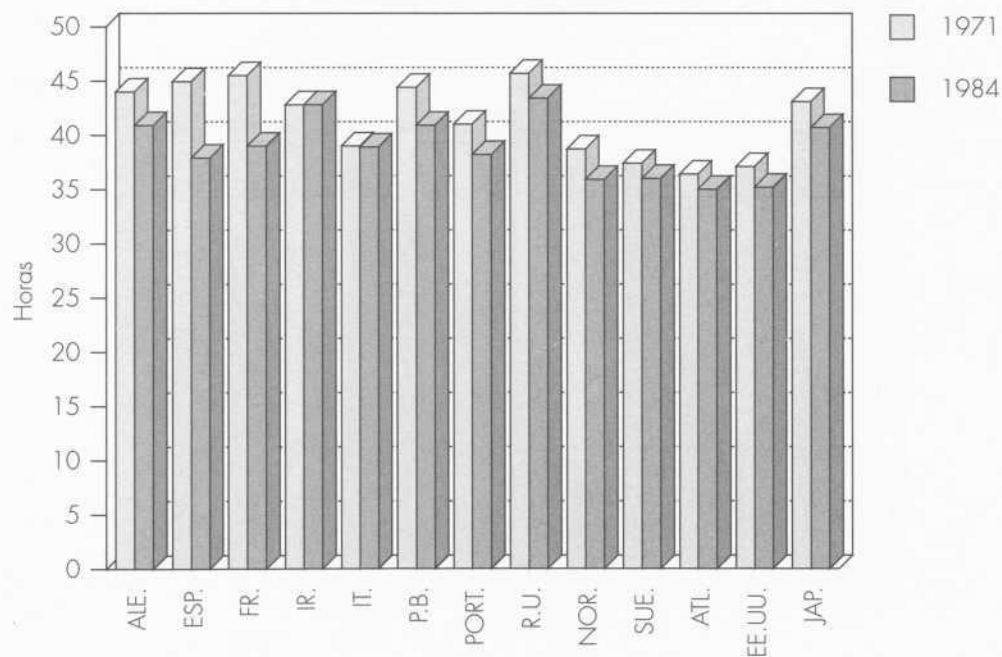


GRAFICO 3. GASTO TOTAL SOBRE EL PIB.
PENSIONES PUBLICAS, 1962 Y 1984

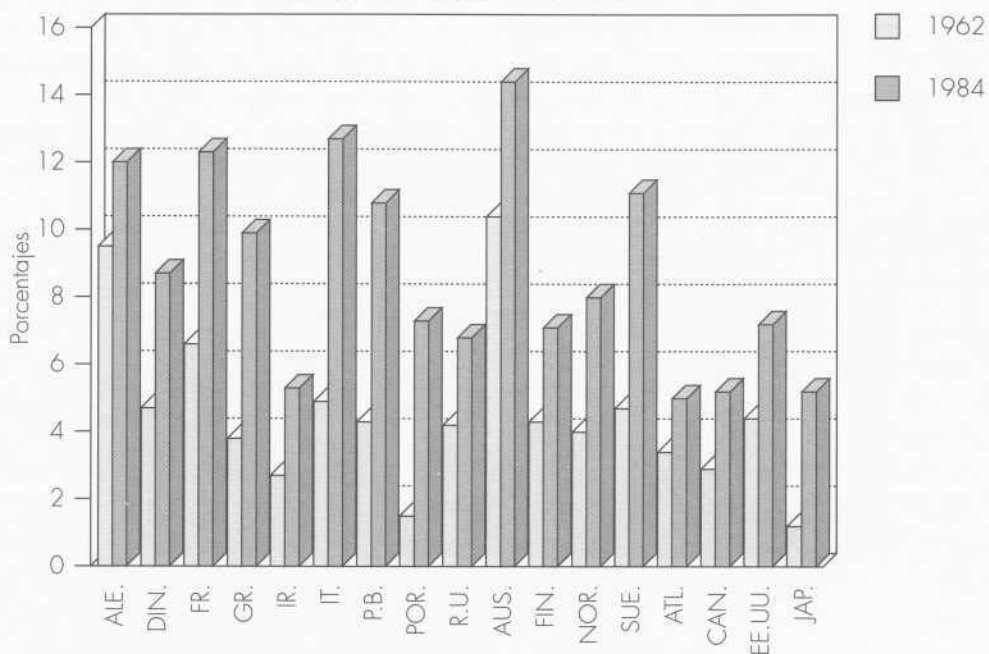


GRAFICO 4. PENSION MEDIA, 1967 Y 1984.
CONSTANTE AL TIPO DE CAMBIO DE 1980

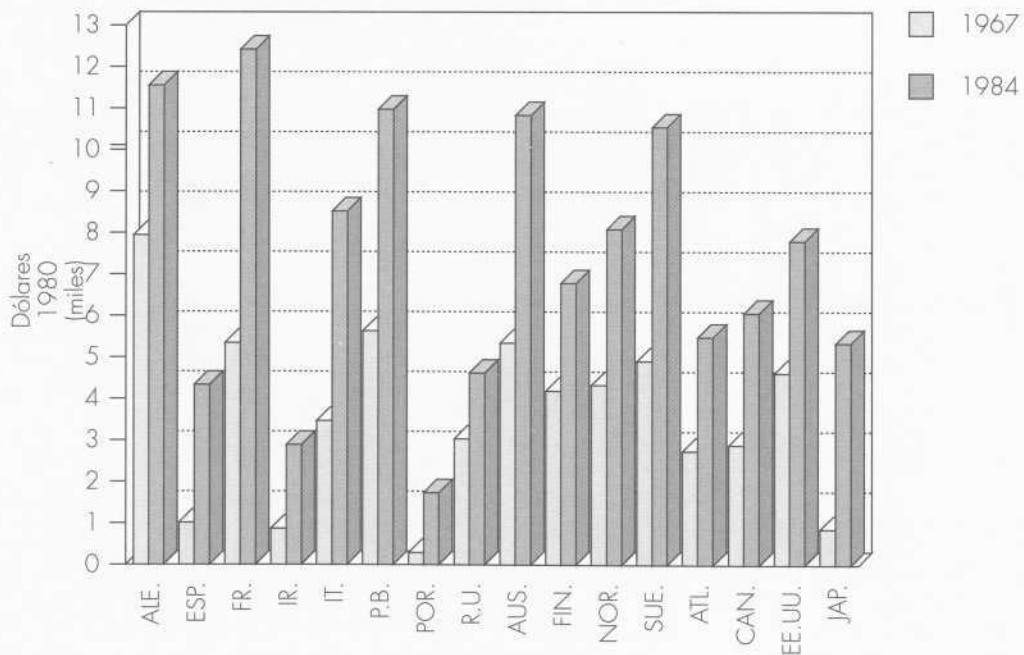


GRAFICO 5. TASA DE REEMPLAZAMIENTO
PENSIONES PUBLICAS, 1967 Y 1984

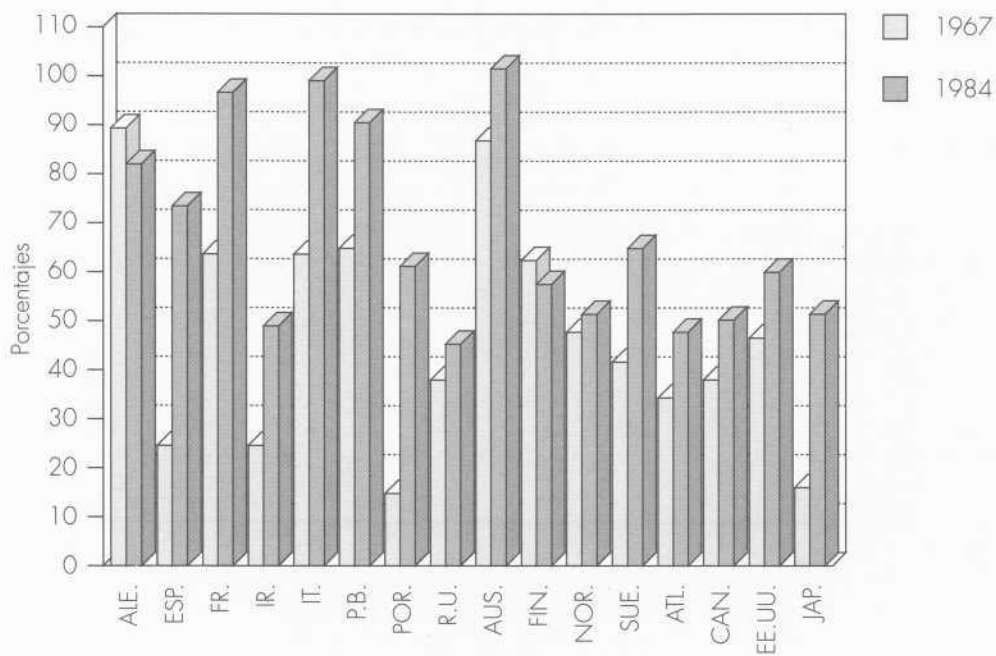


GRAFICO 6. TA y P2N
Alemania, 1969-1985

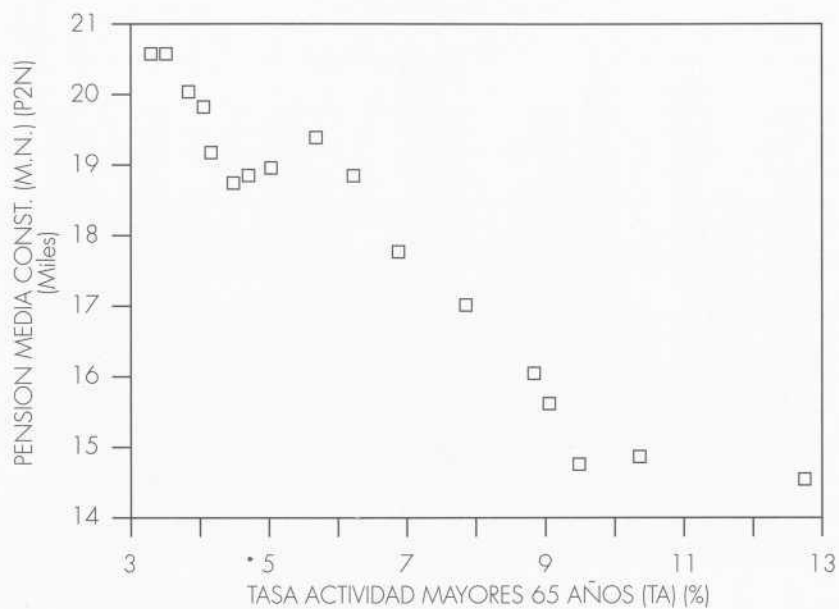


GRAFICO 7. TA y P2N
España, 1967-1984

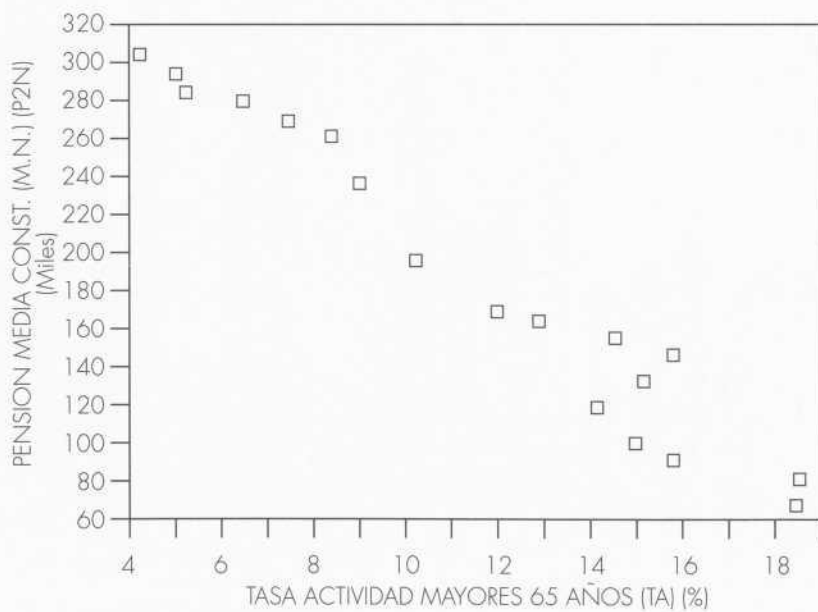


GRAFICO 8. TA y P2N
Francia, 1969-1985

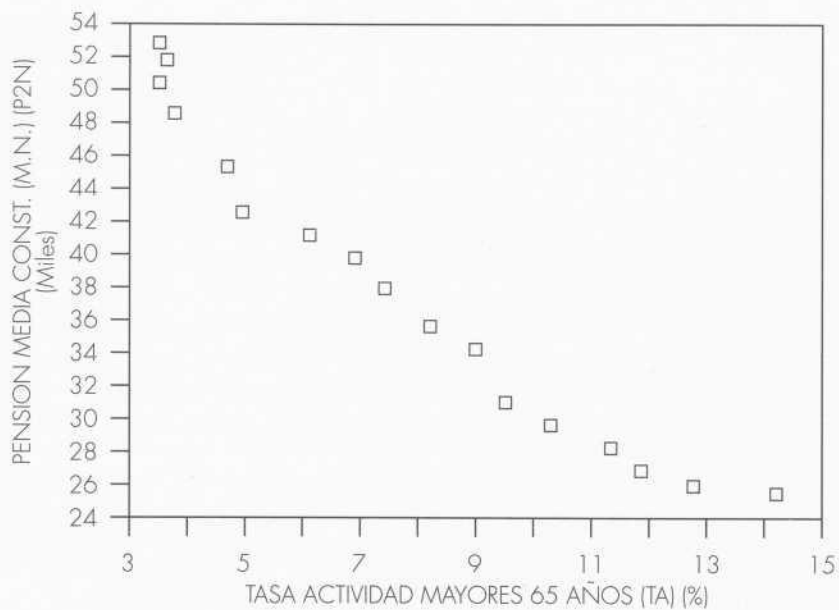


GRAFICO 9. TA y P2N
Irlanda, 1971-1985

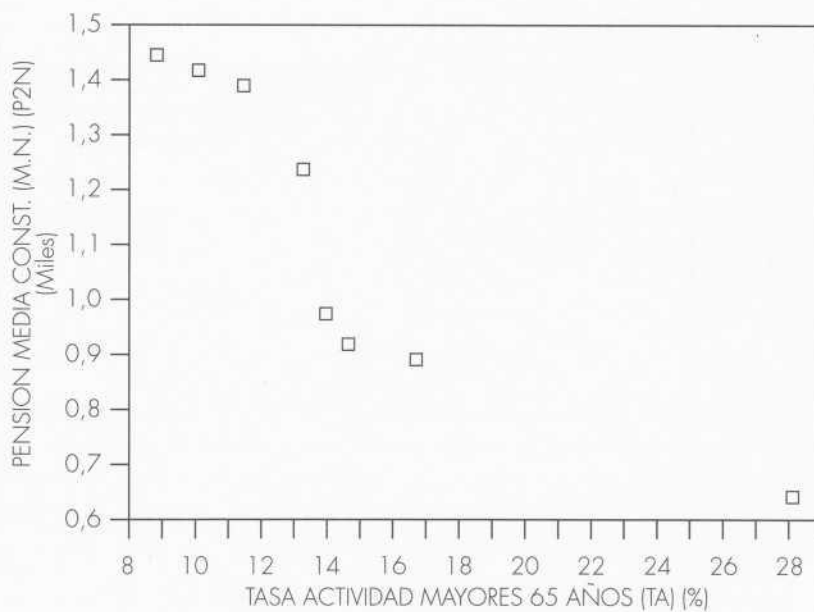


GRAFICO 10. TA y P2N
Italia, 1977-1985

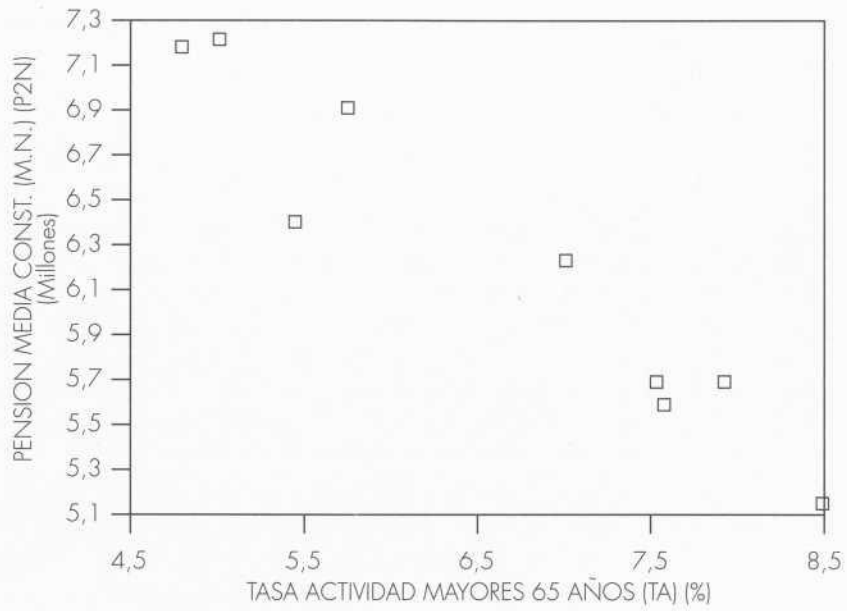


GRAFICO 11. TA y P2N
Países Bajos, 1971-1985

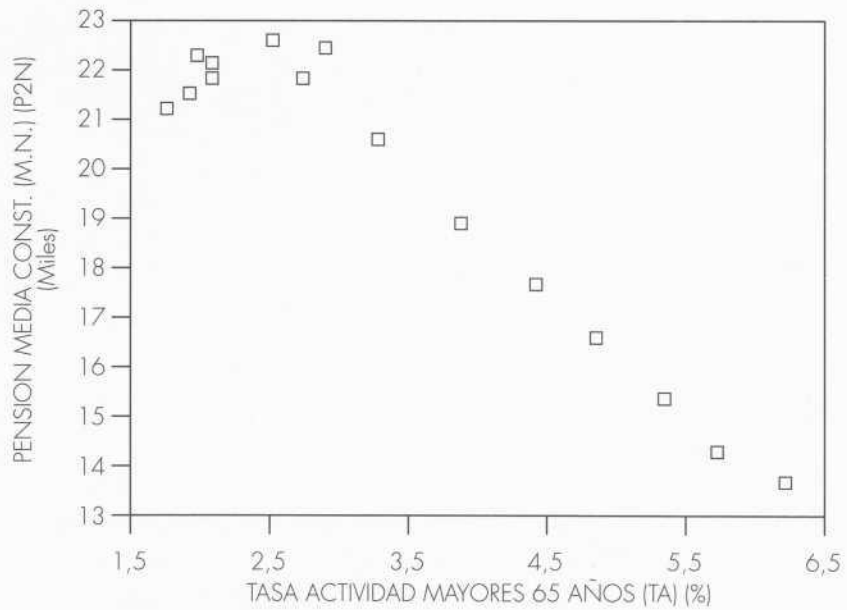


GRAFICO 12. TA y P2N
Portugal, 1974-1985

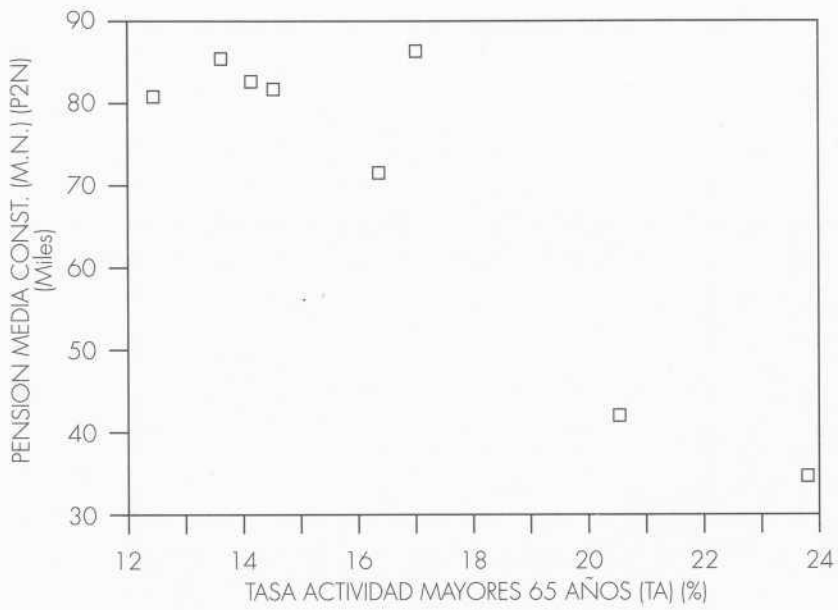


GRAFICO 13. TA y P2N
Reino Unido, 1969-1985

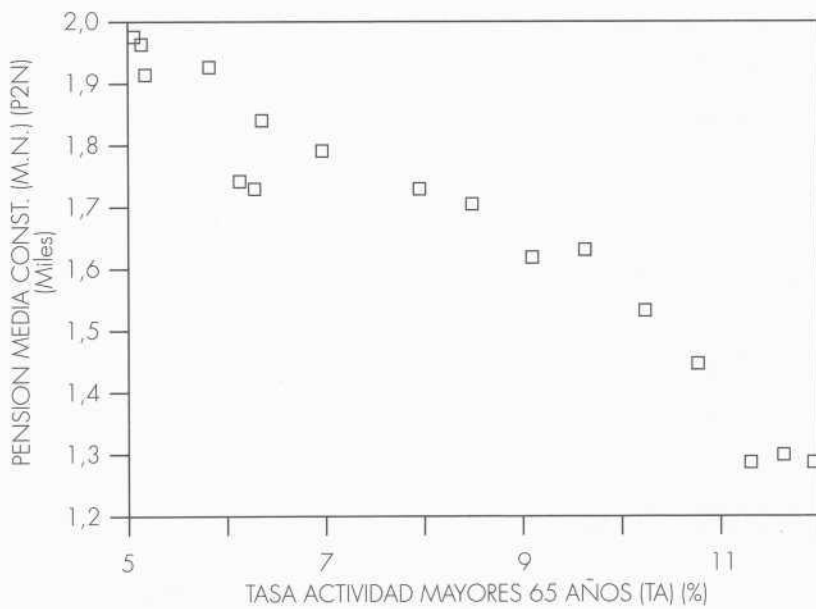


GRAFICO 14. TA y P2N
Austria, 1970-1984

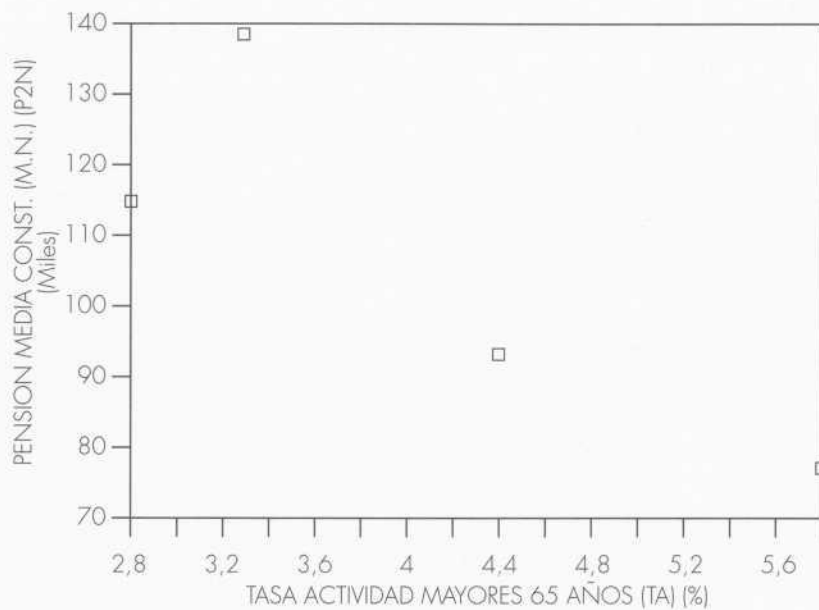


GRAFICO 15. TA y P2N
Finlandia, 1970-1984

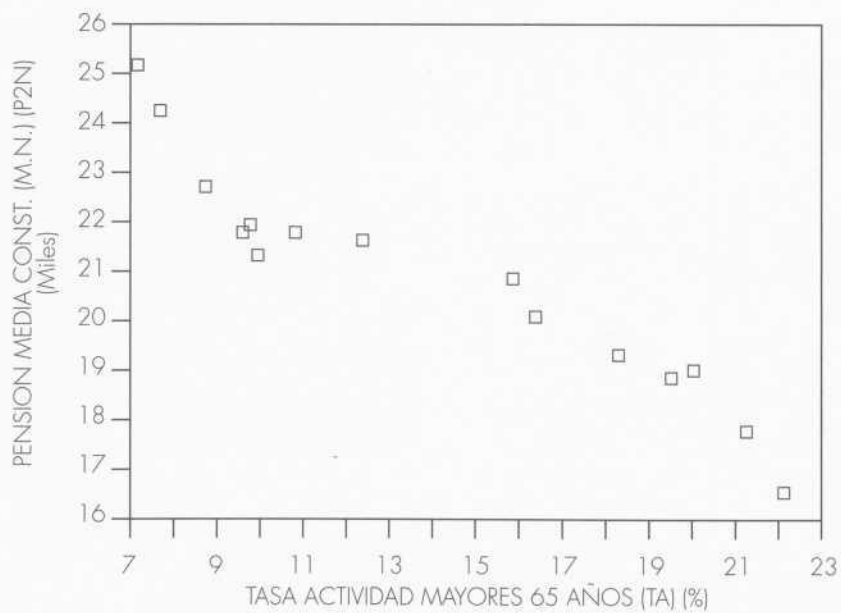


GRAFICO 16. TA y P2N
Noruega, 1972-1984

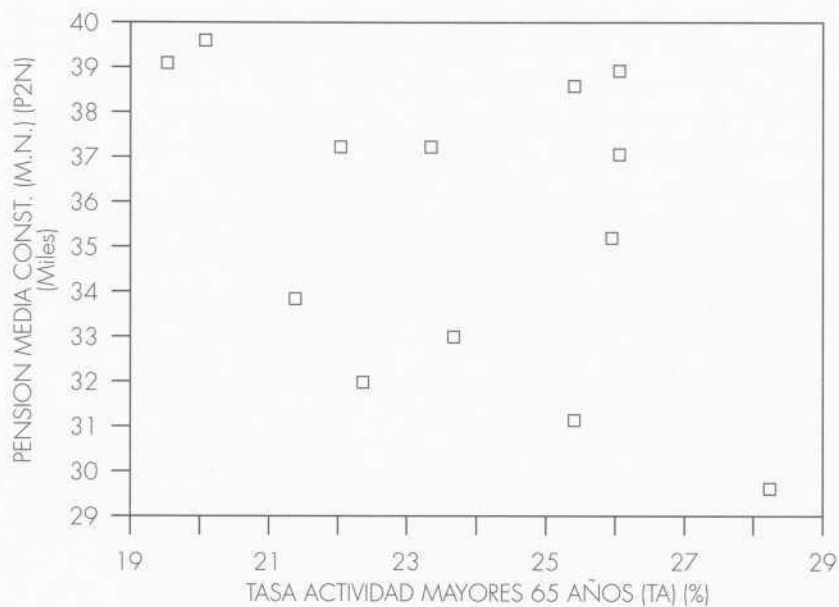


GRAFICO 17. TA y P2N
Suecia, 1969-1985

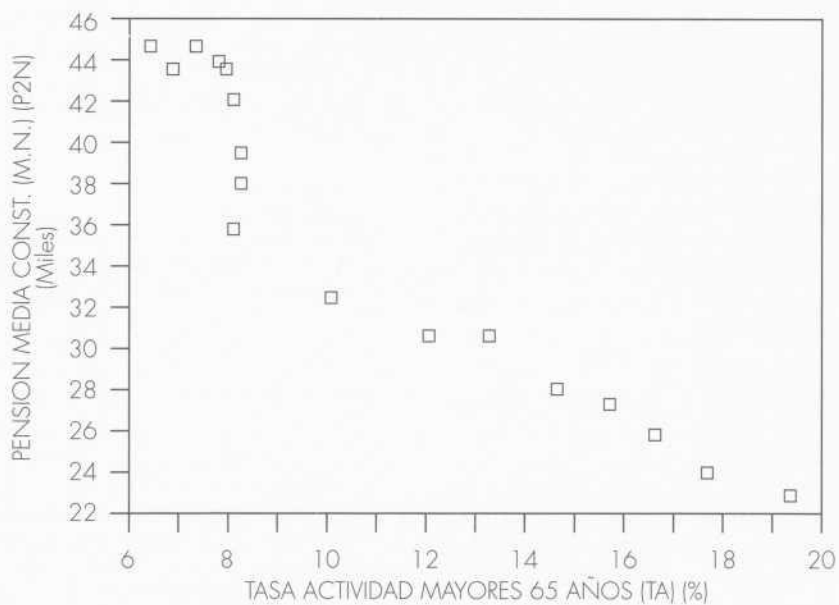


GRAFICO 18. TA y P2N
Australia, 1969-1984

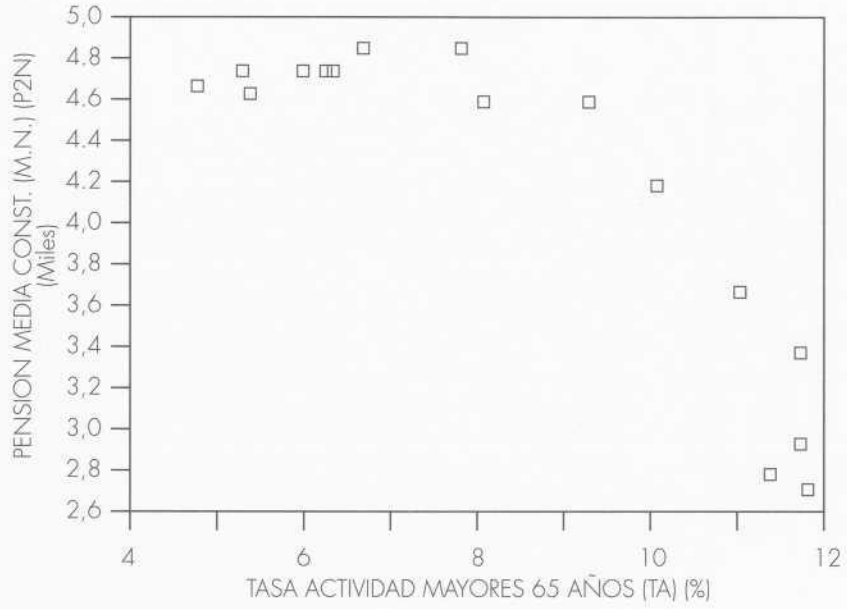


GRAFICO 19. TA y P2N
Canada, 1969-1985

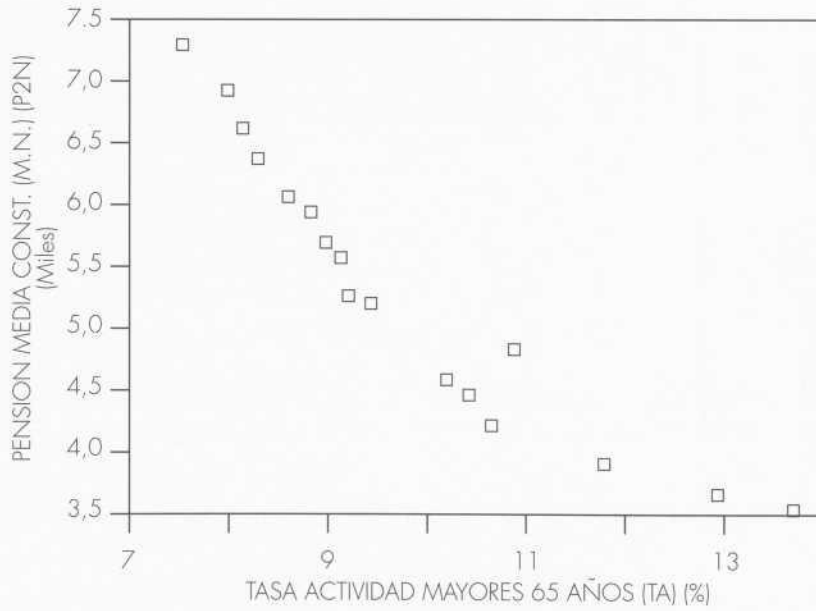


GRAFICO 20. TA y P2N
Estados Unidos, 1969-1985

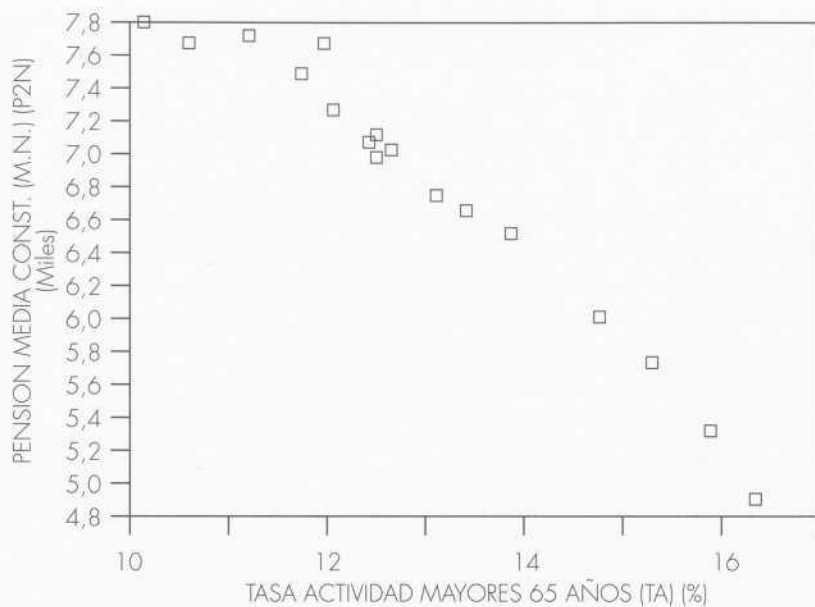


GRAFICO 21. TA y P2N
Japón, 1969-1985

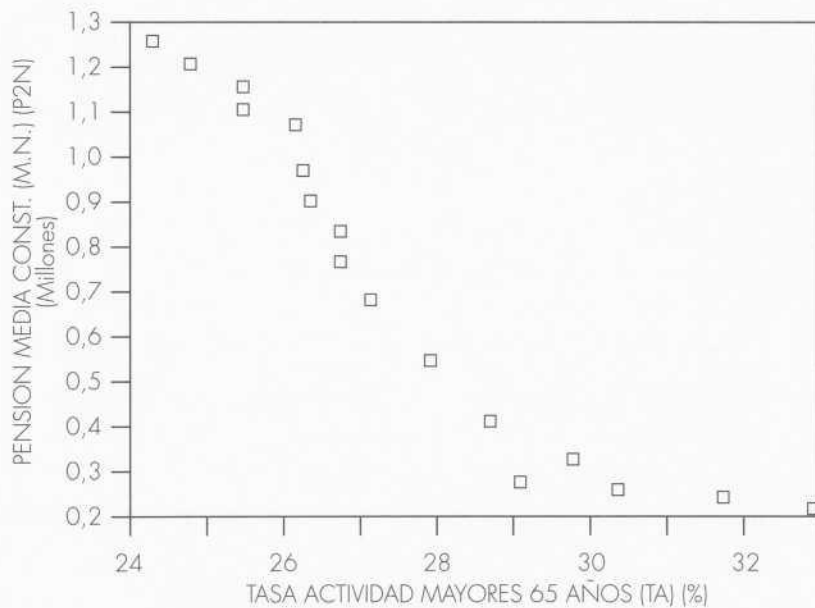


GRAFICO 22. OT y P2N
Alemania, 1970-1985

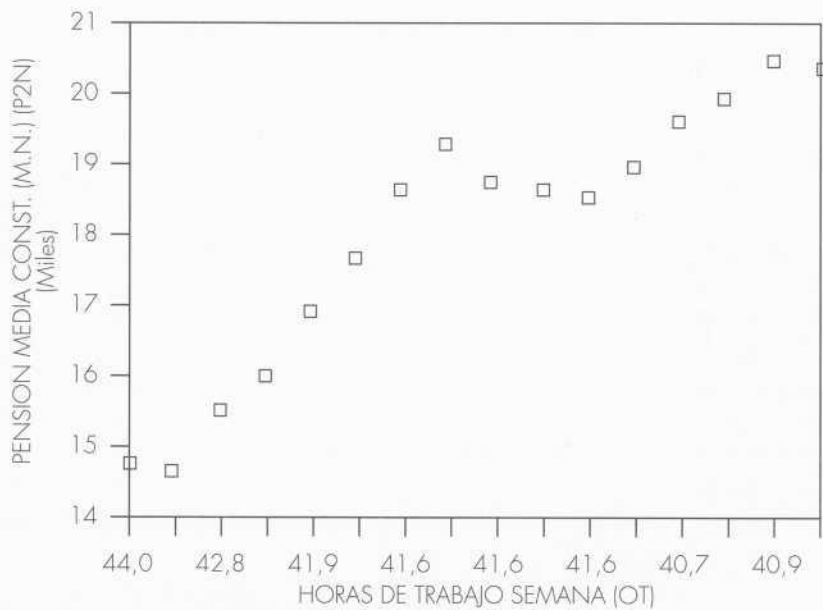


GRAFICO 23. OT y P2N
España, 1976-1984

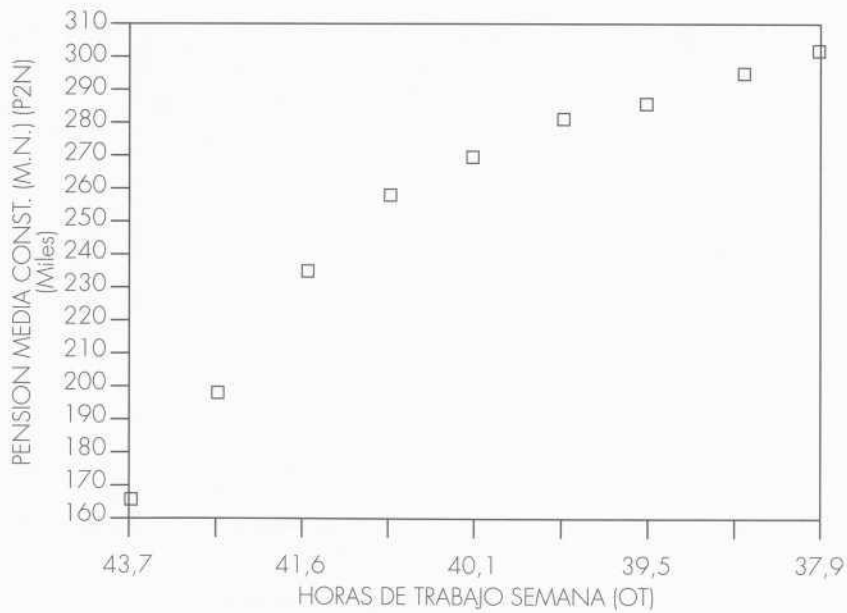


GRAFICO 24. OT y P2N
Francia, 1970-1985

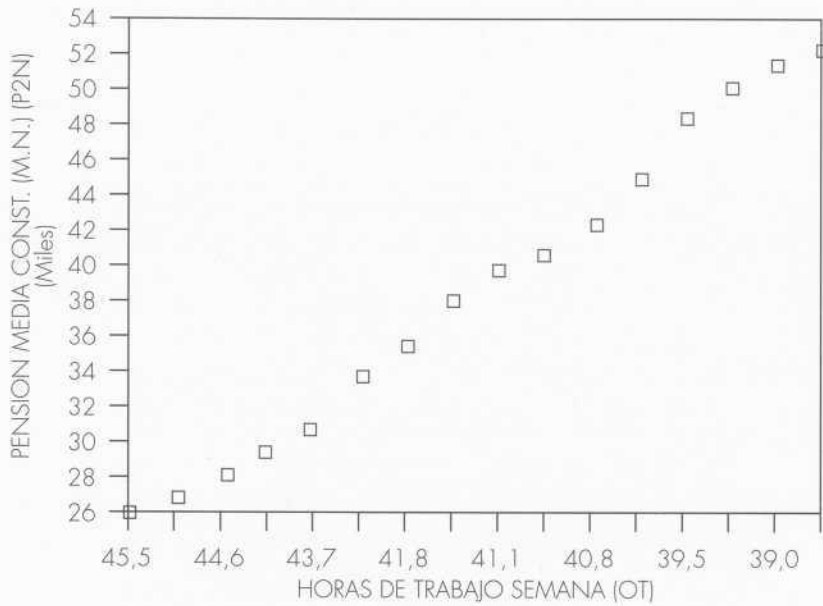


GRAFICO 25. OT y P2N
Irlanda, 1970-1975

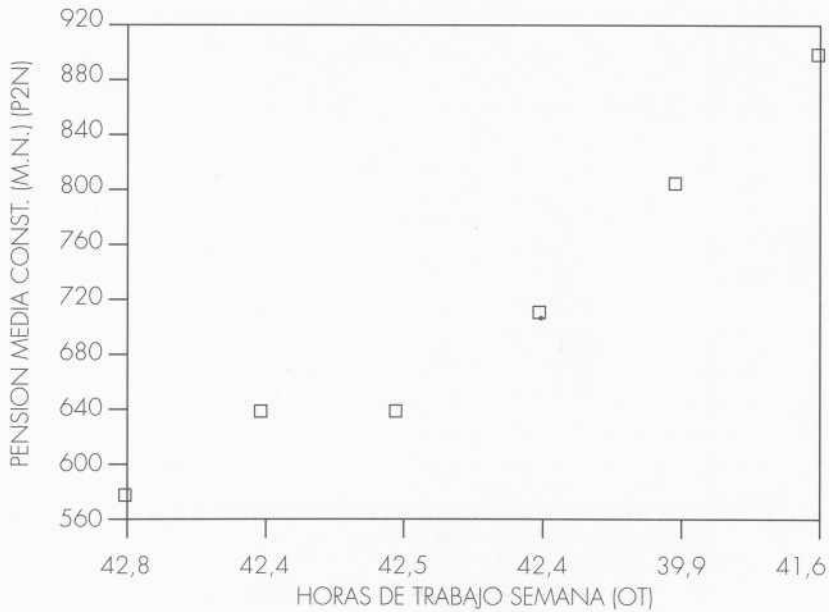


GRAFICO 26. OT y P2N
Italia, 1970-1984

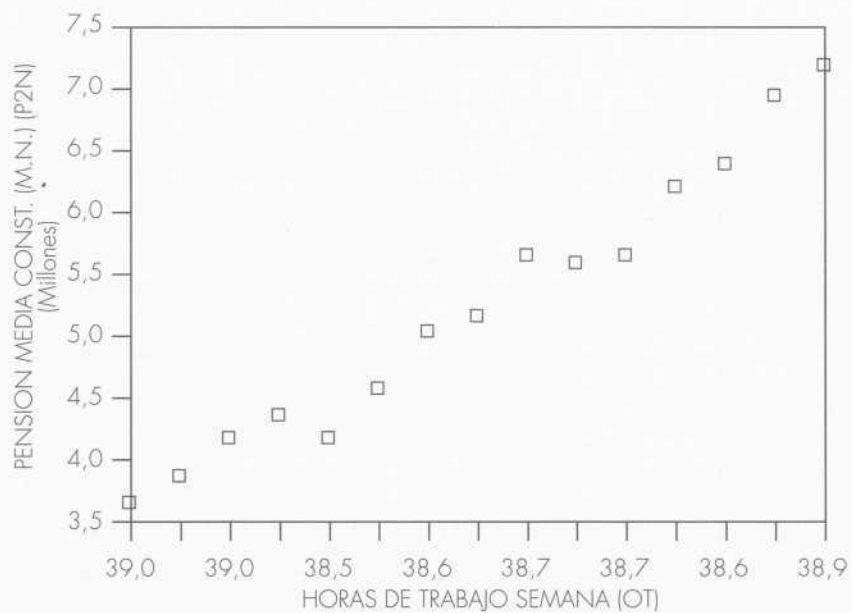


GRAFICO 27. OT y P2N
Países Bajos, 1970-1985

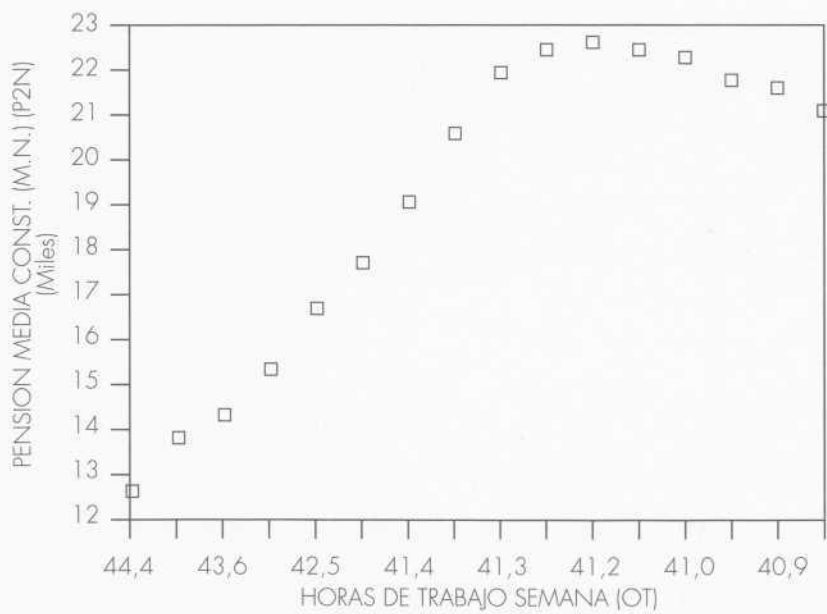


GRAFICO 28. OT y P2N
Portugal, 1970-1985

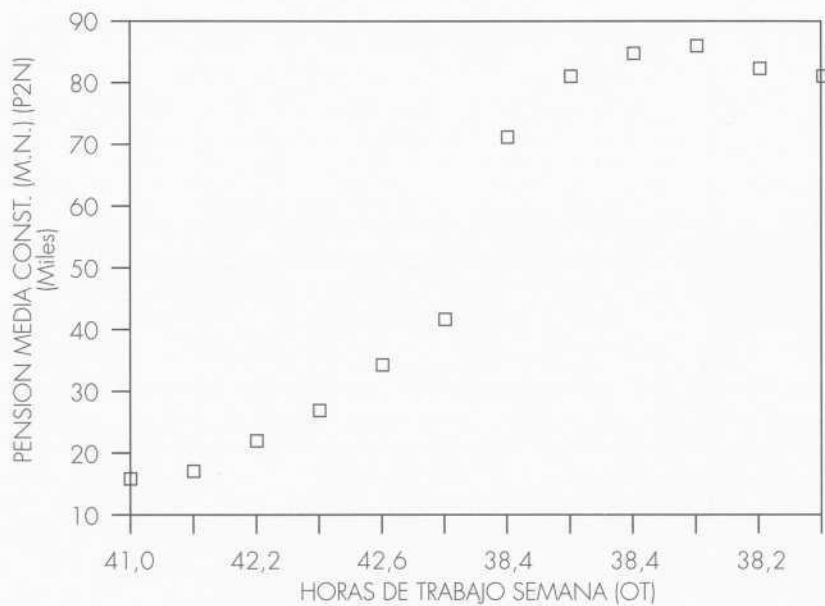


GRAFICO 29. OT y P2N
Reino Unido, 1970-1984

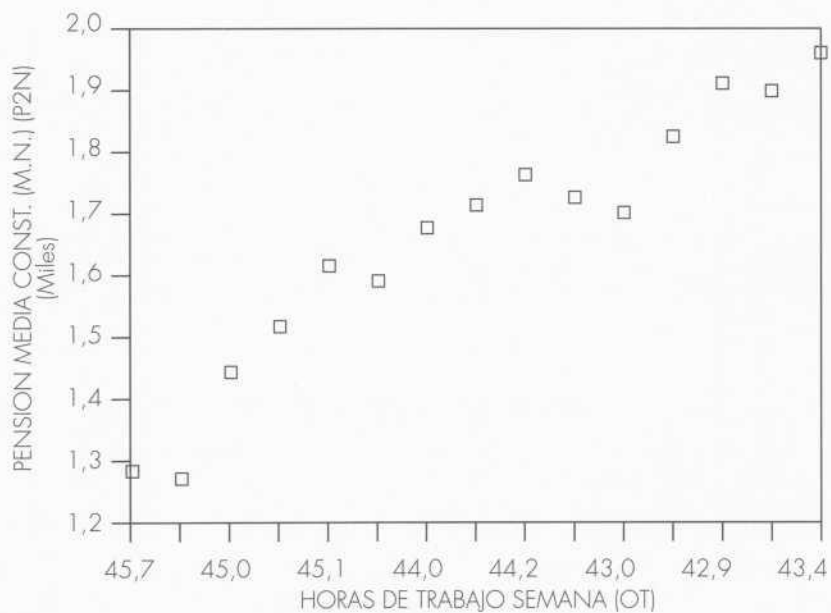


GRAFICO 30. OT y P2N
Noruega, 1977-1984

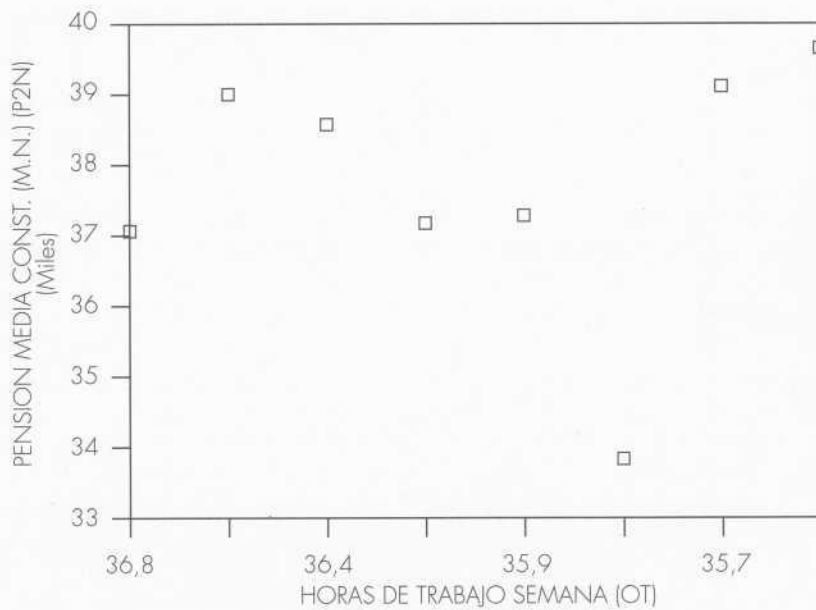


GRAFICO 31. OT y P2N
Suecia, 1971-1985

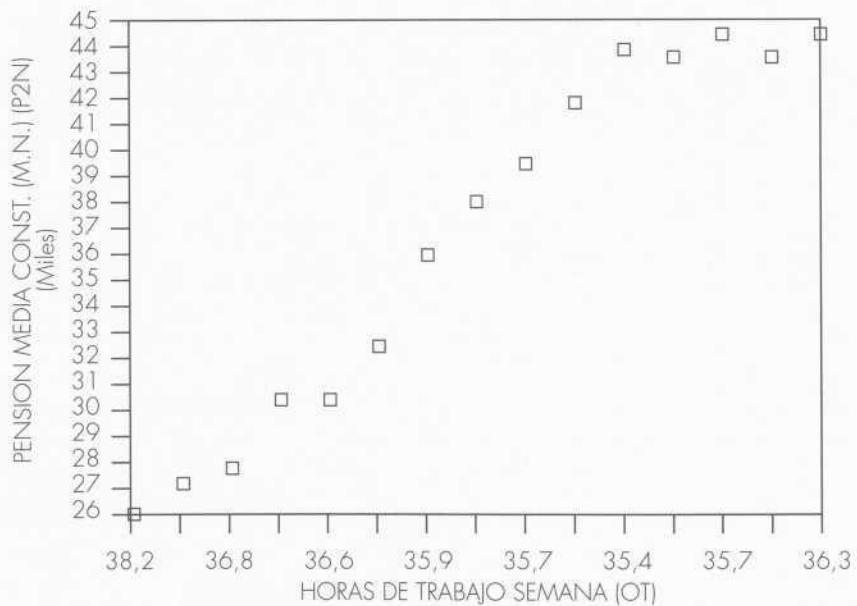


GRAFICO 32. OT y P2N
Australia, 1971-1984

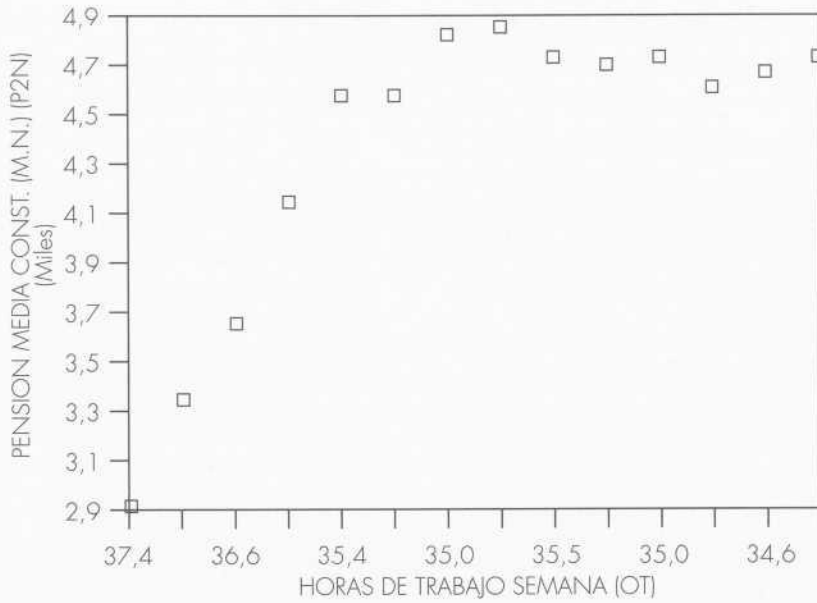


GRAFICO 33. OT y P2N
Estados Unidos, 1970-1985

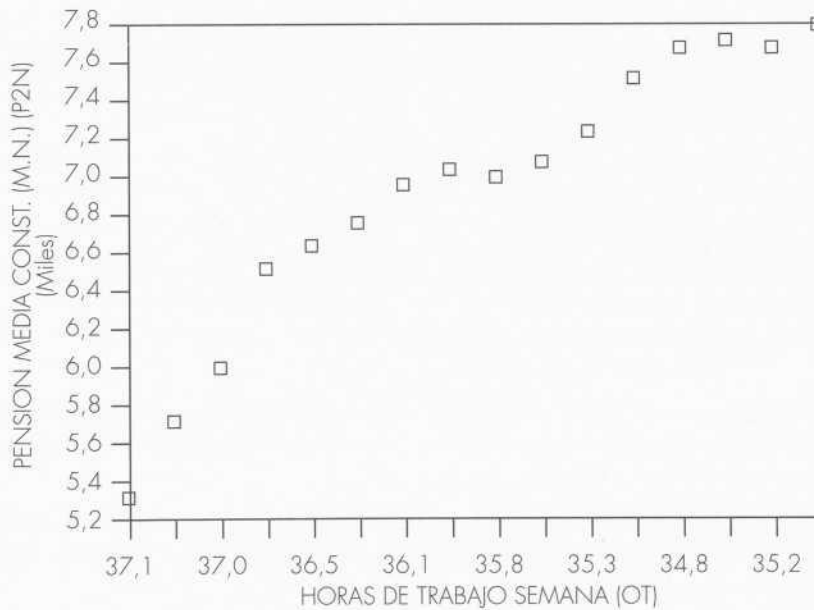
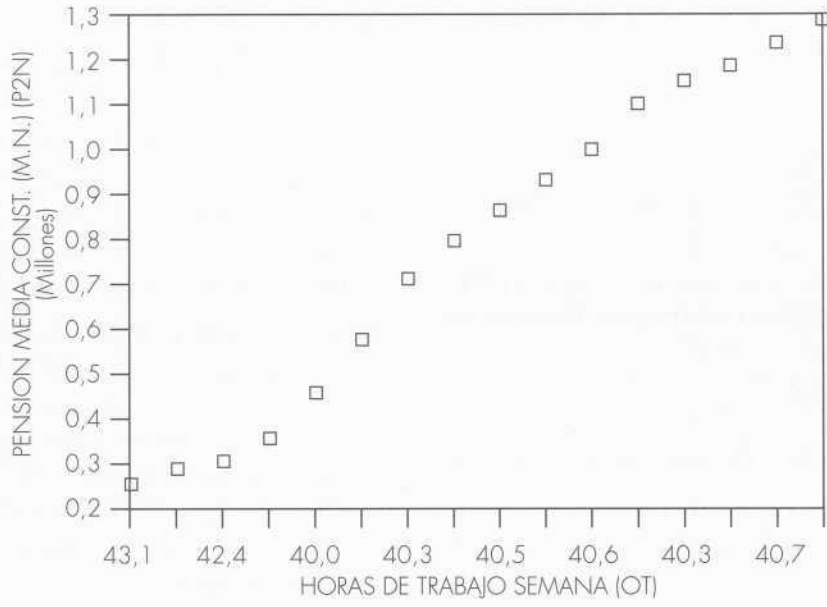


GRAFICO 34. OT y P2N
Japón, 1970-1985



BIBLIOGRAFIA

- AARON, H.J. (1982): «Economics effects of Social Security». Brookings Institution, Washington.
- AARON, H.J., y BURTLESS, G. (eds.) (1984): «Retirement and economic behavior». Brookings Institution, Washington.
- ARELLANO, M., y BOVER, O. (1990): «La econometría de los datos de panel». *Investigaciones Económicas*, segunda época, 14, 1, págs. 3-45.
- ASHENFELTER, O.C., y LAYARD, R. (comps.) (1991): «Manual de Economía del trabajo». Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Colección Economía y Sociología del Trabajo, Madrid.
- ATKINSON, A.B., y STIGLITZ, J.E. (1980): «Lectures on public economics». McGraw-Hill, Berkshire, England.
- BAILY, M.N. (1987): «Aging and the ability to work: policy issues and recent trends». En Burtless, G. (ed.) (1987), págs. 59-102.
- BARFIELD, R.E., y MORGAN, J.N. (1974): «Early retirement: the decision and the experience and a second look». University of Michigan, 2ª ed.
- BARRO, R.J., y MACDONALD, G.M. (1979): «Social Security and consumer spending in an international cross section». *Journal of Public Economics*, 11, 3, págs. 275-289.
- BIXBY, L.E. (1976): «Retirement patterns in the United States: Research and policy interaction». *Social Security Bulletin*, 39, agosto, págs. 3-19.
- BLINDER, A.S.; GORDON, R.H., y WISE, D.E. (1980): «Reconsidering the work disincentive effects of Social Security». *National Tax Journal*, 33, 4, diciembre, págs. 431-442.
- (1981): «Rhetoric and reality in Social Security analysis- A rejoinder». *National Tax Journal*, 34, 4, págs. 474-478.
- BOSCH, A., y ESCRIBANO, C. (1989): «La Seguridad Social española: Un debate inaplazable». Edema, Madrid.
- BOSKIN, M.J. (1977): «Social Security and retirement decisions». *Economic Inquiry*, 15, enero, págs. 1-25.
- (Ed.) (1981): «The crisis in Social Security. Problems and prospects». Institute for Contemporary Studies, San Francisco, California.
- y HURD, D. (1978): «The effect of Social Security on early retirement». *Journal of Public Economics*, 10, diciembre, págs. 361-377.
- BOWEN, W.G., y FINEGAN, T.A. (1969): «The economics of labor force participation». Princeton, N.J.
- BREAK, G.F. (1981): «The economics effects of the OASI program». En SKIDMORE, F. (ed.), págs. 45-81.
- BROWNING, E.K. (1981): «Distorsiones de la Seguridad Social sobre la oferta de trabajo». *Hacienda Pública Española*, 70, págs. 232-241.
- DEATON, M.J., e IRISH, M. (1985): «A profitable approach to labour supply and commodity demands over the life-cycle». *Econometrica*, 53, págs. 530-544.
- BURBIDGE, J.B., y ROBB, A.L. (1980): «Pensions and retirement behaviour». *Canadian Journal of Economics*, 13, 3, agosto, págs. 421-437.
- BURKHAUSER, R.V. (1979): «The pension acceptance decision of older men». *Journal of Human Resources*, 14, págs. 63-75.
- y QUINN, J.F. (1983): «Financial incentives and retirement in the United States». En SÖDERSTRÖM, L. (ed.), págs. 207-224.
- y TURNER, J.A. (1978): «A time-series analysis on Social Security and its effect on the market work of men at younger ages». *Journal of Political Economy*, 86, 4, págs. 701-715.
- (1980): «The effects of pension policy through life». En CLARK, R.L. (ed.) (1980), op. cit., páginas 128-154.
- (1981-a): «Can twenty-five million americans be wrong?- A response to Blinder, Gordon, and Wise». *National Tax Journal*, 34, 4, págs. 467-472.

- (1981-b): «Life-cycle welfare costs of Social Security». *Public Finance Quarterly*, 9, 2, págs. 123-142.
 - (1982): «Social Security, preretirement labor supply, and saving: A confirmation and a critique». *Journal of Political Economy*, 90, 3, págs. 643-646.
- BURTLESS, G. (ed.) (1987): «Work, health, and income among the elderly». The Brookings Institution, Washington, D.C.
- y MOFFITT, R.A. (1984): «The effects of Social Security benefits on the labor supply of the aged». En AARON, H.J. y BURTLESS, G. (eds.) (1984), op. cit., págs. 135-171.
 - y MOFFITT, R.A. (1985): «The joint choice of retirement age and post-retirement hours of work». *Journal of Labor Economics*, abril, págs. 209-236.
 - y MOFFITT, R.A. (1986): «Social Security, earnings tests, and age at retirement». *Public Finance Quarterly*, 14, 1, enero, págs. 3-27.
- BUSCH, G., y WÜGER, M. (1981): «Social Security and saving- A critical note on the Feldstein hypothesis». *Empirica*, 2, págs. 223-240.
- CAMPBELL, C.D., y CAMPBELL, R.G. (1976): «Conflicting view on the Old-Age and Survivors Insurance on retirement». *Economic Inquiry*, 14, 3, septiembre, págs. 369-388.
- (1977): «Conflicting views on the effect of Old-Age and Survivors Insurance on retirement: Reply to Reno, Fox, and Mallan». *Economic Inquiry*, 15, 4, págs. 622-623.
- CHAO, S.-W. (1987): «Effects of social security and private pensions on savings and retirement behavior in a generalized life cycle hypothesis framework: an empirical study». Dissertation for the degree of Ph. D., University of Missouri, Columbia, mimeografiado.
- CLARK, R.L. (ed.) (1980): «Retirement in an aging society». Duke University Press, Durham, N.C.
- y GOHMANN, S.F. (1983): «Retirement and the acceptance of Social Security benefits». *National Tax Journal*, 36, 4, diciembre, págs. 529-534.
- KREPS, J., y SPENGLER, J. (1978): «Economics of aging: A survey». *Journal of Economic Literature*, 16, septiembre, págs. 919-962.
- DALY, M., y GRAGE, P. (1981): «The impact of Canada's Old Age Security Programme on retirement saving, labour supply and retirement». Economic Council of Canada, Discussion Paper n° 203, Ottawa, Canada.
- DANZINGER, S.; HAVEMANN, R., y PLOTNICK, R. (1981): «How income transfer programmes affect work, savings and the income distribution: A critical review». *Journal of Economic Literature*, 19, septiembre, págs. 975-1028. V.c. en LOPEZ GARCIA, M.A. (comp.) (1987): «La economía de los sistemas públicos de pensiones de la Seguridad Social». Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Madrid, págs. 485-571.
- DIAMOND, P.A., y HAUSMAN, J.A. (1984): «The retirement and unemployment behavior of older men». En AARON, H.J. y BURTLESS, G. (eds.) (1984), op. cit., págs. 97-134.
- DOLDE, W., y TOBIN, J. (1983): «Mandatory retirement saving and capital formation». En Modigliani, F. y Hemming, R. (eds.) (1983), págs. 56-87.
- DOMINGUEZ, J.M.; MEDEL, B.; MOLINA, A., y SANCHEZ, J. (1986): «El crecimiento del sector público: enseñanzas y consecuencias (a propósito de un estudio de la OCDE)». *Hacienda Pública Española*, 99, págs. 561-581.
- EUROSTAT (1989): «Cuentas nacionales SEC. Agregados. 1970-1987». Ginebra.
- FELDSTEIN, M.S. (1974): «Social Security, induced retirement, and aggregate capital accumulation». *Journal of Political Economy*, 82, 5, págs. 905-926.
- (1977): «Social Security and private savings: International evidence in an extended life cycle model». En FELDMAN, M.S. e INMAN, R.P. (eds.): «The economics of public services». Macmillan, London, págs. 174-205.

- (1980): «International differences in Social Security and saving». *Journal of Public Economics*, 14, págs. 225-238.
 - (1981): «Social security benefits and the accumulation of preretirement wealth». En MODIGLIANI, F. y HEMMING, R. (eds.), cap. 1, págs. 3-23.
- FIELDS, G.S., y MITCHELL, O.S. (1982): «Economic determinants of the optimal retirement age; an empirical investigation». National Bureau of Economic Research Working Paper, 876, abril, Washington, D.C.
- (1984): «The effects of Social Security reforms on retirement ages and retirement incomes». *Journal of Public Economics*, 25, págs. 143-159.
- FUCHS, V.R. (1982): «Self-employment and labor force participation of older males». *Journal of Human Resources*, 17, 3, págs. 339-357.
- FUENTES QUINTANA, E.; BAREA TEJEIRO, J.; GONZALO GONZALEZ, B., y GARCIA DE BLAS, A. (1982): «Estrategía para un tratamiento de los problemas de la Seguridad Social española». *Papeles de Economía Española*, 12-13, págs. 20-92.
- GOMEZ SALA, J.S. (1986): «Efectos económicos de los programas públicos de pensiones». *Hacienda Pública Española*, 101, págs. 219-248.
- (1987-a): «Efectos económicos de las pensiones públicas. Análisis del caso español». *Hacienda Pública Española*, 104, págs. 147-162.
 - (1987-b): «Los efectos de las pensiones del Sistema de Seguridad Social sobre el ahorro: 1967-1983». *Papeles de Economía Española*, 30-31, páginas 369-371.
 - (1988): «Tipología, objetivos y financiación de los programas públicos de pensiones. Una perspectiva conceptual». *Cuadernos de Ciencias Económicas y Empresariales*, 19, págs. 117-143.
 - (1989): «Pensiones públicas, ahorro y oferta de trabajo. Análisis del caso español». Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Madrid.
- (1992): «El gasto público en pensiones en España y los países de la O.C.D.E.: Sus efectos sobre la oferta laboral», Fundación BBV, mimeografiado.
- GORDON, M.S. (1990): «La política de seguridad social en los países industrializados. Análisis comparativo». Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Madrid.
- GUILLEMARD, A.M. (1989): «Les transformations de la sortie définitive d'activité au niveau international: vers un réexamen du rôle de la retraite?». *Droite Social*, diciembre.
- GUSTMAN, A.L., y STEINMEIER, T.L. (1986): «A structural retirement model». *Econometrica*, 54, 3, páginas 555-584.
- HAGEMANN, R.P., y NICOLETTI, G. (1989): «Les effets économiques du vieillissement démographique et ses conséquences pour le financement des retraites publiques». *Revue Economique de L'OCDE*, 12, págs. 59-109.
- HERCE SAN MIGUEL, J.A. (1986): «Presupuesto de la Seguridad Social y oferta de factores en una economía de generaciones sucesivas». *Investigaciones Económicas*, 10, 1, segunda época, págs. 37-64.
- HURD, M.D. (1990): «Research on the elderly: Economic status, retirement, and consumption and saving». *Journal of Economic Literature*, 28, junio, págs. 565-637.
- y BOSKIN, M.J. (1984): «The effect of Social Security on retirement in the early 1970s». *Quarterly Journal of Economics*, 99, noviembre, págs. 767-790.
- KIRPATRICK, E.K. (1974): «The retirement test: An international study». *Social Security Bulletin*, 37, 7, págs. 3-16.
- KOPITS, G., y GOTUR, P. (1980): «The influence of social security on household savings: A cross-country investigation». *Staff Papers*, 27, 1, págs. 161-190.
- KOSKELA, E., y VIREN, M. (1983): «Social Security and household saving in an international cross section». *American Economic Review*, 73, 1, páginas 212-217.

- KOTLIKOFF, L.F. (1979): «Social security and equilibrium capital intensity». *Quarterly Journal of Economics*, 93, 2, págs. 233-253.
- y WISE, D.A. (1989): «Employee retirement and a firm's pension plan». En Wise (1989), págs. 279-330.
- LARSEN, N.L., y RALSTON, A. (1982): «Optimum retirement age». *The Geneva Papers on Risk and Insurance*, 7, 24, julio, págs. 191-206.
- LAZEAR, E.P. (1991): «El retiro de la población activa». En Ashenfelter, O.C. y Layard, R. (comps.) (1991), págs. 403-465.
- LOH, C.C., y VEALL, M.R. (1985): «A note on Social Security and private savings in Singapore». *Public Finance*, 40, 2, págs. 299-305.
- LOPEZ GARCIA, M.A. (1984-a): «Un marco analítico para la discusión de las pensiones públicas». *Revista de Seguridad Social*, 23, págs. 25-80.
- (1986-b): «Sobre los efectos de los diferentes sistemas de pensiones de la Seguridad Social». *Revista Española de Economía*, 3, 1, 2ª época, págs. 69-94.
- (comp.) (1987): «La economía del sistema de pensiones de la Seguridad Social». Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Madrid.
- (1990): «Efectos de las pensiones de la Seguridad Social sobre la oferta de trabajo en España: Un comentario». *Investigaciones Económicas*, 14, 2, segunda época, págs. 305-310.
- MARTIN, A., y MORENO, L. (1989): «Los efectos de las pensiones de la Seguridad Social sobre la oferta de factores: Ahorro y trabajo. Una evidencia empírica». Fundación Fondo para la Investigación Económica y Social, Documento de Trabajo n.º 42, Madrid.
- (1990): «Efectos de las pensiones de la Seguridad Social sobre la oferta de trabajo en España». *Investigaciones Económicas*, 14, 2, segunda época, págs. 291-303.
- MILLER, N., y UPTON, C.W. (1974): «Macroeconomics, a neoclassical introduction». R.D. Irwin, Homewood, Illinois.
- MITCHELL, O.S., y FIELDS, G.S. (1981): «The effects of pensions and earnings on retirement: A review essay». National Bureau of Economic Research Working Paper, 772, septiembre, Washington, D.C.
- MODIGLIANI, F., y HEMMING, R. (eds.) (1983): «The determinants of national saving and wealth». International Economics Association. Macmillan Press, Londres.
- MODIGLIANI, F., y STERLING, A. (1983): «Determinants of private saving with special reference to the role of Social Security-cross-country Test». En MODIGLIANI, F. y HEMMING, R. (eds.), op. cit., páginas 24-54.
- MOFFITT, R.A. (1987): «Life-cycle labor supply and social security: a time-series analysis». En Burdless, G. (ed.) (1987), op. cit., págs. 183-228.
- MONASTERIO ESCUDERO, C. (1984): «La Seguridad Social y sus efectos sobre el ahorro». *Hacienda Pública Española*, 91, págs. 157-179.
- MUNNELL, A.H. (1977): «The future of Social Security». Brookings Institution, Washington, D.C.
- OCDE: «Comptes nationaux». Varios años.
- OCDE: *Perspectives Economiques de L'OCDE*. Varios números.
- OCDE: «Statistiques de la population active». Varios números.
- OCDE (1977): «Les systèmes de pensions pour les personnes âgées». París.
- (1985): «La santé en chiffres». París.
- (1987): «Financing and delivering health care». París.
- (1988-a): «La réforme des régimes publics de pensions». París.
- (1988-b): «Le vieillissement démographique. Conséquences pour la politique sociale». París.
- (1988-c): «Les politiques de santé et de retraite face aux contraintes économiques et démographiques». París.

- (1989-a): «National accounts. Main aggregates. 1960-1987». París.
 - (1989-b): «Labour force statistics. 1967-1987». París.
 - (1990): «Les systèmes de santé. A la recherche d'efficacité». *Études de Politique Sociale*, n.º 7, París.
- OIT (A): «Yearbook of labor statistics». Ginebra, varios números.
- (1989): «El costo de la Seguridad Social. Duodécima encuesta internacional, 1981-1983. Cuadros comparativos». Ginebra.
- PECHMAN, J.; AARON, H., y TAUSSIG, G.M. (1968): «Social Security: perspectives for reform». The Brookings Institution, Washington, D.C.
- PELLECHIO, A.J. (1979): «Social Security financing and retirement behavior». *American Economic Review*, 69, 2, págs. 284-287.
- PENCABEL, J. (1991): «La oferta de trabajo de los varones: Una panorámica». En ASHENFELTER, O.C. y LAYARD, R. (comps.) (1991), págs. 29-154.
- PERELMAN, S., y PESTIEAU, P. (1983): «Social allowances and household saving». En TERNY, G. y CULYER, G. (eds.): «Public Finance and social policy». Proceedings of the 39th congress of the International Institute of Public Finance, Budapest, Hungary. Wayne State University Press, Detroit.
- PESANDO, J.E., y GUNDERSON, M. (1991): «Does pension wealth peak at the age of early retirement?». *Industrial Relations*, 30, 1, págs. 79-95.
- QUINN, J.F. (1977): «Microeconomic determinants of early retirement: A cross-sectional view of white married men». *The Journal of Human Resources*, 12, 3, págs. 329-345.
- RENO, V. (1971): «Why men stop working at or before age 65?». *Social Security Bulletin*, 34, junio, págs. 3-17.
- FOX, A., y MALLAN, L.B. (1977): «Conflicting views on the effect of Old Age and Survivors Insurance on retirement: comment». *Economic Inquiry*, 15, 4, págs. 619-621.
- RIX, S.E., y FISHER, P. (1982): «Retirement age policies. An international perspective». Pergamon Press, Nueva York.
- ROSA, J.J. (1982): «The world crisis in Social Security». Institute of Contemporary studies, California.
- SAUNDERS, P., y KLAU, F. (1985): «Le rôle du secteur public. Causes et conséquences de l'élargissement du secteur public». *Revue Économique de L'OCDE*, 4, monográfico.
- SEGURA, J. (1986): «El debate sobre la reforma de la Seguridad Social». *Papeles de Economía Española*, 27, págs. 309-321.
- SICKLES, R.C., y TAUBMAN, P. (1986): «An analysis of the health and retirement status of the elderly». *Econometrica*, 54, noviembre, págs. 1339-1356.
- SKIDMORE, F. (ed.) (1981): «Social security financing». The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- SÖDERSTRÖM, L. (ed.) (1983): «Social Insurance». North-Holland, Amsterdam.
- TERNY, G., y CULYER, A. (eds.) (1985): «Public Finance and Social Policy». Proceedings of the 39th congress of the International Institute of Public Finance, Budapest, Hungary. Wayne State University, Detroit.
- THOMPSON, L.W. (1983): «The Social Security reform debate». *Journal of Economic Literature*, 21, diciembre, págs. 1425-1467. V.c. en LOPEZ GARCIA, M.A. (comp.) (1987), op. cit., págs. 79-150.
- VALINO CASTRO, A. (1990): «Seguridad Social (un análisis de la investigación económica actual)». *Hacienda Pública Española*, 2/1990, págs. 227-250.
- WISE, D.A. (ed.) (1989): «The economics of aging». University of Chicago Press, Chicago.
- ZABALZA, A., y PIACHAUD, D. (1981): «Social Security and the elderly: A simulation of policy changes». *Journal of Public Economics*, 16, págs. 145-169.
- ZABALZA, A.; PISSARIDES, C., y BARTON, M. (1980): «Social Security and the choice between full-time, part-time work and retirement». *Journal of Public Economics*, 14, págs. 245-276.



FUNDACION BBV

SEDE Y CENTROS OPERATIVOS DE LA FUNDACION

SEDE

**Plaza de San Nicolás, 4
48005 Bilbao**

Alcalá, 16 - planta quinta
28014 Madrid

374 89 39

Teléf. (91): 374 89 59

374 89 38

Fax (91): 374 89 30

Gran Vía, 12 - planta segunda
48001 Bilbao

487 52 52

Teléf. (94): 487 44 79

487 44 73

Fax (94): 423 44 18