

# ¿POR QUÉ AHORRAN LOS HOGARES JAPONESES? CAÍDAS EN LA RENTA Y SITUACIÓN DEL MERCADO DE TRABAJO\*

*Takero Doi\*\**

Este artículo analiza las causas del aumento de la tasa de ahorro de los hogares japoneses durante los años noventa. A lo largo de toda la década aumentó tanto la tasa de desempleo, como la tasa de ahorro, mientras que la tasa de crecimiento de la renta disponible disminuyó sólo al final del período. La evidencia sugiere que el ahorro aumenta para hacer frente a incertidumbres en el nivel de ingresos o en la situación laboral de las familias. Cuando aumenta el riesgo de variación de los ingresos, las expectativas de rentas futuras de las economías domésticas se hacen más inciertas. Este artículo investiga esta cuestión y llega a la conclusión de que la correlación entre la tasa de ahorro de las economías domésticas en Japón (utilizando datos de la *Encuesta de Presupuestos Familiares*) y el riesgo de variación de sus ingresos es significativamente positiva durante el período 1976-1998, pero no en los últimos años. Así pues, se concluye que el aumento de la tasa de ahorro de las economías domésticas en Japón en los años noventa no se explica por este factor.

**Palabras clave:** *ahorro, empleo, renta de las economías domésticas, Japón, 1976-1998.*

**Clasificación JEL:** *D12, E21, O53.*

## 1. Introducción

La tasa de ahorro de las economías domésticas de Japón se incrementó a lo largo de los años noventa, tal y como puede apreciarse en el Gráfico 6. Una de las causas puede ser el aho-

rro por precaución. Especialmente, la recesión económica de los noventa dio lugar a un aumento en alguna clase de incertidumbre (riesgo) en lo relativo a la renta futura y las economías domésticas japonesas decidieron ahorrar con el fin de

---

\* DOI, T.: «Precautionary Saving and Employment Risk in the 1990s». Traducción de Jaime González-Torres.

\*\* Economista Senior del Instituto de Investigación del Ministerio de Finanzas de Japón. Profesor Asociado de la Universidad de Keio y Economista Invitado del Instituto de Investigación Económica y Social de la Oficina del Gabinete de Japón.

---

El autor desea manifestar su agradecimiento a los Profesores Koichi Hamada, Charles Yuji Horioka, Hidehiko Ishihara, Kazuo Ogawa y Masayuki Otaki, así como a los participantes en un seminario del Instituto de Investigación Económica y Social de la Oficina del Gabinete de Japón. Este artículo es la versión revisada de DOI (2001). Los posibles errores son de su entera responsabilidad.

Versión de abril de 2003.

evitar una disminución del consumo unida a un descenso repentino de sus ingresos.

En lo relativo a estudios de la bibliografía reciente sobre el ahorro en Japón se remite al lector a Horioka (1990), Hayashi (1992, 1997), etcétera. Ogawa (1991), el Departamento de Estadísticas e Investigación del Banco de Japón (1998) y Nakagawa (1999) examinan la hipótesis del ahorro por precaución relacionado con riesgo de renta, obtienen que el ahorro por precaución aumenta al hacerlo alguna clase de incertidumbre (riesgo) relativa a la renta futura. Por ejemplo, estiman una ecuación, según la cual se utiliza la tasa de ahorro como la variable dependiente y el «riesgo de variación de los ingresos», calculado según el método de Carlson y Parkin (1975), es una de las variables independientes. La hipótesis del ahorro por precaución sugiere que la tasa de ahorro aumenta con el riesgo de variación de los ingresos.

Ogawa (1991) y el Departamento de Estadística e Investigación del Banco de Japón (1998) estiman la función de la tasa de ahorro. Ogawa (1991) utiliza datos de la Oficina de Estadística del Gobierno Japonés, en la Encuesta de Presupuestos Familiares (en lo sucesivo EPF), desde el primer trimestre de 1974 hasta el cuarto trimestre de 1986 y el Departamento de Estadística e Investigación del Banco de Japón (1998) utiliza la misma fuente desde el segundo trimestre de 1975 hasta el cuarto trimestre de 1997. Los resultados de ambos señalan que el riesgo de renta tiene una correlación significativamente positiva con la tasa de ahorro, con lo que concluyen que la hipótesis del ahorro por precaución es válida en Japón<sup>1</sup>.

Sin embargo, estos estudios no relacionan la hipótesis del ahorro por precaución con la hipótesis de la renta permanente/ciclo vital. Este artículo estima las funciones de la tasa de ahorro con ambas hipótesis.

El artículo se organiza de la siguiente forma: en el apartado 2 se investiga la hipótesis del ahorro por precaución en Japón estimando las funciones de la tasa de ahorro. Los resultados que se derivan de este apartado implican que las recientes tendencias del ahorro japonés no pueden explicarse por el riesgo de variación de los ingresos, que se utilizó en estudios previos con muy buenos resultados. Por otra parte, se llega a la conclusión de que el riesgo de desempleo tiene un alto poder explicativo del ahorro. En el apartado 3 se analiza cuantitativamente el efecto del riesgo de quedar desempleado. En el apartado 4 se muestra que la relación entre la tasa de ahorro y el riesgo de desempleo depende de si se acepta la hipótesis del ahorro por precaución o la de la renta permanente/ciclo vital; se comprueba que la causa es el ahorro por el motivo de precaución. Por último, en el apartado 5 se ofrecen las conclusiones.

## 2. Estimación de las funciones de la tasa de ahorro

### Ahorro por precaución y riesgo de variación de los ingresos

En primer lugar, en este apartado se estiman las mismas funciones de la tasa de ahorro que en otros estudios anteriores. Pueden utilizarse los datos de las economías domésticas japonesas procedentes de la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF) elaborada por la Oficina de Estadística del Gobierno de Japón. Se define la tasa de ahorro como: 1-gasto durante la vida/renta disponible, en términos de la media entre las economías domésticas. De acuerdo con la teoría pura del ahorro, el ahorro ( $S$ ) tiene una correlación positiva con la renta disponible. La función de ahorro ( $f$ ) se expresa de la siguiente forma:

$$S = f(Y, \text{término independiente, otros})$$

Si la función de ahorro ( $f$ ) es lineal, obtenemos la siguiente función de la tasa de ahorro:

$$S/Y = f(\text{término independiente, } 1/Y, \text{ otros})$$

<sup>1</sup> Por otra parte, MUTO (1999) investiga la relación entre la incertidumbre y, no el ahorro, sino el consumo. MUTO (1999) utiliza datos de quasi-panel de la EPF desde 1991 a 1997 y estima las funciones de consumo utilizando el método de MERRIGA y NORMANDIN (1996), concluyendo que la hipótesis de que el consumo real se hace mayor al hacerlo la incertidumbre no se confirma.

El término «otros» de la función anterior,  $f$ , contiene un indicador de riesgo relacionado con el ahorro por motivo precaución.

En este apartado se estima la siguiente función de la tasa de ahorro. El trabajo previo que figura más arriba define la tasa de ahorro como la variable independiente, el riesgo de variación de los ingresos utilizando el método de Carlson-Parkin mejorado por Ogawa (1991), así como un término independiente, la inversa de la renta disponible ( $1/Y$ , expresada en miles) y variables ficticias estacionales (DUM1, DUM2, DUM3) como variables independientes. El riesgo de variación de los ingresos es una varianza (entre economías domésticas) de la tasa de crecimiento real esperado de la renta disponible calculada usando el método Carlson-Parkin (es decir,  $sY$ , expresada en miles). Analizaremos cuatro casos diferentes, cada uno de los cuales lleva aparejado un supuesto para la formación de expectativas del riesgo de variación de los ingresos. El caso 1 representa aquél en el que la expectativa de inflación percibida por las economías domésticas que contestan al cuestionario en la CSS se supone que es constante para el periodo muestra. El caso 2 es aquél en el que se supone que las economías domésticas hacen una expectativa de inflación basada en el año anterior. El caso 3 representa aquél en el que se supone que las economías domésticas forman sus expectativas de inflación basándose en los dos años anteriores y, en el caso 4, en los tres años anteriores. En el cálculo utilizamos los datos de la *Encuesta de Confianza del Consumidor* (ECC) realizada para la Oficina del Gabinete (la antigua Agencia de Planificación Económica).

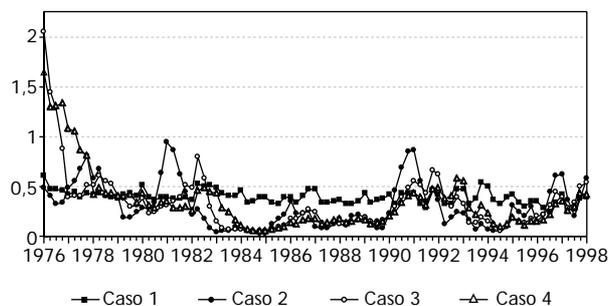
El Gráfico 1 representa la evolución del riesgo de variación de los ingresos ( $sY$ ) calculado según el método de Carlson-Parkin. El riesgo de variación de los ingresos, excepto en el caso 1, era alto en 1976-1977, disminuyó durante los años ochenta, aumentó temporalmente entre 1990 y 1993 y aumentó en 1997-1998. El riesgo de variación de los ingresos en el caso 1 fue casi constante durante todo el periodo muestra.

Estimamos la siguiente regresión siguiendo la trayectoria de los estudios anteriores:

$$\frac{S_t}{Y_t} = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{Y_t} + \beta_2 sY_t + \beta_3 DUM1_t + \beta_4 DUM2_t + \beta_5 DUM3_t + \varepsilon_t \quad [1]$$

GRÁFICO 1

**RIESGOS DE VARIACIÓN DE LOS INGRESOS ( $sY$ ) (Media de las economías domésticas japonesas)**



siendo  $\beta_i$  ( $i = 1, 2, \dots, 5$ ) los coeficientes de las variables independientes y  $\varepsilon_t$  un término de error. Los resultados figuran en el Cuadro 1. Los paréntesis del cuadro indican los valores t utilizando la covarianza consistente de White (1980). DW en el cuadro significa los estadísticos Durbin-Watson. Examinamos también los test de raíces unitarias de Phillips y Perron (1988). Los resultados de los test aparecen en el Cuadro 2. De acuerdo con el Cuadro 2, obtenemos el resultado de que se rechaza la hipótesis nula de que todas las series utilizadas en la ecuación [1] tienen una raíz unitaria.

Como aparece en el Cuadro 1, en el periodo muestra desde 1974:1 a 1998:1, el coeficiente de  $1/Y$  ( $\beta_1$ ) es significativamente negativo. Podemos observar un efecto trinquete del consumo, lo que significa que la tasa de ahorro disminuye (aumenta la propensión al consumo) cuando aumenta la renta corriente disponible.

Se observa también el hecho de que los coeficientes de  $sY$  ( $\beta_2$ ) son significativamente positivos en cualquier caso, es decir, el mismo resultado que en los estudios anteriores. Por el contrario, el coeficiente de  $sY$  es negativo o no significativamente positivo en el periodo entre 1980:1 a 1998:1 o de 1986:1 a 1998:1<sup>2</sup>.

<sup>2</sup> La razón por la que adoptamos como periodo inicial 1986:1 es para compararlo con los resultados del apartado 3. Lo mencionaremos con detalle en dicho apartado 3.

CUADRO 1  
ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN [1]  
UTILIZANDO MCO  
VARIABLE DEPENDIENTE: TASA DE AHORRO

Período	1974:1-1998:1				1980:1-1998:1				1986:1-1998:1			
Muestra	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4
Término independiente.....	0,337 (11,342)	0,357 (12,215)	0,369 (12,335)	0,379 (12,036)	0,459 (14,164)	0,452 (13,979)	0,457 (13,735)	0,454 (13,023)	0,570 (8,361)	0,556 (7,988)	0,569 (7,354)	0,570 (6,710)
1/Y .....	-0,928 (-7,846)	-0,924 (-8,837)	-0,970 (-9,037)	-1,014 (-8,939)	-1,245 (-9,747)	-1,297 (-10,894)	-1,304 (-10,934)	-1,299 (-10,660)	-1,680 (-6,341)	-1,713 (-6,360)	-1,753 (-6,049)	-1,758 (-5,619)
sY.....	0,058 (3,369)	0,010 (4,503)	0,013 (5,331)	0,018 (6,070)	-0,045 (-1,282)	0,005 (0,339)	-0,005 (-0,243)	0,002 (0,108)	-0,050 (-1,122)	0,003 (0,168)	-0,007 (-0,290)	-0,008 (-0,249)
DUM1 .....	0,102 (14,939)	0,099 (14,993)	0,097 (14,920)	0,095 (14,355)	0,088 (12,869)	0,090 (13,094)	0,089 (12,576)	0,089 (12,258)	0,076 (6,903)	0,080 (7,700)	0,078 (6,421)	0,078 (5,981)
DUM2 .....	0,078 (12,450)	0,075 (12,079)	0,073 (11,864)	0,071 (11,354)	0,064 (9,213)	0,065 (9,713)	0,065 (9,273)	0,065 (9,119)	0,047 (4,114)	0,051 (4,911)	0,049 (4,116)	0,049 (3,777)
DUM3 .....	0,152 (11,963)	0,152 (13,243)	0,148 (12,712)	0,143 (11,739)	0,132 (9,511)	0,128 (9,828)	0,127 (9,684)	0,128 (9,530)	0,105 (4,214)	0,102 (4,164)	0,098 (3,681)	0,098 (3,442)
Los paréntesis anteriores indican los valores <i>t</i> utilizando la covarianza consistente de White												
R <sup>2</sup> ajustado .....	0,960	0,963	0,964	0,965	0,973	0,973	0,973	0,973	0,986	0,976	0,977	0,977
DW .....	1,693	1,898	1,936	2,008	2,154	2,074	2,081	2,074	1,821	1,686	1,686	1,673

Estos resultados sugieren que las conclusiones de los estudios anteriores dependen del período tomado como muestra. Especialmente, en el período muestra que excluye los dos choques petrolíferos, no podemos obtener los mismos resultados que en el trabajo anterior, por lo que la hipótesis del ahorro por precaución con riesgo de renta no se ve necesariamente confirmada en ningún caso, de acuerdo con el Cuadro 1.

Sin embargo, existen fallos en la ecuación [1]: uno de ellos es que las variables fondo no están incluidas en la regresión de la ecuación [1] (como ocurre en Ogawa (1991), Departamento de Estadística e Investigación del Banco de Japón (1998) y Nakagawa (1999)). La hipótesis de la renta permanente/ciclo vital sugiere que las economías domésticas aumentan su tasa de ahorro cuando tienen más deuda viva y aumentan el consumo cuando tienen más activos. Los estudios previos sobre la hipóte-

sis del ahorro por precaución nunca habían examinado el efecto de los activos y las deudas en dichas regresiones.

Por ello, incluimos el efecto de los activos y pasivos mantenidos por las economías domésticas en la anterior función de la tasa de ahorro. Que nosotros sepamos, este artículo analiza empíricamente por primera vez la hipótesis de precaución en Japón con fondos en poder de las economías domésticas. Desgraciadamente, la EPF no recoge datos de los pasivos y activos financieros mantenidos por las economías domésticas, por lo que tenemos que adaptar otras fuentes para hacerlas congruentes con la EPF: Para ello, tomamos los datos de la *Encuesta de Presupuestos Familiares* (en lo sucesivo EAF, Oficina de Estadística del Gobierno Japonés), que se lleva a cabo como una encuesta suplementaria a la EPF. Los activos y pasivos financieros en poder de las econo-

CUADRO 2

**TEST DE RAÍCES UNITARIAS  
TEST DE PHILLIPS-PERRON**

	Estadísticos	Valor p
S/Y .....	-15,241	(0,000)
1/Y .....	-11,173	(0,000)
(FA-L)/Y .....	-5,150	(0,000)
FA/Y .....	-5,346	(0,000)
L/Y .....	-4,489	(0,001)
sY Caso 1 .....	-4,272	(0,001)
sY Caso 2 .....	-3,542	(0,009)
sY Caso 3 .....	-3,010	(0,038)
sY Caso 4 .....	-2,409	(0,016)
mE Caso 1 .....	-4,780	(0,000)
mE Caso 2 .....	-4,649	(0,000)
mE Caso 3 .....	-3,944	(0,004)
mE Caso 4 .....	-6,132	(0,000)
mU Caso 1 .....	-5,076	(0,001)
mU Caso 2 .....	-5,154	(0,001)
mU Caso 3 .....	-4,261	(0,008)
mU Caso 4 .....	-3,590	(0,041)
mY Caso 1 .....	-3,898	(0,003)
mY Caso 2 .....	-4,507	(0,000)
mY Caso 3 .....	-4,291	(0,001)
mY Caso 4 .....	-4,180	(0,001)

NOTA: La muestra corresponde al período para el que se han podido obtener datos.

mías domésticas de los trabajadores al final de cada año están recogidos en la EAF<sup>3</sup>. Además, la definición de los datos de la EAF es la misma que en la EPF. Igualmente, en la EPF se recoge el incremento neto de los pasivos y activos financieros, por lo que podemos elaborar los datos disponibles acerca de los pasivos y activos financieros en poder de las economías domésticas, congruentes con la EAF y la EPF. El Gráfico 2 muestra la cuantía media de activos financieros de las economías domésticas desde 1978:4 a 1998:4 y el Gráfico 3 muestra el importe medio de los pasivos de las economías domésticas.

<sup>3</sup> En 2002 la EAF se fundió con la EPF y posteriormente, en el (nuevo) EPF se continúa recogiendo los datos del EAF.

GRÁFICO 2

**JAPÓN:  
ACTIVOS FINANCIEROS  
DE LAS ECONOMÍAS DOMÉSTICAS**

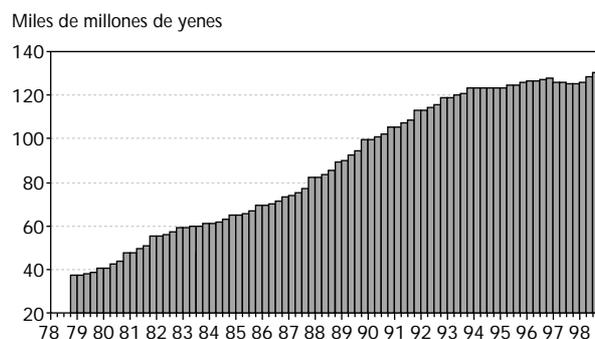
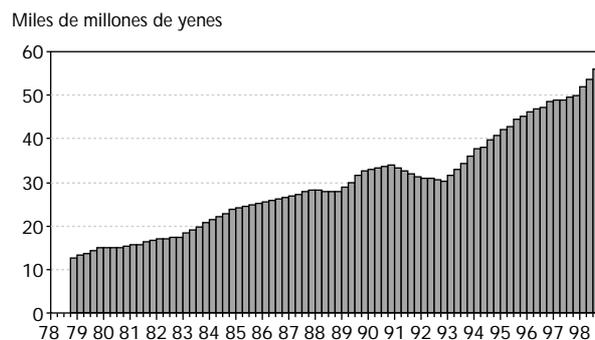


GRÁFICO 3

**JAPÓN:  
PASIVOS FINANCIEROS  
DE LAS ECONOMÍAS DOMÉSTICAS**



En el Cuadro 3 figuran los resultados de la regresión de la ecuación sumando los pasivos (*L*) y los activos financieros (*FA*) divididos por la renta disponible (*Y*) como variable independiente. Como se supone en virtud de la hipótesis de la renta permanente, los activos netos (= activos financieros menos pasivos) afectan a la tasa de ahorro cuando las economías domésticas igualan activos financieros con pasivos.

CUADRO 3.1  
ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN [2]  
UTILIZANDO MCO  
VARIABLE DEPENDIENTE: TASA DE AHORRO

Período	1979:1-1998:1				1982:1-1998:1				1986:1-1998:1			
Muestra	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4
Término independiente.....	0,712 (9,676)	0,761 (9,823)	0,806 (9,923)	0,796 (8,945)	0,733 (8,712)	0,775 (9,485)	0,841 (10,617)	0,851 (8,378)	0,841 (8,280)	0,842 (8,661)	0,868 (10,072)	0,874 (8,334)
1/Y .....	-1,896 (-8,804)	-2,080 (-9,667)	-2,207 (-9,650)	-2,201 (-8,598)	-2,061 (-7,875)	-2,202 (-9,440)	-2,390 (-10,556)	-2,423 (-8,249)	-2,408 (-7,790)	-2,458 (-8,336)	-2,511 (-9,487)	-2,486 (-7,847)
sY.....	-0,034 (-0,989)	0,023 (1,850)	0,045 (2,083)	0,063 (2,823)	-0,015 (-0,416)	0,023 (2,060)	0,049 (2,431)	0,068 (2,825)	-0,040 (-1,010)	0,015 (1,114)	0,041 (1,494)	0,087 (2,970)
(FA-L)/Y .....	-0,0045 (-4,080)	-0,0056 (-4,457)	-0,0065 (-4,768)	-0,0064 (-4,673)	-0,0039 (-3,280)	-0,0049 (-3,861)	-0,0061 (-4,679)	-0,0064 (-4,120)	-0,0045 (-3,334)	-0,0050 (-3,544)	-0,0060 (-4,121)	-0,0072 (-4,532)
DUM1 .....	0,047 (4,000)	0,039 (3,291)	0,032 (2,643)	0,034 (2,446)	0,047 (3,642)	0,040 (3,331)	0,030 (2,572)	0,028 (1,776)	0,033 (1,951)	0,034 (2,216)	0,030 (2,257)	0,030 (1,687)
DUM2 .....	0,027 (2,315)	0,020 (1,719)	0,014 (1,179)	0,016 (1,216)	0,026 (2,074)	0,021 (1,702)	0,011 (0,960)	0,010 (0,670)	0,010 (0,666)	0,012 (0,853)	0,009 (0,706)	0,010 (0,589)
DUM3 .....	0,039 (1,399)	0,014 (0,497)	-0,003 (-0,115)	-0,001 (-0,045)	0,034 (1,049)	0,014 (0,480)	-0,012 (-0,402)	-0,017 (-0,442)	0,006 (0,174)	-0,001 (-0,033)	-0,013 (-0,417)	-0,019 (-0,482)
Los paréntesis anteriores indican los valores t utilizando la covarianza consistente de White												
R <sup>2</sup> ajustado .....	0,976	0,977	0,977	0,978	0,979	0,981	0,981	0,982	0,982	0,982	0,982	0,984
DW .....	1,866	1,854	1,867	1,988	2,000	2,020	2,059	2,144	1,612	1,599	1,645	1,900

Estimamos la siguiente regresión:

$$\frac{S_t}{Y_t} = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{Y_t} + \beta_2 sY_t + \beta_6 \frac{FA_{t-1} - L_{t-1}}{Y_t} + \beta_3 DUM1_t + \beta_4 DUM2_t + \beta_5 DUM3_t + \varepsilon_t \quad [2]$$

Siendo  $FA_{t-1}$  y  $L_{t-1}$  los activos financieros vivos (medios) por economía doméstica al final del período anterior y los pasivos vivos (medios) por economía doméstica al final del período anterior, respectivamente. En el Cuadro 2, se llevan a cabo los test de raíz unitaria de los ratios de activos financieros y pasivos a la renta disponible. Puede rechazarse la hipótesis

nula de que todas las series tienen una raíz unitaria, viniendo indicados los resultados en el Cuadro 3.1. De acuerdo con el Cuadro 3.1, los coeficientes de activos netos ( $\beta_6$ ) son significativamente negativos en todos los casos y en cualquier período de la muestra, por lo que llegamos a la conclusión de que los activos netos en poder de las economías domésticas son una variable independiente importante a efectos de la tasa de ahorro.

Ahora, este epígrafe analiza la hipótesis de ahorro por precaución con riesgo de variación de los ingresos. Como se muestra en el Cuadro 3.1, los coeficientes de  $sY$  son significativamente positivos en los casos 3 y 4 en todo el período muestra 1979:1-1998:1, obteniéndose los mismos resultados que en

CUADRO 3.2  
ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN [3]  
UTILIZANDO MCO  
VARIABLE DEPENDIENTE: TASA DE AHORRO

Período	1979:1-1998:1				1982:1-1998:1				1986:1-1998:1			
	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4
Muestra												
Término independiente.....	0,669 (6,988)	0,675 (7,340)	0,704 (7,501)	0,692 (7,598)	0,626 (7,341)	0,643 (7,474)	0,698 (8,263)	0,723 (7,687)	0,673 (6,436)	0,677 (6,961)	0,684 (7,344)	0,705 (7,194)
1/Y .....	-1,800 (-7,380)	-1,863 (-7,645)	-1,953 (-7,729)	-1,940 (-7,596)	-1,837 (-7,428)	-1,873 (-7,836)	-2,040 (-8,772)	-2,109 (-7,751)	-2,078 (-7,104)	-2,051 (-7,017)	-2,051 (-7,287)	-2,065 (-6,892)
sY.....	-0,024 (-0,619)	0,026 (2,181)	0,056 (2,665)	0,073 (3,028)	0,012 (0,263)	0,029 (2,681)	0,063 (3,418)	0,077 (2,975)	0,019 (0,384)	0,021 (1,711)	0,062 (2,762)	0,099 (3,808)
FA/Y .....	-0,0044 (-4,026)	-0,0055 (-4,377)	-0,0066 (-4,998)	-0,0063 (-4,611)	-0,0035 (-3,224)	-0,0044 (-3,708)	-0,0059 (-5,066)	-0,0060 (-3,989)	-0,0038 (-3,025)	-0,0043 (-3,211)	-0,0057 (-4,586)	-0,0067 (-4,361)
L/Y.....	0,0058 (2,249)	0,0082 (3,262)	0,0102 (4,054)	0,0097 (3,566)	0,0067 (2,543)	0,0083 (3,560)	0,0107 (4,614)	0,0099 (3,552)	0,0084 (3,442)	0,0090 (4,109)	0,0112 (5,709)	0,0115 (4,555)
DUM1 .....	0,054 (3,419)	0,053 (3,497)	0,049 (3,181)	0,050 (3,432)	0,064 (4,752)	0,061 (4,579)	0,053 (3,939)	0,049 (3,187)	0,062 (3,389)	0,061 (3,771)	0,061 (3,806)	0,057 (3,266)
DUM2 .....	0,033 (2,212)	0,032 (2,296)	0,029 (2,033)	0,031 (2,296)	0,042 (3,171)	0,039 (3,027)	0,032 (2,464)	0,028 (1,985)	0,036 (2,144)	0,035 (2,388)	0,035 (2,419)	0,033 (2,142)
DUM3 .....	0,053 (1,514)	0,044 (1,269)	0,032 (0,897)	0,035 (1,003)	0,067 (2,091)	0,060 (1,880)	0,038 (1,195)	0,027 (0,751)	0,058 (1,574)	0,057 (1,594)	0,050 (1,495)	0,040 (1,058)
Los paréntesis anteriores indican los valores <i>t</i> utilizando la covarianza consistente de White												
R <sup>2</sup> ajustado .....	0,976	0,977	0,978	0,979	0,980	0,982	0,983	0,983	0,983	0,984	0,986	0,986
DW .....	1,945	2,028	2,094	2,231	2,345	2,484	2,616	2,568	2,068	2,186	2,388	2,560

el trabajo anterior en el período de la muestra; pero estos mismos resultados no vienen confirmados en los casos 1 y 2 en el mismo período muestra; los coeficientes de *sY* no son significativamente positivos. De 1982:1 a 1998:1 los coeficientes de *sY* son significativamente positivos en tres casos, excepto el caso 1. Por el contrario, los coeficientes de *sY* son negativos o no significativamente positivos de 1986:1 a 1998:1 en tres casos, excepto en el caso 4.

El Cuadro 3.2 muestra el resultado de la siguiente regresión:

$$\frac{S_t}{Y_t} = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{Y_t} + \beta_2 sY_t + \beta_7 \frac{FA_{t-1}}{Y_t} + \beta_8 \frac{L_{t-1}}{Y_t} + \beta_3 DUM1_t + \beta_4 DUM2_t + \beta_5 DUM3_t + \varepsilon_t \quad [3]$$

En la ecuación anterior, sumamos separadamente los ratios de los pasivos y activos financieros sobre la renta disponible, presentándose en el Cuadro 2 los resultados de los test de raíces unitarias de estas variables adicionales. Podemos rechazar la

CUADRO 4

**CONTRASTES DE HIPÓTESIS SOBRE RESTRICCIONES EN LOS COEFICIENTES DE LA ECUACIÓN [3]  
HIPÓTESIS NULA:  $\beta_7 = -\beta_8$**

Período	1979:1-1998:1				1982:1-1998:1				1986:1-1998:1			
	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4
Estadístico F .....	0,307	1,629	3,050	2,800	1,981	4,369	6,359	4,256	4,459	8,015	11,383	8,138
Valor p .....	(0,581)	(0,206)	(1,399)	(0,099)	(0,165)	(0,041)	(0,015)	(0,044)	(0,041)	(0,007)	(0,002)	(0,007)
<i>mE</i> en la ecuación [4-2] hipótesis nula: $\beta_7 = -\beta_8$									<i>mU</i> en la ecuación [4-2] hipótesis nula: $\beta_7 = -\beta_8$			
Período 1986:1-1998:1						Período 1986:1-1998:1						
Muestra		Caso 4		Muestra		Caso 4		Muestra		Caso 4		
Estadístico F ...	0,174			Estadístico F ...	3,823			Estadístico F ...	3,823			
Valor p .....	(0,679)			Valor p .....	(0,057)			Valor p .....	(0,057)			

hipótesis nula: todas las series tienen una raíz unitaria. Como se ve en el Cuadro 3.2, los coeficientes de activos financieros ( $\beta_7$ ) y pasivos ( $\beta_8$ ) son significativos en todos los casos y en todos los períodos de la muestra.

El Cuadro 3-2 implica que los coeficientes de *sY* son significativamente positivos en tres casos, excepto en el caso 1 desde 1979:1 a 1998:1, llegando también a la conclusión de que los coeficientes de *sY* son significativamente positivos en tres casos excepto en el caso 1 desde 1982:1 a 1998:1. Obtenemos los mismos resultados que en el trabajo anterior en los períodos muestra. Por el contrario, los coeficientes de *sY* son significativamente positivos en los casos 3 y 4, pero los coeficientes de *sY* no son significativos en los casos 1 y 2 desde 1986:1 a 1998:1.

Quisiéramos proporcionar aquí los test acerca de si las ecuaciones [2] ó [3] son válidas. Para comprobarlo podemos contrastar la hipótesis nula:  $\beta_7 = -\beta_8$  en la ecuación [3], mostrándose los resultados del test F sobre la hipótesis nula en el Cuadro 4. De acuerdo con este cuadro, no podemos rechazar la hipótesis nula en ningún caso desde 1979:1 a 1998:1, siendo válida la estimación de la ecuación [2] que aparece en el Cuadro 3.1. Desde 1982:1 a 1998:1 la estimación de la ecuación [3] que aparece en

el Cuadro 3.2 es válida en tres casos excepto en el caso 1. La estimación de la ecuación [3] es válida en todos los casos desde 1986:1 a 1998:1<sup>4</sup>.

De esta forma, el que se confirme o no la hipótesis del ahorro como precaución ante variaciones de los ingresos depende del periodo de la muestra o de las expectativas referentes a las economías domésticas, concluyéndose que no siempre se cumple. En especial, los coeficientes de *sY* han sido significativamente positivos en los últimos años, por lo que la hipótesis de que se ahorra como precaución ante posibles variaciones de los ingresos no tiene poder explicativo en los últimos años de la muestra<sup>5</sup>.

<sup>4</sup> No empleamos datos de activos reales en poder de las economías domésticas debido a la falta de datos. Los datos de los activos reales no están recogidos en la EAF. Incidentalmente, OGAWA y KITASAKA (1994, 1998) muestran que los activos reales no tienen correlación con el consumo. OGAWA y KITASAKA (1998) estiman las funciones de consumo utilizando datos de la Oficina de Estadística del Gobierno de Japón *Encuesta de Presupuestos Familiares* para 1984, 1989 y 1994 e informan de que el coeficiente de los activos reales no es significativamente positivo. De acuerdo con este resultado, las conclusiones de este artículo no parecen cambiar, incluso si se añaden los activos reales en nuestra estimación.

<sup>5</sup> De acuerdo con el Cuadro 2, no podemos afirmar que la hipótesis de ahorro por precaución en relación con el riesgo de variación de ingresos no se ve confirmada en los últimos años. Podemos insistir en que dicha

¿Por qué el riesgo de variación de ingresos ( $sY$ ) no tiene una correlación positiva con la tasa de ahorro? Tal vez se debe a la forma en que se calcula el riesgo de variación de ingresos. Como hemos mencionado anteriormente en este artículo, el riesgo de variación de ingresos ( $sY$ ) calculado utilizando el método de Carlson-Parkin es una varianza entre economías domésticas de la tasa de crecimiento real esperado de la renta disponible, por lo que el indicador  $sY$  se hace mayor cuando la expectativa de crecimiento de la renta futura de cada economía doméstica se hace más desigual: algunas economías domésticas esperan que su renta futura aumente en gran medida y otras esperan que disminuya igualmente en gran medida.  $sY$  se hace menor cuando la expectativa de cada economía doméstica se hace menos discrepante, por lo que  $sY$  se hace menor cuando la mayor parte de las economías domésticas esperan que su renta disminuya en gran medida.

Podemos percibir un mayor riesgo de variación de los ingresos (incertidumbre acerca de la renta futura) cuando, o bien las expectativas de crecimiento de la renta futura de cada economía doméstica se hacen más discrepantes entre ellas, o bien en el caso en que la mayoría de las economías domésticas esperen una caída de su renta futura. Por la forma en que se calcula el riesgo de variación de los ingresos,  $sY$  mide adecuadamente la primera situación, pero no es capaz de reflejar la segunda, que fue precisamente la que se dio en la recesión de los noventa; para una mayoría aumentó el riesgo de caída en su nivel de renta, pero a pesar de ello  $sY$  apenas cambió en aquel período, como se ve en el Gráfico 4.1. Además, la tasa de ahorro de las economías domésticas, como se ve en el Gráfico 6, aumentó en los noventa, pero  $sY$  permaneció estable a mitad de dicha década, excepto los aumentos en 1991 y 1997, como se ve en el Gráfico 4.1. Consideramos que las anteriores pruebas llevan a una correlación no significativa entre la tasa de ahorro y  $sY$ .

A pesar de ello, no puede concluirse que la hipótesis del ahorro por motivo de precaución no se vea confirmada en estos últimos años. Deberíamos investigar más acerca de si la hipótesis del ahorro por precaución no se ve confirmada en absoluto o se explica por otro factor que no sea el riesgo de variación de los ingresos.

### Ahorro por precaución y riesgo de desempleo

En este apartado se analiza la hipótesis del ahorro por precaución con cualquier otro factor de riesgo que no lo sea excepto el de variación de los ingresos de las familias. Así, es necesario observar que, a mediados de los noventa, los japoneses se dieron cuenta de que su situación laboral había empeorado sustancialmente. En esos años se observa un aumento del ahorro por motivo de precaución, por lo que podríamos pensar que el aumento del ahorro por precaución fue causado por un mayor riesgo de desempleo. A continuación, intentaremos estimar las funciones de la tasa de ahorro incluyendo indicadores que reflejen el riesgo de quedarse desempleado.

El riesgo de quedarse desempleado se calcula a partir de indicadores recogidos en la Encuesta de Confianza del Consumidor. El riesgo de desempleo se mide mediante dos indicadores: la tasa esperada media de desempleo de las economías domésticas ( $mU$ ), por un lado, y la proporción esperada entre el número de empleos creados y las solicitudes de empleo de los trabajadores que aspiran a trabajar. A esta proporción la denominamos *ratio de cobertura de solicitudes*<sup>6</sup> y a su valor inverso, lo denominamos *ratio de solicitudes por puesto de trabajo* ( $mE$ ). La expresión  $mE$  mide, por tanto, el número de trabajadores que solicitan un empleo por cada puesto de trabajo creado en un período.

Tanto  $mE$  como  $mU$  reflejan el riesgo de quedarse desempleado y se calculan como expectativas referidas al período siguiente, según la metodología de Carlson-Parkin. Como existen datos de la Encuesta desde inicios de 1983, podemos calcular  $mE$  y  $mU$  desde el primer trimestre de 1986.

---

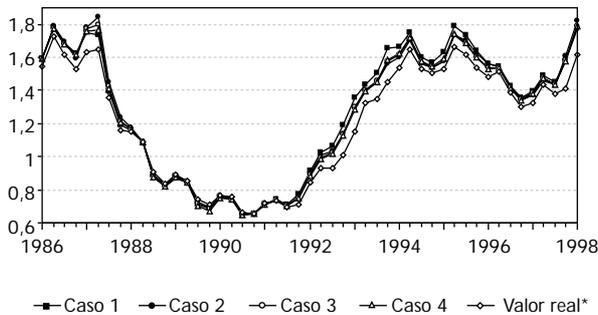
hipótesis se ve confirmada únicamente por el resultado del caso 4, pero en el apartado 3 mostraremos que la hipótesis en cuestión tiene menos poder explicativo que la hipótesis del ahorro por precaución en relación con el riesgo de desempleo.

---

<sup>6</sup> A este ratio se le conoce en Japón como *active job opening ratio*. (N. del T.).

GRÁFICO 4.1

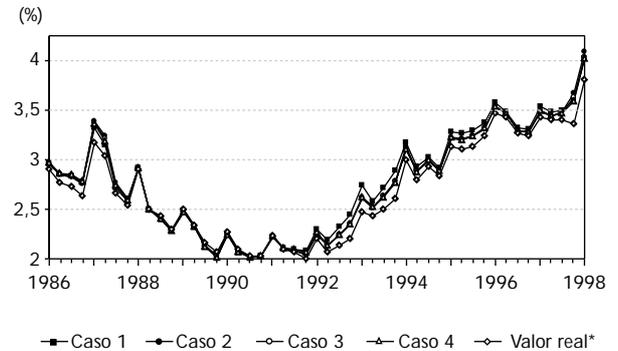
**RIESGO DE DESEMPEÑO MEDIDO  
POR EL RATIO ESPERADO DE SOLICITANTES  
POR PUESTO DE TRABAJO**



NOTA: \* No el esperado, sino el efectivamente registrado en cada período.

GRÁFICO 4.2

**RIESGO DE DESEMPEÑO MEDIDO  
POR LA TASA ESPERADA DE DESEMPEÑO**



NOTA: \* No el esperado, sino el efectivamente registrado en cada período.

GRÁFICO 4.3

**VARIANZA DEL RATIO ESPERADO  
DE SOLICITUDES DE EMPLEO  
(Media de las economías domésticas)**

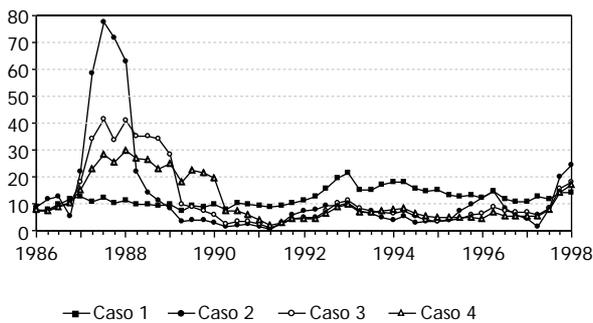
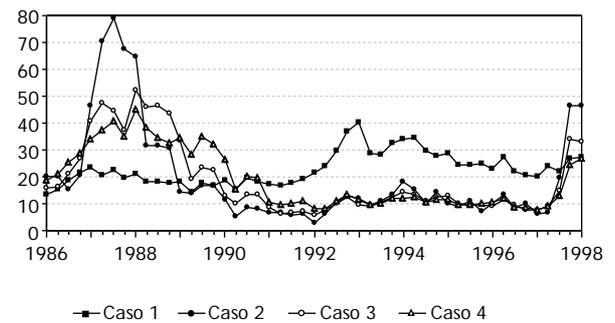


GRÁFICO 4.4

**VARIANZA DE LA TASA ESPERADA  
DE DESEMPEÑO  
(Media de las economías domésticas)**



La hipótesis que aquí contrastamos es que la tasa de ahorro por motivo de precaución aumenta con el riesgo de quedar desempleado. Así, aumentos de  $mE$  o de  $mU$  reflejan un mayor riesgo de quedarse desempleado. En el Gráfico 4 pueden verse cómo varían estos indicadores ante el riesgo de quedarse desempleado. ( $mE$  en el Gráfico 4.1 y  $mU$  en el Gráfico 4.2). La diferencia entre el valor real y el esperado de cada indicador de

empleo (tasa de desempleo o ratio de solicitudes) se incrementa en periodos de debilidad económica, en los que las economías domésticas ven más oscuro su futuro laboral. De la misma forma la diferencia se reduce cuando mejora la coyuntura en el mercado laboral.

Para contrastar la hipótesis del ahorro por motivos laborales, estimamos de nuevo las funciones de ahorro [2] y [3], pero

GRÁFICO 5

**TASA DE CRECIMIENTO ESPERADO DE LA RENTA DISPONIBLE (Media de las economías domésticas)**

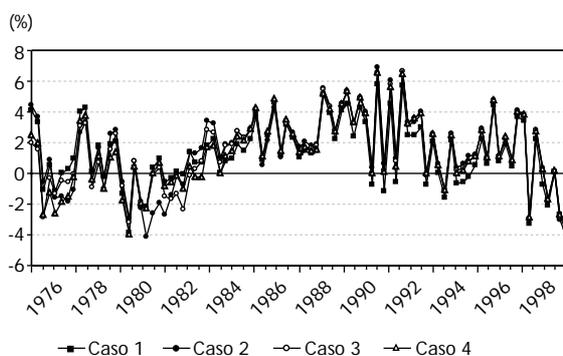
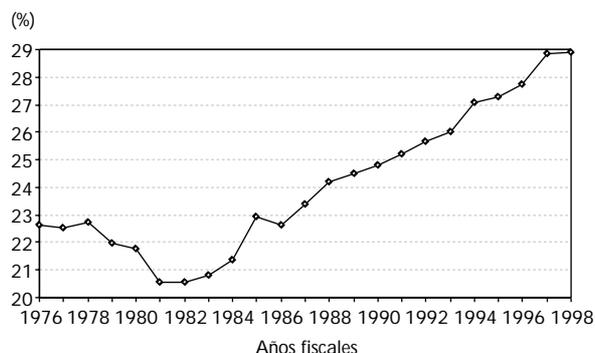


GRÁFICO 6

**TASA DE AHORRO (Media de las economías domésticas)**



donde antes se analizaba el riesgo de variación de los ingresos ( $sY$ ) ahora incluimos el riesgo de desempleo ( $mE$  o  $mU$ ).

En primer lugar, se lleva a cabo el test de raíces unitarias de  $mU$  y  $mE$ . Los resultados que aparecen el Cuadro 2 sugieren que estas series no tienen raíz unitaria. En el Gráfico 5 se exponen los resultados de la estimación que incluye el riesgo de desempleo medido por  $mE$  y en el Gráfico 6 los resultados que incluyen el riesgo de desempleo medido por la tasa de desempleo ( $mU$ ). Al igual que hacíamos en el Cuadro 3, se ofrecen los resultados cuando el cálculo se hace introduciendo el *stock* neto de activos financieros en porcentaje de la renta disponible (Cuadros 5.1 y 6.1). De igual manera, en los Cuadros 5.2 y 6.2, se ofrecen los resultados expresados como activos y pasivos financieros en porcentaje de la renta disponible. En todos los casos el período de muestra va desde el primer trimestre de 1986 al último de 1998.

De acuerdo con los Cuadros 5.1 y 5.2 los coeficientes de  $mE$  son significativamente positivos en todos los casos. Lo mismo ocurre con los coeficientes de  $mU$  en los Cuadros 6.1 y 6.2<sup>7</sup>.

Llegamos así a la conclusión de que la correlación entre la tasa de ahorro y el riesgo de desempleo es significativamente positiva durante todo el período de la muestra, por lo que se concluye que el aumento de la tasa de ahorro en los años noventa está explicado por el mayor ahorro por precaución ante el riesgo de quedarse desempleado. Esta conclusión significa lo siguiente: la tasa de ahorro aumentó no porque la renta futura de los trabajadores se hiciese más incierta (muy alta o muy baja), sino porque aumentó la posibilidad de desempleo de las economías domésticas.

Siguiendo el método de Carlson-Parkin las varianzas de  $mE$  y de  $mU$  se pueden calcular como hacíamos anteriormente con el riesgo de caída de la renta ( $sY$ ). Así,  $sE$  (multiplicado por 1000) refleja la varianza de la tasa esperada de desempleo  $mE$  y  $sU$  (multiplicado por 1000), la varianza de la tasa esperada de solicitudes de empleo. El Gráfico 4.3 muestra las variaciones de  $sE$  y el Gráfico 4.4 muestra  $sU$ .

Los Cuadros 5 y 6 muestran los resultados de la estimación de las funciones de la tasa de ahorro incluyendo  $sE$  o  $sU$  desde 1986:1 a 1998:1. De acuerdo con el Cuadro 5,  $sE$  no guarda una correlación significativamente positiva con la tasa

<sup>7</sup> También se ha confirmado que los coeficientes de  $mE$  o  $mU$  son significativamente positivos en las estimaciones que excluyen las variables fondo en todos los casos.

CUADRO 5.1

**ESTIMACIÓN DE LA FUNCIÓN DE LA TASA DE AHORRO  
UTILIZANDO MCO  
VARIABLE DEPENDIENTE: TASA DE AHORRO**

Período	1986:1-1998:1				1986:1-1998:1				1986:1-1998:1			
	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4
Muestra												
Término independiente.....	0,827 (8,923)	0,822 (8,853)	0,823 (8,860)	0,823 (8,892)	0,847 (9,943)	0,837 (8,420)	0,838 (8,311)	0,841 (8,125)	0,827 (9,102)	0,822 (8,740)	0,824 (8,753)	0,821 (8,780)
1/Y .....	-2,501 (-8,615)	-2,501 (-8,576)	-2,501 (-8,573)	-2,499 (-8,606)	-2,448 (-9,118)	-2,476 (-8,011)	-2,452 (-7,856)	-2,436 (-7,710)	-2,500 (-8,421)	-2,493 (-8,330)	-2,498 (-8,360)	-2,509 (-8,586)
mE.....	0,019 (5,793)	0,020 (5,921)	0,020 (5,825)	0,020 (5,835)					0,019 (3,394)	0,020 (5,228)	0,020 (5,747)	0,020 (6,468)
sE.....					0,00212 (2,930)	0,00008 (0,671)	-0,00003 (-0,132)	-0,00019 (-0,679)	0,00010 (0,111)	-0,00003 (-0,295)	-0,00002 (-0,149)	0,00009 (0,345)
(FA-L)/Y .....	-0,0047 (-4,350)	-0,0045 (-4,168)	-0,0045 (-4,208)	-0,0045 (-4,232)	-0,0066 (-5,898)	-0,0043 (-2,937)	-0,0046 (-3,106)	-0,0049 (-3,221)	-0,0048 (-4,565)	-0,0046 (-3,729)	-0,0046 (-3,642)	-0,0044 (-3,302)
DUM1 .....	0,032 (1,938)	0,033 (1,979)	0,033 (1,964)	0,033 (1,975)	0,030 (2,221)	0,035 (2,143)	0,035 (2,089)	0,034 (1,987)	0,032 (1,978)	0,033 (1,947)	0,033 (1,926)	0,033 (1,969)
DUM2 .....	0,012 (0,840)	0,013 (0,884)	0,013 (0,875)	0,013 (0,880)	0,009 (0,703)	0,012 (0,829)	0,012 (0,813)	0,012 (0,773)	0,012 (0,856)	0,013 (0,874)	0,013 (0,858)	0,013 (0,882)
DUM3 .....	-0,002 (-0,046)	0,000 (0,004)	-0,000 (-0,007)	-0,000 (-0,005)	-0,011 (-0,367)	0,002 (0,045)	0,002 (0,047)	0,001 (0,035)	-0,002 (-0,065)	0,000 (0,006)	-0,000 (-0,010)	0,000 (0,001)
Los paréntesis anteriores indican los valores t utilizando la covarianza consistente de White												
R <sup>2</sup> ajustado .....	0,988	0,988	0,988	0,988	0,984	0,981	0,981	0,981	0,988	0,988	0,988	0,988
DW .....	2,443	2,460	2,453	2,458	1,733	1,594	1,566	1,578	2,429	2,459	2,449	2,474

de ahorro<sup>8</sup>. Hallamos también que los coeficientes de  $sU$  no son significativamente positivos en los Cuadros 6<sup>9</sup>. Por lo tanto, se concluye que el aumento de la tasa de ahorro de Japón en los años noventa no viene explicado por las varian-

zas de los indicadores de la situación laboral calculados por el método Carlson-Parkin.

**Superioridad de la hipótesis del mercado laboral frente a la de la renta**

Los resultados que acabamos de obtener sugieren que la hipótesis de que se ahorra como precaución ante el riesgo de quedarse desempleado es válida en Japón, para finales de los años noventa. Necesitamos, contrastar si, en efecto, estos resultados son realmente significativos.

<sup>8</sup> Únicamente en el caso 1 el coeficiente de  $sE$  es significativamente positivo en la regresión que excluye  $mE$ , pero el coeficiente de  $sE$  no es significativamente positivo en la regresión que incluye tanto  $sE$  como  $mE$  en el caso 1, por lo que concluimos que  $sE$  no tiene correlación con la tasa de ahorro incluso en el caso 1.

<sup>9</sup> Aunque el coeficiente de  $sU$  es significativamente positivo en la regresión que excluye  $mU$ , concluimos que  $sU$  no tiene correlación con la tasa de ahorro incluso en el caso 1, como en la nota al margen anterior.

CUADRO 5.2

**ESTIMACIÓN DE LA FUNCIÓN DE LA TASA DE AHORRO  
UTILIZANDO MCO  
VARIABLE DEPENDIENTE: TASA DE AHORRO**

Período	1986:1-1998:1				1986:1-1998:1				1986:1-1998:1			
	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4
Muestra												
Término independiente.....	0,796 (8,912)	0,799 (8,965)	0,798 (8,945)	0,798 (8,977)	0,681 (7,880)	0,691 (7,199)	0,688 (7,030)	0,695 (6,858)	0,774 (7,329)	0,800 (8,844)	0,799 (8,711)	0,795 (8,653)
1/Y .....	-2,422 (-8,997)	-2,440 (-9,060)	-2,437 (-9,039)	-2,436 (-9,083)	-2,038 (-7,455)	-2,115 (-7,134)	-2,095 (-7,116)	-2,094 (-7,071)	-2,348 (-7,309)	-2,437 (-8,890)	-2,437 (-8,923)	-2,442 (-9,111)
mE.....	0,018 (5,095)	0,019 (5,245)	0,019 (5,129)	0,019 (5,133)					0,015 (1,912)	0,019 (4,518)	0,019 (4,886)	0,019 (5,693)
sE.....					0,00231 (3,867)	0,00007 (0,551)	0,00003 (0,136)	-0,00008 (-0,280)	0,00059 (0,498)	-0,00003 (-0,259)	-0,00002 (-0,090)	0,00009 (0,362)
FA/Y .....	-0,0045 (-4,259)	-0,0044 (-4,126)	-0,0044 (-4,149)	-0,0044 (-4,168)	-0,0059 (-5,945)	-0,0036 (-2,570)	-0,0037 (-2,520)	-0,0040 (-2,560)	-0,0049 (-4,812)	-0,0045 (-3,599)	-0,0044 (-3,435)	-0,0042 (-3,114)
L/Y.....	0,0054 (2,796)	0,0050 (2,569)	0,0051 (2,620)	0,0051 (2,629)	0,0106 (5,919)	0,0077 (3,606)	0,0079 (3,790)	0,0080 (3,801)	0,0066 (2,639)	0,0051 (2,538)	0,0051 (2,580)	0,0050 (2,460)
DUM1 .....	0,037 (2,265)	0,037 (2,240)	0,037 (2,238)	0,037 (2,247)	0,057 (3,776)	0,059 (3,635)	0,059 (3,548)	0,058 (3,357)	0,041 (2,097)	0,037 (2,179)	0,037 (2,148)	0,038 (2,198)
DUM2 .....	0,017 (1,149)	0,016 (1,129)	0,016 (1,132)	0,016 (1,136)	0,032 (2,381)	0,033 (2,222)	0,033 (2,183)	0,032 (2,062)	0,019 (1,166)	0,016 (1,098)	0,016 (1,086)	0,017 (1,125)
DUM3 .....	0,010 (0,289)	0,009 (0,261)	0,009 (0,265)	0,009 (0,266)	0,047 (1,496)	0,054 (1,511)	0,055 (1,512)	0,053 (1,411)	0,016 (0,420)	0,008 (0,243)	0,008 (0,247)	0,010 (0,285)

Los paréntesis anteriores indican los valores *t* utilizando la covarianza consistente de White

R <sup>2</sup> ajustado .....	0,988	0,988	0,988	0,988	0,987	0,983	0,983	0,983	0,988	0,987	0,987	0,988
DW .....	2,512	2,510	2,507	2,511	2,295	2,060	2,045	2,031	2,488	2,506	2,503	2,533

Para empezar, examinamos la significatividad del coeficiente de riesgo de desempleo (*mE* o *mU*) comparado con el riesgo de renta (*sY*). Introducimos la estimación de las funciones de la tasa de ahorro incluyendo *sY*, así como *mE* o *mU* como variables dependientes. De acuerdo con el Gráfico 7, en el que se recogen los resultados de 1986 a 1998, los coeficientes del indicador de riesgo de desempleo (*mE* o *mU*) son significativamente positivos en todos los casos. Por el contrario, los coeficientes de *sY* no son significativamente positivos (excepto únicamente en el caso 4

con *mU* y *sY*). Los resultados indican que el aumento de la tasa de ahorro de las economías domésticas en los años noventa está, efectivamente, explicado por el riesgo de desempleo, más que por el riesgo de variación de los ingresos de las familias.

Seguidamente, utilizando el método Carlson-Parkin, a partir de los datos de la Encuesta de Confianza del Consumidor, podemos calcular una tasa de crecimiento esperada de la renta disponible real de las economías domésticas (que denominaremos *mY*). La expresión *mY* representa la media entre economías

CUADRO 6.1

**ESTIMACIÓN DE LA FUNCIÓN DE LA TASA DE AHORRO  
UTILIZANDO MCO  
VARIABLE DEPENDIENTE: TASA DE AHORRO**

Período	1986:1-1998:1				1986:1-1998:1				1986:1-1998:1			
	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4
Muestra												
Término independiente.....	0,686 (7,246)	0,682 (7,177)	0,681 (7,191)	0,682 (7,202)	0,847 (9,943)	0,830 (8,716)	0,835 (8,334)	0,843 (7,928)	0,707 (8,151)	0,681 (7,151)	0,682 (7,011)	0,683 (6,836)
1/Y .....	-2,126 (-7,154)	-2,126 (-7,138)	-2,124 (-7,143)	-2,126 (-7,151)	-2,448 (-9,118)	-2,493 (-8,400)	-2,465 (-7,977)	-2,408 (-7,514)	-2,162 (-7,694)	-2,121 (-7,018)	-2,119 (-7,025)	-2,124 (-7,056)
mU .....	0,016 (6,289)	0,015 (6,290)	0,015 (6,259)	0,015 (6,222)					0,014 (4,141)	0,015 (5,255)	0,016 (5,986)	0,015 (6,083)
sU .....					0,0011 (2,930)	0,0002 (1,237)	0,0001 (0,267)	-0,0002 (-0,777)	0,00041 (1,057)	-0,00001 (-0,075)	-0,00003 (-0,141)	-0,00002 (-0,057)
(FA-L)/Y .....	-0,0035 (-3,287)	-0,0033 (-3,063)	-0,0033 (-3,075)	-0,0033 (-3,083)	-0,0066 (-5,898)	-0,0038 (-2,445)	-0,0043 (-2,498)	-0,0053 (-2,920)	-0,0044 (-4,302)	-0,0033 (-2,485)	-0,0034 (-2,246)	-0,0034 (-1,926)
DUM1 .....	0,055 (3,290)	0,056 (3,327)	0,056 (3,335)	0,056 (3,329)	0,030 (2,221)	0,036 (2,330)	0,035 (2,137)	0,034 (1,907)	0,051 (3,366)	0,056 (3,321)	0,056 (3,212)	0,056 (3,126)
DUM2 .....	0,031 (2,117)	0,032 (2,158)	0,032 (2,161)	0,032 (2,153)	0,009 (0,703)	0,013 (0,939)	0,013 (0,847)	0,012 (0,757)	0,028 (2,079)	0,032 (2,168)	0,032 (2,097)	0,032 (2,049)
DUM3 .....	0,044 (1,262)	0,046 (1,309)	0,046 (1,312)	0,045 (1,304)	-0,011 (-0,367)	0,003 (0,096)	0,003 (0,070)	0,002 (0,040)	0,034 (1,094)	0,046 (1,313)	0,046 (1,279)	0,045 (1,255)
Los paréntesis anteriores indican los valores <i>t</i> utilizando la covarianza consistente de White												
R <sup>2</sup> ajustado .....	0,988	0,988	0,988	0,988	0,984	0,982	0,981	0,981	0,988	0,988	0,988	0,988
DW .....	2,542	2,550	2,540	2,535	1,733	1,648	1,572	1,592	2,460	2,550	2,539	2,534

domésticas de la tasa esperada de crecimiento de la renta real disponible. En el Gráfico 5 se representa la tendencia de  $mY$ . Según la hipótesis de la renta permanente y del ciclo de vida, la economía doméstica debería aumentar el consumo corriente (y disminuir el ahorro) ante aumentos de  $mY$ .

Tratamos de estimar la función de ahorro incluyendo  $mY$  así como  $mE$  o  $mU$ <sup>10</sup>. Aplicamos también los test de raíz uni-

taria de  $mY$ . Los resultados que aparecen en el Cuadro 2 sugieren que estas series no tienen raíz unitaria. Los resultados de la estimación en el período de muestra (1986:1-1998:1) vienen dados en el Cuadro 8. Los coeficientes de  $mE$ ,  $mU$  y el ratio de activos netos a renta disponible son siempre significativos en el Cuadro 8, mientras que, por el contrario, los coeficientes de  $mY$  son negativos pero no significativos. Los resultados que aparecen en el Cuadro 8 implican, de esta forma, que el aumento de la tasa de ahorro de las economías domésticas en los años noventa viene explicado por la hipótesis del mercado laboral más que por la de la renta real disponible.

<sup>10</sup> HORIOKA, IHARA, OCHIDA y NAMBU (1992) utilizan el valor real y no el esperado de la renta real disponible como una variable independiente al estimar las funciones de la tasa de ahorro, obteniendo el resultado de que el coeficiente del valor real de la renta real disponible no es significativo utilizando datos de las cuentas nacionales desde 1956 a 1989.

CUADRO 6.2

**ESTIMACIÓN DE LA FUNCIÓN DE LA TASA DE AHORRO  
UTILIZANDO MCO  
VARIABLE DEPENDIENTE: TASA DE AHORRO**

Período	1986:1-1998:1				1986:1-1998:1				1986:1-1998:1			
	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4
Término independiente.....	0,760 (8,798)	0,765 (8,933)	0,764 (8,950)	0,763 (8,903)	0,681 (7,880)	0,690 (7,306)	0,683 (6,857)	0,698 (6,605)	0,764 (8,095)	0,769 (8,769)	0,774 (8,431)	0,766 (8,229)
1/Y .....	-2,322 (-8,829)	-2,350 (-9,014)	-2,347 (-9,025)	-2,343 (-8,987)	-2,038 (-7,455)	-2,143 (-7,406)	-2,102 (-7,192)	-2,085 (-7,010)	-2,335 (-8,071)	-2,342 (-8,869)	-2,347 (-8,858)	-2,339 (-8,855)
mU .....	0,021 (6,621)	0,021 (6,683)	0,022 (6,759)	0,022 (6,697)					0,022 (3,308)	0,023 (5,521)	0,022 (6,195)	0,021 (6,660)
sU .....					0,0012 (3,867)	0,0001 (1,057)	0,0001 (0,389)	-0,0001 (-0,337)	-0,0001 (-0,137)	-0,0001 (-0,508)	-0,0001 (-0,524)	-0,0001 (-0,195)
FA/Y .....	-0,0038 (-3,676)	-0,0035 (-3,390)	-0,0035 (-3,406)	-0,0036 (-3,404)	-0,0059 (-5,945)	-0,0032 (-2,089)	-0,0035 (-1,942)	-0,0042 (-2,146)	-0,0037 (-3,096)	-0,0038 (-2,889)	-0,0039 (-2,658)	-0,0037 (-2,222)
L/Y .....	0,0003 (0,136)	-0,0005 (-0,222)	-0,0005 (-0,223)	-0,0004 (-0,171)	0,0106 (5,919)	0,0072 (3,200)	0,0077 (3,395)	0,0082 (3,586)	-0,0002 (-0,052)	-0,0007 (-0,278)	-0,0005 (-0,215)	-0,0003 (-0,111)
DUM1 .....	0,042 (2,717)	0,041 (2,698)	0,041 (2,702)	0,041 (2,709)	0,057 (3,776)	0,059 (3,677)	0,060 (3,502)	0,057 (3,180)	0,041 (2,425)	0,040 (2,512)	0,039 (2,351)	0,040 (2,423)
DUM2 .....	0,021 (1,504)	0,020 (1,483)	0,020 (1,485)	0,020 (1,492)	0,032 (2,381)	0,033 (2,268)	0,034 (2,196)	0,032 (1,977)	0,020 (1,363)	0,019 (1,384)	0,019 (1,282)	0,020 (1,354)
DUM3 .....	0,014 (0,433)	0,012 (0,375)	0,012 (0,378)	0,012 (0,396)	0,047 (1,496)	0,053 (1,532)	0,056 (1,535)	0,052 (1,352)	0,012 (0,359)	0,010 (0,301)	0,008 (0,251)	0,011 (0,343)

Los paréntesis anteriores indican los valores *t* utilizando la covarianza consistente de White

R <sup>2</sup> ajustado .....	0,989	0,989	0,989	0,989	0,987	0,983	0,983	0,983	0,989	0,989	0,989	0,989
DW .....	2,403	2,407	2,392	2,391	2,295	2,104	2,058	2,032	2,405	2,394	2,383	2,386

Resumamos, finalmente, los resultados anteriores: la hipótesis de que el ahorro se efectúa como protección ante el mayor riesgo de desempleo está confirmada durante todo el período de la muestra (de 1976 a 1998) como en estudios anteriores. Por el contrario, la hipótesis del ahorro como precaución ante variaciones de la renta, no es significativamente positiva durante los últimos años de la muestra, por lo que concluimos que el aumento de la tasa de ahorro de las econo-

mías domésticas de Japón en los años noventa no viene explicado por el motivo de ahorro por precaución ante variaciones en los ingresos.

Por el contrario, hallamos que el aumento de la tasa de ahorro en los noventa viene explicado por la hipótesis de ahorro por precaución ante el riesgo de quedarse desempleado, medido éste por el ratio de solicitudes de empleo. Hemos estimado la regresión de la tasa de ahorro ante este riesgo de des-

CUADRO 7  
ESTIMACIÓN DE LA FUNCIÓN DE LA TASA DE AHORRO  
UTILIZANDO MCO  
VARIABLE DEPENDIENTE: TASA DE AHORRO

Período	1986:1-1998:1				1986:1-1998:1			
	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4
Término independiente .....	0,830 (8,753)	0,826 (8,973)	0,831 (10,176)	0,832 (8,539)	0,683 (7,012)	0,685 (7,245)	0,711 (8,602)	0,719 (7,081)
1/Y .....	-2,450 (-8,423)	-2,502 (-8,658)	-2,513 (-9,251)	-2,503 (-8,402)	-2,133 (-7,122)	-2,125 (-7,211)	-2,179 (-8,214)	-2,176 (-7,036)
mE .....	0,019 (5,720)	0,019 (5,864)	0,019 (4,641)	0,018 (3,976)				
mU .....					0,016 (6,117)	0,016 (6,438)	0,015 (5,771)	0,014 (5,124)
sY .....	-0,043 (-1,309)	0,012 (1,194)	0,010 (0,399)	0,019 (0,552)	0,009 (0,288)	0,017 (1,708)	0,034 (1,653)	0,055 (2,095)
(FA-L)/Y .....	-0,0046 (-4,289)	-0,0048 (-4,397)	-0,0049 (-4,860)	-0,0051 (-3,325)	-0,0035 (-3,263)	-0,0038 (-3,329)	-0,0045 (-4,429)	-0,0051 (-3,476)
DUM1 .....	0,030 (1,753)	0,033 (1,986)	0,032 (2,104)	0,032 (1,833)	0,056 (3,198)	0,056 (3,343)	0,052 (3,502)	0,051 (2,774)
DUM2 .....	0,010 (0,654)	0,013 (0,886)	0,012 (0,895)	0,012 (0,797)	0,032 (2,073)	0,032 (2,185)	0,029 (2,191)	0,028 (1,772)
DUM3 .....	0,003 (0,095)	-0,002 (-0,068)	-0,004 (-0,124)	-0,005 (-0,123)	0,043 (1,240)	0,043 (1,242)	0,032 (1,095)	0,028 (0,737)
Los paréntesis anteriores indican los valores <i>t</i> utilizando la varianza consistente de White								
R <sup>2</sup> ajustado .....	0,988	0,988	0,988	0,988	0,988	0,989	0,989	0,989
DW .....	2,530	2,513	2,441	2,468	2,540	2,664	2,593	2,688

empleo y confirmamos que la correlación entre la tasa de ahorro y el riesgo de desempleo es significativamente positiva durante los últimos años (desde 1986), por lo que se acepta esta hipótesis.

Esta conclusión significa lo siguiente: la tasa de ahorro aumentó no porque la renta futura de los trabajadores se hiciera más incierta (muy alta o muy baja), sino porque aumentó la probabilidad de que las economías domésticas sufrieran el desempleo. Basándonos en la hipótesis de ahorro por motivo de pre-

caución, una mayor incertidumbre (riesgo) en lo referente al empleo futuro fomenta el ahorro por precaución. Concretamente, muchas economías domésticas asocian un empeoramiento de la situación del mercado laboral, como el aumento de la tasa de desempleo y el deterioro en la cobertura de solicitudes de empleo, con un aumento del riesgo de quedarse desempleados e incrementan, por precaución, su tasa de ahorro.

A nivel macroeconómico, la tasa de ahorro media de las economías domésticas de los trabajadores siguió una senda

CUADRO 8  
ESTIMACIÓN DE LA FUNCIÓN DE LA TASA DE AHORRO  
UTILIZANDO MCO  
VARIABLE DEPENDIENTE: TASA DE AHORRO

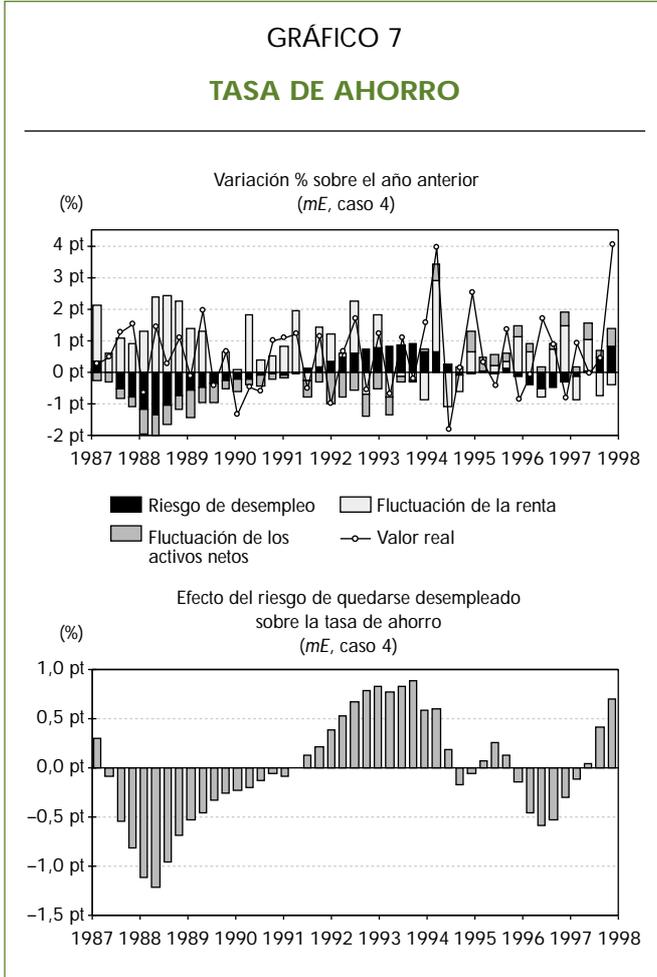
Período	1986:1-1998:1				1986:1-1998:1			
	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4
Muestra								
Término independiente .....	0,860 (8,637)	0,857 (9,069)	0,862 (9,129)	0,861 (8,957)	0,744 (7,028)	0,743 (7,493)	0,749 (7,626)	0,750 (7,483)
1/Y .....	-2,552 (-8,502)	-2,552 (-8,767)	-2,564 (-8,811)	-2,563 (-8,719)	-2,249 (-7,181)	-2,253 (-7,537)	-2,267 (-7,656)	-2,269 (-7,553)
mY .....	-0,128 (-1,533)	-0,145 (-1,778)	-0,145 (-1,767)	-0,140 (-1,726)	-0,112 (-1,354)	-0,128 (-1,576)	-0,134 (-1,628)	-0,133 (-1,625)
mE .....	0,015 (3,072)	0,015 (3,180)	0,015 (3,133)	0,015 (3,216)				
mU .....					0,012 (3,581)	0,012 (3,619)	0,012 (3,622)	0,012 (3,654)
(FA-L)/Y .....	-0,0053 (-4,383)	-0,0051 (-4,500)	-0,0052 (-4,584)	-0,0052 (-4,487)	-0,0043 (-3,334)	-0,0041 (-3,408)	-0,0042 (-3,480)	-0,0042 (-3,419)
DUM1 .....	0,027 (1,545)	0,028 (1,629)	0,027 (1,585)	0,027 (1,567)	0,046 (2,462)	0,046 (2,615)	0,045 (2,587)	0,045 (2,528)
DUM2 .....	0,008 (0,506)	0,008 (0,550)	0,007 (0,505)	0,008 (0,503)	0,024 (1,442)	0,024 (1,541)	0,023 (1,505)	0,023 (1,464)
DUM3 .....	-0,012 (-0,325)	-0,011 (-0,314)	-0,013 (-0,365)	-0,012 (-0,353)	0,025 (0,669)	0,026 (0,726)	0,024 (0,676)	0,024 (0,653)
Los paréntesis anteriores indican los valores t utilizando la varianza consistente de White								
R <sup>2</sup> ajustado .....	0,988	0,988	0,988	0,988	0,988	0,989	0,989	0,988
DW .....	2,356	2,366	2,353	2,361	2,458	2,460	2,448	2,447

alcista desde mediados de los ochenta como se muestra en el Gráfico 6. El empleo, por su parte, mejoró a finales de los ochenta pero se deterioró en los noventa, así como el riesgo de quedarse desempleado (Gráficos 4.1 y 4.2) lo que viene a recalcar también la correlación entre la tasa de ahorro de las economías domésticas y el riesgo de quedarse desempleado.

Ahora bien, el aumento de la tasa de ahorro de las economías domésticas en los años noventa no viene sólo expli-

cado por esta precaución ante la posibilidad de quedarse desempleado. De acuerdo con los resultados de la estimación de la ecuación [2], los activos netos (en proporción a la renta familiar) explicados por la hipótesis de renta permanente/ciclo de vida tienen también una correlación significativa con la tasa de ahorro. Estas pruebas sugieren que tanto la hipótesis de renta permanente/ciclo de vida, como la hipótesis de ahorro por precaución, se ven confirmadas en los últimos años.

GRÁFICO 7  
TASA DE AHORRO



### 3. Efectos sobre el ahorro del riesgo de quedarse desempleado

#### Efectos sobre la tasa de ahorro

En el apartado anterior hemos confirmado que el aumento de la tasa de ahorro de las economías domésticas de Japón en los años noventa viene explicado por la precaución ante el riesgo de quedarse desempleado (*mE* o *mU*). Este epígrafe analiza cuantitativamente esta relación. Para ello se emplean los estimadores de los coeficientes que incluyen sólo *mE* o *mU* y que figuran en los Cuadros 5 y 6.

Se emplean las ecuaciones que ya han sido utilizadas en el apartado anterior:

$$\frac{S_t}{Y_t} = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{Y_t} + \beta_2 X_t + \beta_6 \frac{FA_{t-1} - L_{t-1}}{Y_t} + \beta_3 DUM1_t + \beta_4 DUM2_t + \beta_5 DUM3_t + \varepsilon_t \quad [4-1]$$

$$\frac{S_t}{Y_t} = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{Y_t} + \beta_2 X_t + \beta_7 \frac{FA_{t-1}}{Y_t} + \beta_8 \frac{L_{t-1}}{Y_t} + \beta_3 DUM1_t + \beta_4 DUM2_t + \beta_5 DUM3_t + \varepsilon_t \quad [4-2]$$

siendo  $X_t = mE_t$  o  $mU_t$

Sólo comentaremos los resultados del caso 4, puesto que el resto de resultados son casi idénticos.

Antes de analizar los efectos, debería comprobarse la validez de la especificación de la función de la tasa de ahorro, ecuación [4-1] ó [4-2]. Para ello, se lleva a cabo el test de la hipótesis nula  $\beta_7 = -\beta_8$  en la ecuación [4-2]. Los resultados del test *F* figuran en el Cuadro 4. La ecuación [4-1] es válida para la especificación de la función de la tasa de ahorro que incluye *mE* o *mU* en todos los casos, porque no puede rechazarse la hipótesis nula para un nivel de significatividad del 5 por 100.

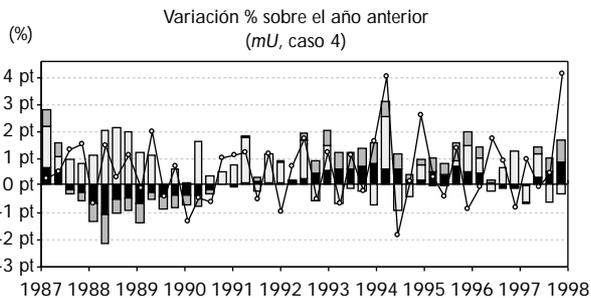
En los Gráficos 7 (utilizando *mE*) y 8 (utilizando *mU*) se dibuja la descomposición básica de un cambio de la tasa de ahorro con respecto al año anterior utilizando los estimadores de los coeficientes de la ecuación [4-1] que figuran en los Cuadros 5.1 y 6.1. En los gráficos inferiores de los Gráficos 7 y 8 se toma sólo la contribución del riesgo de desempleo a la tasa de ahorro en términos absolutos. Estos gráficos indican que la tasa de ahorro aumenta con el riesgo de desempleo, durante los períodos de deterioro de la situación laboral. Así, de 1992 a 1994 y en 1997, el mayor riesgo de desempleo hizo que la tasa de ahorro subiera aproximadamente un punto porcentual.

#### Efecto sobre el ahorro total y sobre el PIB

Utilizando los mismos resultados de la estimación, este apartado examina las variaciones, en términos nominales, del aho-

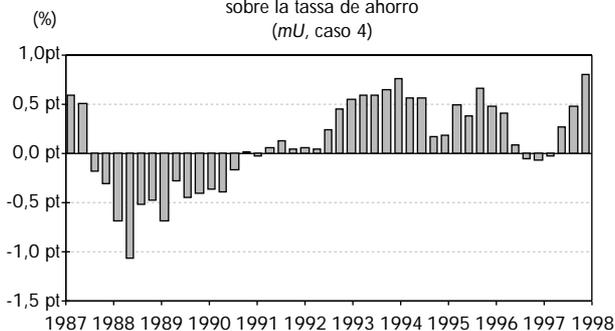
GRÁFICO 8

TASA DE AHORRO



■ Riesgo de desempleo    □ Fluctuación de la renta  
 ■ Fluctuación de los activos netos    —○— Valor real

Efecto del riesgo de quedarse desempleado sobre la tasa de ahorro (mU, caso 4)

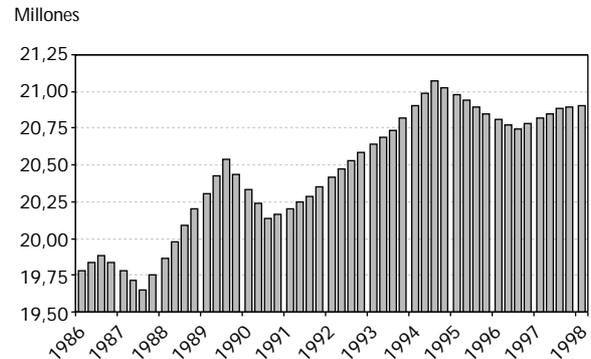


rrro agregado de las familias trabajadoras. Se emplean los estimadores de los coeficientes que aparecen en los Cuadros 5.1 y 6.1. Como los datos empleados en la regresión [4-1] son en términos de media, el ahorro nominal agregado es el producto del ahorro medio de las familias trabajadoras, multiplicado por el número total de familias trabajadoras, tal y como aparece en el Gráfico 9.

En el Gráfico 10 se presenta el ahorro nominal agregado calculado de la forma anterior entre 1986 y 1997. En el Gráfico 10 se ofrece el ahorro generado, como suma de los datos de cada año fiscal para así obviar la estacionalidad de los datos trimestrales empleados en este artículo. De acuerdo con el Gráfico 10,

GRÁFICO 9

NÚMERO DE ECONOMÍAS DOMÉSTICAS



el ahorro nominal agregado fue de aproximadamente 20 billones de yenes en el año fiscal 1986, para pasar después a aumentar, convirtiéndose en unos 35 billones de yenes en el año fiscal 1997.

A continuación, se estima el ahorro nominal agregado por motivo de precaución, empleando para ello los estimadores de los coeficientes  $\beta_2$  de la ecuación [4-1] que aparecen en los Gráficos 5.1 y 6.1. El ahorro agregado nominal por motivo de precaución se calcula como el producto del valor del indicador del riesgo de desempleo multiplicado por el estimador de  $\beta_2$  que multiplica, a su vez, al número total de familias trabajadoras. En el Gráfico 10 se representa el ahorro nominal por motivo de precaución ante el riesgo de desempleo (medido por  $mE$ ) según esta estimación. Sólo se muestra el caso 4, pero el resultado es casi igual en el resto de casos. El Gráfico 10 muestra que el ahorro agregado nominal por precaución ante el riesgo de desempleo ( $mE$ ) disminuyó a finales de los años ochenta, aumentó durante la mitad de los noventa y llegó a aproximadamente unos 4 billones de yenes a finales de 1990.

De forma similar, el ahorro nominal agregado por precaución con riesgo de desempleo,  $mU$ , basado en el anterior resultado de la estimación aparece en el Gráfico 11. Aunque sólo se ofrece el gráfico para el caso 4, se obtiene casi el mismo resultado en

GRÁFICO 10

**AHORRO TOTAL  
DE LAS ECONOMÍAS DOMÉSTICAS  
(*mE*, caso 4)**

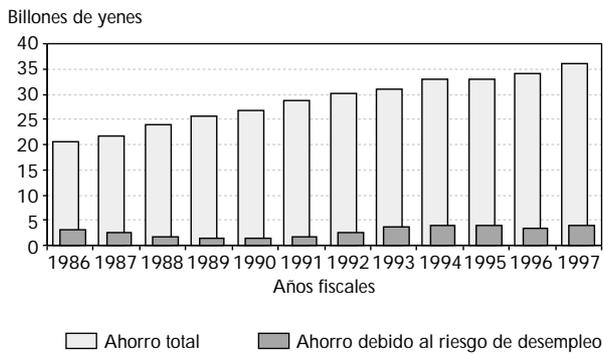
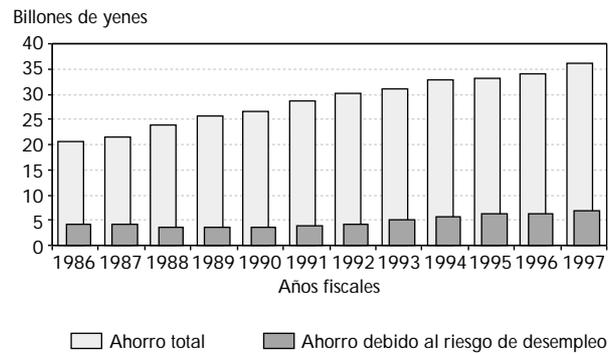


GRÁFICO 11

**AHORRO TOTAL  
DE LAS ECONOMÍAS DOMÉSTICAS  
(*mU*, caso 4)**



el resto de casos. El Gráfico 11 muestra que el ahorro nominal agregado por motivo de precaución (en términos de flujo) ante el riesgo de quedarse desempleado, *mU*, disminuyó a finales de los ochenta, aumentó durante la mitad de los años noventa y alcanzó aproximadamente unos 7 billones de yenes a finales de dicha década.

Examinemos el efecto del ahorro agregado por motivo de precaución ante el riesgo de quedarse desempleado entre las familias trabajadoras japonesas. Supongamos, por un momento, que en la economía japonesa no hubiera existido riesgo de quedarse desempleado. Si esto fuera así, el ahorro por precaución se hubiera dedicado a consumo, lo que hubiera representado aproximadamente entre 4 y 7 billones de yenes o entre el 1 y el 2 por 100 del PIB (aproximadamente 450-500 billones de yenes a finales de los noventa). En otras palabras, si se pudiese eliminar el riesgo de quedarse desempleado, el PIB hubiera crecido entre un 1 por 100 y un 2 por 100 más.

Examinemos el ahorro agregado por precaución con riesgo de desempleo en las economías domésticas. El ahorro nominal agregado (en términos de flujo) destinado a cubrir el riesgo de desempleo disminuyó a finales de los ochenta,

aumentó a mediados de los noventa y llegó a representar aproximadamente entre 4 y 7 billones de yenes a finales de los noventa. Esta magnitud equivale a aproximadamente al 1-2 por 100 del PIB japonés. Además, demostramos que la cuantía del ahorro destinado a cubrir este riesgo de desempleo en los noventa era igual a la de los ochenta.

Ahora bien, resulta excesivo suponer que no existe riesgo de quedarse desempleado. Más verosímil resultaría hacer el supuesto de que este riesgo fue igual en los noventa que en los años ochenta. La tasa media de desempleo en los ochenta (1980-1989) fue del 2,50 por 100 y la de los noventa (1990-1999) fue del 3,04 por 100. Con este supuesto, el riesgo de quedarse desempleado aumentaría aproximadamente en un 0,54 por 100, medido por la tasa de desempleo. A partir del resultado de la estimación del caso 4 en el Cuadro 6.1, el estimador de  $\beta_2$  0,01549 implica que la tasa de ahorro de las economías domésticas se reduce 1,549 puntos porcentuales por cada punto que aumenta el riesgo de quedarse desempleado (medido por *mU*). Por otra parte, la media de la renta nominal disponible agregada de las economías domésticas de los trabajadores fue de aproximadamente 119 billones de yenes en los años noventa. Suponiendo que la tasa de ahorro de las

economías domésticas aumentó 0,8365 puntos porcentuales ( $=0,01549 \times 0,54$ ) y que el ahorro por precaución con riesgo de desempleo llegó a ser aproximadamente 1 billón de yenes (0,8365 por 100 x 119=0,9954 billones de yenes) si se pudiera eliminar el riesgo de desempleo, los trabajadores japoneses retirarían su ahorro por motivo de precaución y aumentarían su consumo y, en ese caso, el PIB hubiera subido un 0,2-0,25 por 100 más.

#### 4. ¿Ahorro por precaución o, simplemente, ciclo vital?

Este apartado estudia si la relación entre el ahorro y el desempleo tiene que ver con el ahorro por motivo de precaución o simplemente se deriva de la teoría de la renta permanente y del ciclo vital. Consideramos que un aumento del riesgo de desempleo afecta al ahorro de las economías domésticas a través de los dos siguientes canales: en primer lugar, el riesgo de desempleo acrecienta la incertidumbre sobre el futuro, estimulando así el ahorro por precaución. En segundo lugar, un aumento del riesgo de desempleo reduce la renta permanente esperada, lo que hace disminuir el consumo corriente y aumentar el ahorro corriente. En este epígrafe realizamos los test necesarios para determinar si domina el primer canal o el segundo. El segundo canal se basa en la hipótesis de la renta permanente.

Para evaluar el segundo canal se lleva a cabo el siguiente test: consideramos que se estima la renta corriente (disponible) a partir de los indicadores laborales registrados en el pasado, como la tasa de desempleo o el ratio de solicitudes cubiertas de períodos anteriores.

Se estima un modelo vectorial autorregresivo (VAR) que incluye los indicadores del empleo y la renta disponible. Se aplica igualmente el test de causalidad de Granger. Se añade también en el modelo VAR el tipo de interés real, calculado como el tipo nominal a la vista menos la tasa de variación del Índice de Precios al Consumo, para así obtener un resultado más robusto. Además, se fija el período de la muestra del modelo VAR desde 1976:1 a 1998:1 para alcanzar suficientes gra-

dos de libertad<sup>11</sup>. Todas las variables utilizadas en la estimación están ajustadas estacionalmente.

En obras anteriores se han aplicado los test de causalidad de Granger utilizando el análisis VAR convencional y el modelo de corrección de errores (ECM). Uno de los defectos es que no se puede aplicar los test cuando el orden de integración de las variables son diferentes o cuando cualquier orden de integración es mayor que 2. Para evitarlo, empleamos el método de Toda y Yamamoto (1995). Una ventaja de este método es que puede aplicarse el test de causalidad de Granger cuando el orden de integración de las variables es diferente o cuando el orden de integración es mayor que 2.

El Cuadro 9 muestra los resultados de la estimación VAR Toda-Yamamoto. Estimamos el modelo VAR con tres variables: renta real disponible ( $Y$ ), tipo de interés real ( $R$ ) y un valor  $E$  calculado como el valor inverso del coeficiente de cobertura de solicitudes de empleo. A veces, en lugar de  $E$ , se introduce directamente la tasa de desempleo ( $U$ ).

La longitud del retraso seleccionado para el modelo VAR es de 7, siguiendo la metodología de Toda-Yamamoto (1995), cuando se incluye  $E$ , y de 4 cuando se incluye  $U$ . Se obtienen así los resultados (mostrados en el Cuadro 10) por medio del test de causalidad Granger basado en el test de Wald. El Cuadro 10 sugiere que no se puede rechazar al nivel 5 por 100 de significatividad la hipótesis nula de no causalidad de los indicadores de empleo sobre la renta real disponible, por lo que los indicadores de empleo no tienen una causación de tipo Granger sobre la renta real disponible.

Resumiendo, no podemos confirmar que la expectativa de un mayor nivel del riesgo de desempleo lleve a una reducción de la renta permanente, por lo que se concluye que el segundo canal (el de la renta permanente), no funcionó durante el período de la muestra. Como resultado, la relación entre la tasa de ahorro y

<sup>11</sup> Al aumentar el período de muestra, sustituimos los indicadores del riesgo de empleo ( $mE$  o  $mU$ ), que son valores esperados, por el valor real de la tasa de desempleo o la tasa de cobertura de solicitudes de empleo como variables proxy.

CUADRO 9  
ESTIMACIÓN DEL MODELO VAR

Período		1976:1-1998:1					
Variable dependiente	$Y_t$	$R_t$	$E_t$		$Y_t$	$R_t$	$U_t$
Término independiente .....	0,037 (0,005)	25,377 (2,474)	0,311 (0,465)	Término independiente .....	1.085,170 (1,364)	12,095 (1,366)	4,190 (3,312)
t .....	9,683 (0,707)	0,065 (2,432)	-0,001 (-0,799)	t .....	8,897 (2,780)	0,059 (1,646)	0,011 (2,085)
t <sup>2</sup> .....	0,018 (0,054)	-0,0004 (-1,987)	0,00003 (2,499)	t <sup>2</sup> .....	-0,065 (-3,904)	-0,0003 (-1,842)	0,0001 (2,704)
$Y_{t-1}$ .....	6,971 (10,916)	-0,002 (-1,861)	-0,0001 (-1,079)	$Y_{t-1}$ .....	-0,082 (-1,669)	-0,0004 (-0,745)	-0,0001 (-1,148)
$Y_{t-2}$ .....	0,032 (0,045)	-0,003 (-2,756)	-0,0002 (-2,410)	$Y_{t-2}$ .....	-0,049 (-1,039)	-0,001 (-1,747)	-0,0003 (-3,360)
$Y_{t-3}$ .....	12,354 (11,406)	0,002 (2,022)	-0,0001 (-1,012)	$Y_{t-3}$ .....	-0,055 (-1,165)	-0,0001 (-0,193)	-0,0003 (-4,615)
$Y_{t-4}$ .....	0,085 (1,732)	-0,002 (-2,664)	-0,00002 (-0,394)	$Y_{t-4}$ .....	0,951 (19,719)	-0,001 (-1,519)	-0,0003 (-3,695)
$Y_{t-5}$ .....	-0,002 (-0,016)	0,001 (0,986)	0,00006 (0,807)				
$Y_{t-6}$ .....	-0,212 (-2,096)	0,001 (1,341)	0,0002 (2,337)				
$Y_{t-7}$ .....	-0,065 (-0,624)	-0,003 (-2,723)	0,00004 (0,596)				
$R_{t-1}$ .....	-0,001 (-0,001)	0,759 (7,366)	0,001 (0,140)	$R_{t-1}$ .....	-29,967 (-3,188)	0,803 (7,674)	-0,023 (-1,512)
$R_{t-2}$ .....	15,199 (12,578)	-0,045 (-0,351)	0,012 (1,465)	$R_{t-2}$ .....	20,317 (1,748)	-0,049 (-0,380)	0,037 (1,978)
$R_{t-3}$ .....	-0,001 (-0,007)	-0,0002 (-0,002)	-0,012 (-1,431)	$R_{t-3}$ .....	-0,247 (-0,022)	0,072 (0,573)	-0,019 (-1,031)
$R_{t-4}$ .....	0,054 (0,562)	-0,121 (-0,920)	-0,007 (-0,804)	$R_{t-4}$ .....	-9,264 (-1,163)	-0,115 (-1,298)	0,006 (0,477)
$R_{t-5}$ .....	-8,393 (-0,692)	0,025 (0,192)	0,003 (0,356)				
$R_{t-6}$ .....	-14,835 (-1,273)	-0,007 (-0,059)	0,007 (0,827)				
$R_{t-7}$ .....	24,882 (2,983)	-0,126 (-1,385)	0,009 (1,543)				

CUADRO 9 (cont.)  
ESTIMACIÓN DEL MODELO VAR

Período	1976:1-1998:1						
Variable dependiente	$Y_t$	$R_t$	$E_t$		$Y_t$	$R_t$	$U_t$
$E_{t-1}$ .....	-1,990 (-0,629)	-1,518 (-0,917)	1,574 (14,590)	$U_{t-1}$ .....	-99,356 (-1,466)	-2,813 (-3,729)	0,710 (6,587)
$E_{t-2}$ .....	0,012 (0,018)	0,258 (0,085)	-0,815 (-4,125)	$U_{t-2}$ .....	-106,944 (-1,283)	2,052 (2,211)	0,018 (0,136)
$E_{t-3}$ .....	-0,021 (-0,968)	0,395 (0,162)	0,128 (0,805)	$U_{t-3}$ .....	92,263 (1,099)	-0,738 (-0,789)	-0,023 (-0,169)
$E_{t-4}$ .....	-25,902 (-0,172)	-1,170 (-0,714)	0,651 (6,090)	$U_{t-4}$ .....	53,687 (0,810)	0,392 (0,532)	0,048 (0,453)
$E_{t-5}$ .....	-129,171 (-0,787)	-1,239 (-0,694)	-1,211 (-10,41)				
$E_{t-6}$ .....	214,932 (0,926)	3,444 (1,366)	0,572 (3,482)				
$E_{t-7}$ .....	-126,738 (-0,834)	-2,822 (-1,710)	0,060 (0,561)				
Los paréntesis anteriores indican los valores $t$ utilizando la varianza consistente de White							
Log L.....		-416,843				-516,113	
$R^2$ ajustado.....	0,995	0,923	0,984		0,994	0,904	0,950
Fuente.....		VGSavD4.out				VGSavA3.out	

el riesgo de desempleo, confirmada en el epígrafe anterior, se explica principalmente por el primer canal residual basado en la hipótesis de ahorro por motivo de precaución.

## 5. Notas finales

Hemos analizado la razón por la que la tasa de ahorro de las economías domésticas japonesas aumentó en los años noventa. En este período, aumentaron la tasa de ahorro de las familias trabajadoras de Japón, así como la tasa de desempleo. Por su parte, la tasa de crecimiento de la renta disponible disminuyó a finales de los noventa. Estos datos podrían sugerir de forma

algo intuitiva que el aumento de la tasa de ahorro se debió a un mayor ahorro por motivo de precaución. Los primeros estudios al respecto, afirmaron que efectivamente, el motivo del mayor ahorro fue la precaución ante un mayor riesgo de caída de los ingresos. El mayor riesgo de variación de los ingresos (medida por una mayor varianza de la tasa de crecimiento esperada de los ingresos reales según el método Carlson-Parkin) deterioraría las expectativas de los trabajadores con respecto a la renta futura, aumentando así su ahorro por motivo de precaución.

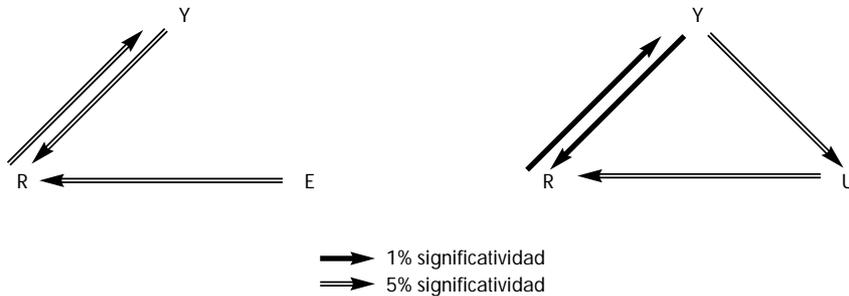
Nosotros volvemos a investigar estas pruebas y llegamos a la conclusión de que la correlación entre la tasa de ahorro y el riesgo de variación de los ingresos es significativamente posi-

CUADRO 10

TEST DE CAUSALIDAD DE GRANGER

Variable dependiente	Estadísticos de Wald			Variable dependiente	Estadísticos de Wald		
	Variables independientes				Variables independientes		
	Y	R	E		Y	R	U
Y <sub>t</sub> .....	—	17,642 (0,007)	10,218 (0,116)	Y <sub>t</sub> .....	—	10,221 (0,017)	7,680 (0,053)
R <sub>t</sub> .....	29,725 (0,000)	—	24,072 (0,001)	R <sub>t</sub> .....	10,072 (0,018)	—	14,731 (0,002)
E <sub>t</sub> .....	8,283 (0,218)	6,466 (0,373)	—	U <sub>t</sub> .....	62,632 (0,000)	4,230 (0,238)	—

Los paréntesis anteriores indican los valores p de la hipótesis: la variable independiente no tiene una causalidad de Granger sobre la variable dependiente



tiva durante todo el período de la muestra (de 1976 a 1998) pero no significativamente positiva después de 1986, excluyendo los dos choques petrolíferos, por lo que concluimos que el aumento de la tasa de ahorro en Japón en los años noventa no está completamente explicado por el motivo de ahorro por precaución ante el mayor riesgo de variación de los ingresos. Sin embargo, en nuestro test no se rechaza en absoluto el motivo de ahorro por precaución.

En este artículo reelaboramos los datos sobre el riesgo de empleo para explicar los cambios de la tasa de ahorro. Para medir el riesgo de quedarse desempleado, calculamos la media de la tasa de desempleo esperada (a veces se emplea también la cobertura esperada de las solicitudes de empleo) utilizando el método de

Carlson-Parkin. Estimamos la regresión de la tasa de ahorro sobre el riesgo de quedarse desempleado, y llegamos a la conclusión de que la correlación entre la tasa de ahorro y el riesgo de quedarse desempleado es significativamente positiva durante el período de la muestra (después de 1986). Por tanto, durante los años noventa, la tasa de ahorro de los trabajadores japoneses ha aumentado al aumentar el riesgo de quedarse desempleado. Especialmente, observamos que la tasa de ahorro de las economías domésticas aumentó al empeorar la situación del empleo a finales de los noventa. Esta conclusión significa lo siguiente: la tasa de ahorro aumentó no porque la renta futura de los empleados se hiciese más incierta (muy alta o muy baja), sino porque aumentó la probabilidad de que los trabajadores se quedaran sin trabajo.

Este artículo investiga también el volumen total de ahorro de precaución derivado de este riesgo laboral. Éste, disminuyó a finales de los ochenta, aumentó durante mediados de los noventa y llegó a representar aproximadamente entre 4 y 7 billones de yenes a finales de los noventa. Esta cantidad es aproximadamente un 1-2 por 100 del PIB de Japón. Además, demostramos que la cantidad de ahorro como precaución ante el riesgo de desempleo en los noventa fue igual a la de los años ochenta. Con esta situación, el ahorro por precaución derivado del riesgo de quedarse desempleado asciende a un billón de yenes, aproximadamente. Si se pudiese eliminar el riesgo de quedar desempleado, los trabajadores japoneses habrían dedicado a consumo este monto, y el PIB habría aumentado un 0,2-0,25 por 100 adicional.

### Referencias bibliográficas

- [1] BANK OF JAPAN RESEARCH AND STATISTICS DEPARTMENT (1998): «Recent Personal Consumption Trends», *Bank of Japan Monthly Bulletin*, junio, en japonés.
- [2] CARLSON, J. A. y PARKIN, M. (1975): «Inflation Expectation», *Economica*, volumen 42, páginas 123-138.
- [3] DOI, T. (2001): «Increase in Saving Rate and Precautionary Saving Motive in Japan», *ESRI Discussion Paper Series*, número 1, Economic and Social Research Institute, Cabinet Office, en japonés.
- [4] HAYASHI, F. (1992): «Explaining Japan's Saving: A Review of Recent Literature», *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*, volumen 10, número 2, páginas 63-78.
- [5] HAYASHI, F. (1997): *Understanding Saving*, MIT Press.
- [6] HORIOKA, C. Y. (1990): «Why Is Japan's Household Saving Rate so High? A Literature Survey», *Journal of the Japanese and International Economies*, volumen 4, páginas 49-92.
- [7] HORIOKA, C. Y.; IHARA, K.; OCHIDA, K. y NAMBU, K. (1992): «Japan's Saving Rate and Determining Factors», *Financial Review* (Ministry of Finance, Government of Japan), volumen 25, páginas 135-164, en japonés.
- [8] MERRIGAN, P. y NORMANDIN, M. (1996): «Precautionary Saving Motives: An Assessment from UK Time Series of Cross-sections», *Economic Journal*, volumen 106, páginas 1.193-1.208.
- [9] MUTO, H. (1999): *Economics of Sluggish Consumption*, Nihon Keizai Shimbun, Inc., en japonés.
- [10] NAKAGAWA, S. (1999): «Why Has Japan's Household Savings Rate Remained High Even During the 1990s?», *Bank of Japan Monthly Bulletin*, abril. Versión inglesa disponible en <http://www.boj.or.jp/en/ronbun/99/ron9907a.htm>
- [11] OGAWA, K. (1991): «Income Risk and Precautionary Saving», *Economic Review*, volumen 42, páginas 139-152, en japonés.
- [12] OGAWA, K.; KITASAKA, S.; WATANABE, T; MARUYAMA, T; YAMAOKA, H. e IWATA, Y. (1994): «Asset Markets and Business Fluctuations in Japan», *Economic Analysis*, número 136.
- [13] OGAWA, K. y KITASAKA, S. (1998): *Asset Markets and Business Fluctuations in Japan*, Nihon Keizai Shimbun, Inc., en japonés.
- [14] PHILLIPS, P. y PERRON, P. (1988): «Testing for a Unit Root in Time Series Regression», *Biometrika*, volumen 75, páginas 335-346.
- [15] TODA, H. Y. y YAMAMOTO, T. (1995): «Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes», *Journal of Econometrics*, volumen 66, páginas 225-250.
- [16] WHITE, H. (1980): «A Heteroskedasticity-consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity», *Econometrica*, volumen 48, páginas 817-838.



### ÚLTIMOS NÚMEROS PUBLICADOS

- Nº 87. España 2000. Un balance (Extraordinario).
- Nº 88. España y las nuevas tecnologías.
- Nº 89. El sistema bancario en el siglo XXI.
- Nº 90. Internacionalización de la Economía Española.
- Nº 91. España 2001. Un balance (Extraordinario).
- Nº 92. Un nuevo escenario para el turismo.
- Nº 93. ¿Crisis en el gobierno de las empresas?
- Nº 94. Empresa y publicidad.
- Nº 95. Economía de Madrid.
- Nº 96. España 2002. Un balance (Extraordinario).