

Renta, ahorro y distribución sectorial de la actividad económica: una perspectiva provincial

Andrés J. Marchante Mera
Bienvenido Ortega Aguaza
Universidad de Málaga

BIBLID [0213-7525 (1999); 54: 203-224]

PALABRAS CLAVE: Ahorro de las familias, Hipótesis del Ciclo Vital, Economía regional.

KEY WORDS: Personal savings, Life Cycle Hypothesis, Regional economy.

RESUMEN

El objetivo de la presente ponencia es analizar las desigualdades provinciales en la tasa de ahorro bruto de las familias. Para ello se ha tenido en cuenta que, no solo el nivel de Renta Familiar Bruta Disponible (RFBD) por habitante, sino también su composición según las distintas fuentes de renta, esto es, rentas salariales, excedente bruto de explotación y rentas de la propiedad y transferencias netas, podrían estar relacionados con la tasa de ahorro de las familias. Adicionalmente, se estudia si las diferencias existentes entre las estructuras productivas provinciales pueden estar relacionadas con diferencias en el ahorro agregado de las familias.

ABSTRACT

The aim of this paper is to analyze the spatial disparities (at NUTS III level) in the household savings rates. We include in our model the level of personal income and its composition in three income categories: wages and salaries, income from self-employment and unearned income and transfer payments. Additionally, we test the hypothesis that, all other factors held constant, spatial differences in the sectorial composition of economic activity might have an impact on aggregate saving rate.

1. INTRODUCCIÓN

Abundan los trabajos empíricos que muestran la existencia de amplias disparidades entre las propensiones medias al ahorro de las familias a nivel internacional y la ausencia entre éstas de convergencia en el tiempo (Edwards, 1996). Asimismo, tales discrepancias también se observan dentro de cada país individualmente considerado (Green y Hadjimatheou, 1990 y Marchante y Ortega, 1998). Obviamente, la disponibilidad de datos estadísticos ha limitado, y aún limita, este tipo de trabajos. Sin embargo, este déficit de información estadística ha cambiado recientemente. La publicación por el Instituto Nacional de Estadística (INE) de la *Cuenta de Renta de los Hogares en la Contabilidad Regional de España* (CRE), ha permitido apreciar las grandes diferencias que, durante la década que comienza en 1985, presentan las regiones españolas en sus niveles de ahorro por habitante y tasas de ahorro. Además, las estimaciones sobre consumo y ahorro bruto de las familias realizadas por el Banco Bilbao Vizcaya (BBV) y difundidas en sus dos últimas publicaciones de la *Renta Nacional de España y su distribución provincial* ponen de manifiesto que las disparidades mencionadas no se circunscriben al ámbito regional; también a nivel provincial pueden detectarse diferencias significativas.

A partir de las consideraciones anteriores, hemos creído útil adoptar una perspectiva espacial en el análisis empírico de los determinantes del ahorro agregado de las familias. La asunción de este enfoque es el primer aspecto novedoso del presente trabajo. En segundo lugar, la mayoría de los trabajos realizados para España ignoran el papel de la composición de la renta como determinante del ahorro agregado de las familias. En este sentido, en este trabajo, pretendemos analizar las desigualdades provinciales en el ahorro teniendo en cuenta que no sólo el nivel de renta familiar bruta disponible (RFBD) por habitante sino también su composición según tipos de ingresos (rentas salariales, excedente bruto de explotación y rentas de la propiedad, transferencias netas) podrían ser importantes determinantes del ahorro agregado de las familias. En tercer lugar, se trata de observar a partir de los datos provinciales, si diferencias en la importancia relativa de cada sector económico a nivel provincial están relacionados con divergencias en las tasas de ahorro de las familias. Este hecho, como se expone en el tercer epígrafe, podría derivar, en parte, de que las diferencias en los niveles de renta por habitante son resultado a su vez de la desigual distribución espacial de las actividades económicas; además, podría ser resultado de otros factores económicos, culturales y sociológicos que, en última instancia, contribuyan a explicar particularidades en el comportamiento ahorrador de los receptores de rentas según el sector económico de

donde éstas, mayoritariamente, procedan. En cualquiera de las dos situaciones comentadas, nuestra perspectiva no ignora, al menos parcialmente, la heterogeneidad de los consumidores ni los efectos de la composición y redistribución de la renta en la tasa de ahorro.

Aunque partimos en este trabajo de un marco analítico explícito, no se pretende la estimación de un modelo de ahorro determinado. Nuestro propósito es relacionar las tasas de ahorro provinciales con un conjunto de factores que, posiblemente, estén vinculados con el comportamiento del ahorro agregado de las familias. Esperamos con ello aportar algunas explicaciones plausibles de las desigualdades interprovinciales en las tasas de ahorro de las familias, no siendo, por lo tanto, el objetivo de este trabajo cuantificar los parámetros relevantes en las distintas especificaciones adoptadas. Se trata, pues, de llevar a cabo un análisis descriptivo, mediante el análisis de varianza y el cálculo de coeficientes de correlación simple y parcial, que permita señalar los factores que podrían explicar las disparidades espaciales en el ahorro de las familias y su persistencia en el tiempo. No se trata, por tanto, de inferir relaciones de causalidad estadística, sino de sugerir nuevas vías de investigación y de confirmar resultados de estudios previos.

El contenido de este trabajo es el siguiente. En el epígrafe 2 se muestran las divergencias existentes en las tasas de ahorro de las familias entre las Comunidades Autónomas (CC.AA) y se analizan sus fuentes de variación desde las perspectivas temporal y transversal. También se presentan los datos provinciales de renta, ahorro y tasa de ahorro y se describe la posición de cada provincia y CC.AA. respecto a la media nacional. A continuación, en el epígrafe 3, el modelo original de Modigliani y Brumberg (1954) se reformula para tomar en consideración la composición de la renta según lo sugerido por Kaldor (1956, 1960), Taylor (1971) y Feldstein (1982). También en el epígrafe 4, se amplía el modelo básico para, siguiendo el trabajo de Cook (1995), analizar el posible impacto que la composición sectorial del Valor Añadido Bruto (VAB) provincial pueda tener en el comportamiento del ahorro agregado de las familias. Por último, se exponen algunas consideraciones finales, epígrafe 5, y se detallan en el anexo las fuentes estadísticas de donde proceden los datos utilizados.

2. LA TASA DE AHORRO DE LAS FAMILIAS: LA PERSISTENCIA DE LAS DISPARIDADES REGIONALES

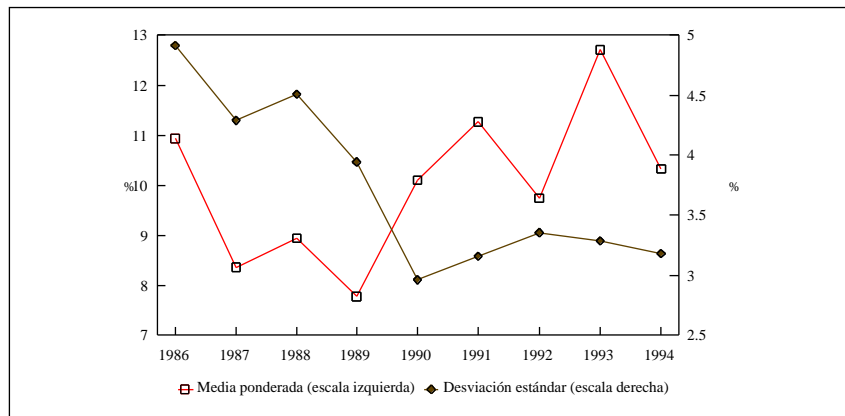
Las disparidades existentes en las tasas de ahorro bruto familiar entre las distintas provincias y CC.AA. españolas quedan patentes en la Tabla 1. Así,

como media de los años 1991 y 1993, a nivel provincial, los valores de la tasa de ahorro han oscilado desde un valor mínimo del 7,43% para Cádiz a un valor máximo de esta variable del 15,29% para Baleares. A nivel autonómico, también estas divergencias son manifiestas. La información proporcionada por el BBV muestra que la CC.AA. con una menor tasa de ahorro media en estos años ha sido Andalucía (8,17%) frente a Baleares, que es, como se ha indicado anteriormente, la que presenta una tasa mayor. Es importante señalar que en la columna (10) de la Tabla 1 se presenta la tasa de ahorro de las familias calculada a partir de la información proporcionada por la CRE del INE. Como puede observarse, las disimilitudes regionales en tasas de ahorro son aún mayores según estas estimaciones¹.

Utilizando la información proporcionada por CRE base 1986, se puede señalar que, en los años que considera su última serie publicada (1986-1994), no se detecta una tendencia clara orientada a la reducción de los diferenciales en las propensiones al ahorro de las CC.AA. españolas. Así, el Gráfico 1 parece apuntar que tras una reducción de las disparidades hasta 1990, este diferencial tiende a aumentar hasta el año 1992, último dato definitivo de la serie. Este hecho también se puede confirmar si se observa el Gráfico 2 en el que se muestra la evolución del diferencial en tasas de ahorro entre Andalucía y la media española. Así, como resultado de que el perfil temporal de ambas series es muy similar, no se aprecia en los años considerados una convergencia clara en sus niveles.

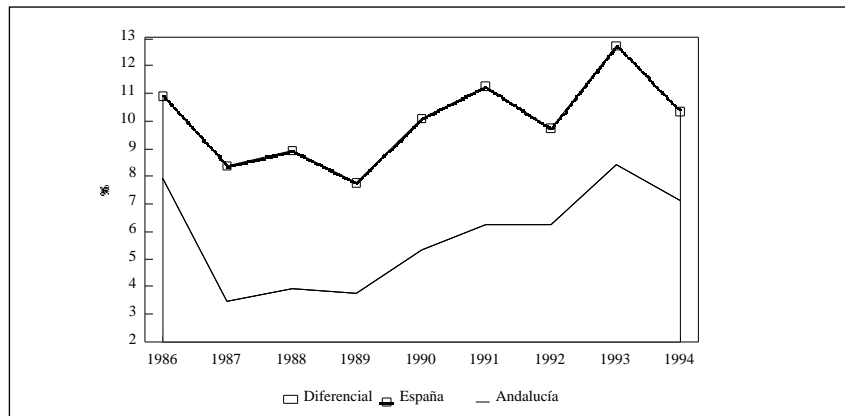
1. En concreto, el valor de la desviación estándar de las tasas de ahorro según el INE es de 3,07 mientras que dicho valor de acuerdo con la información del BBV es de 1,96. No obstante, el coeficiente de correlación entre ambas series es significativo y elevado (0,85). De hecho, los procedimientos utilizados para estimar el ahorro familiar en ambos casos son distintos. En la CRE, el *Ahorro Familiar Bruto* (AFB) se mide como la diferencia entre la RFBD y el *Consumo Final de los Hogares* (Consumo Privado Nacional); en cambio, el BBV procede a estimar directamente el *Ahorro Familiar Neto* (AFN) y el *Consumo de Capital Fijo* por provincias. Para el cálculo del AFN el BBV utiliza los datos de variación de los depósitos en instituciones financieras elaborados por el Banco de España y otros referentes a fondos de inversión de pensiones y vivienda cuya identificación con el AFN es manifiesta. De esta forma, al sumar al AFN el consumo de capital fijo se obtiene el AFB, que restado a su vez de la RFBD proporciona el agregado consumo privado nacional (BBV, 1995, pp. 17-18). En esta misma publicación se valoran los resultados en ella obtenidos y se comparan con los publicados en la CRE y en la Encuesta de Presupuestos Familiares 1990-1991 (BBV, 1995, p. 18).

GRÁFICO 1
EVOLUCIÓN DE LA MEDIA Y LA DISPERSIÓN DE LAS TASAS DE AHORRO BRUTO DE LAS FAMILIAS EN LAS CC.AA. ESPAÑOLAS



FUENTE: Contabilidad Regional de España, base 1986, serie 1986-94 del INE y elaboración propia.

GRÁFICO 2
EVOLUCIÓN DEL DIFERENCIAL EN LAS TASAS DE AHORRO BRUTO DE LAS FAMILIAS ENTRE ANDALUCÍA Y ESPAÑA



FUENTE: Contabilidad Regional de España, base 1986, serie 1986-94 del INE y elaboración propia.

TABLA 1
RENTA FAMILIAR BRUTA DISPONIBLE (RFB) Y AHORRO FAMILIAR BRUTO (AFB) Y TASAS DE AHORRO EN LAS PROVINCIAS Y CC.AA ESPAÑOLAS
(Valores medios para los años 1991 y 1993. Pesetas de 1992)

	ÍNDICE DE LA RFB POR HABITANTE			ÍNDICE DEL AFB POR HABITANTE			TASA DE AHORRO BRUTO DE LAS FAMILIAS				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
ALMERÍA	83.01	43		70.00	43		9.30	40			
CÁDIZ	75.56	48		50.92	50		7.43	50			
CÓRDOBA	79.10	46		60.45	46		8.42	45			
GRANADA	74.57	50		55.49	49		8.22	47			
HUELVA	83.43	41		64.92	44		8.54	44			
JAÉN	80.55	45		58.52	47		8.03	48			
MÁLAGA	83.15	42		62.62	45		8.32	46			
SEVILLA	77.71	47		56.06	48		7.99	49			
<i>ANDALUCÍA</i>	<i>79.05</i>		<i>16</i>	<i>58.48</i>		<i>17</i>	<i>8.17</i>		<i>17</i>	<i>7.33</i>	<i>17</i>
HUESCA	110.62	11		147.73	4		14.67	3			
TERUEL	110.80	10		134.92	8		13.44	7			
ZARAGOZA	109.84	12		129.48	11		13.02	11			
<i>ARAGÓN</i>	<i>110.09</i>		<i>7</i>	<i>133.32</i>		<i>5</i>	<i>13.36</i>		<i>6</i>	<i>16.57</i>	<i>3</i>
<i>ASTURIAS</i>	<i>97.97</i>	<i>26</i>	<i>11</i>	<i>100.20</i>	<i>23</i>	<i>11</i>	<i>11.30</i>	<i>24</i>	<i>11</i>	<i>15.55</i>	<i>6</i>
<i>BALEARES</i>	<i>135.37</i>	<i>2</i>	<i>1</i>	<i>187.25</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>15.29</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>15.27</i>	<i>8</i>
PALMAS (LAS)	90.22	34		113.24	17		13.89	6			
S.C. TENERIFE	92.58	31		111.33	19		13.32	9			
<i>CANARIAS</i>	<i>91.37</i>		<i>13</i>	<i>112.37</i>		<i>9</i>	<i>13.61</i>		<i>5</i>	<i>15.60</i>	<i>5</i>
<i>CANTABRIA</i>	<i>99.20</i>	<i>24</i>	<i>9</i>	<i>116.56</i>	<i>15</i>	<i>8</i>	<i>12.98</i>	<i>12</i>	<i>7</i>	<i>14.75</i>	<i>9</i>
BARCELONA	119.87	4		126.66	12		11.69	19			
GIRONA	140.02	1		139.82	6		11.05	25			
LLEIDA	118.37	5		131.24	10		12.21	15			
TARRAGONA	114.86	8		110.33	20		10.62	31			
<i>CATALUÑA</i>	<i>121.05</i>		<i>2</i>	<i>126.58</i>		<i>6</i>	<i>11.56</i>		<i>10</i>	<i>11.87</i>	<i>13</i>
ÁVILA	98.14	25		95.44	27		10.66	30			

TABLA 1 (Continuación)

	ÍNDICE DE LA RFB POR HABITANTE			ÍNDICE DEL AFB POR HABITANTE			TASA DE AHORRO BRUTO DE LAS FAMILIAS				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
BURGOS	108.86	13		116.34	16		11.71	18			
LEÓN	91.10	33		80.93	36		9.76	36			
PALENCIA	99.73	23		97.48	26		10.69	28			
SALAMANCA	92.91	30		83.90	34		9.94	35			
SEGOVIA	100.41	22		104.84	22		11.51	21			
SORIA	103.68	17		124.20	13		13.06	10			
VALLADOLID	102.13	20		84.20	33		9.05	43			
ZAMORA	91.68	32		91.36	30		10.92	27			
<i>CASTILLA LEÓN</i>	<i>98.13</i>		<i>10</i>	<i>92.94</i>		<i>12</i>	<i>10.39</i>		<i>13</i>	<i>11.88</i>	<i>12</i>
ALBACETE	89.29	37		76.67	41		9.43	39			
CIUDAD REAL	89.11	38		73.93	42		9.12	41			
CUENCA	87.32	39		92.62	29		11.66	20			
GUADALAJARA	102.67	19		105.87	21		11.33	23			
TOLEDO	93.04	29		88.11	31		10.41	33			
<i>CASTILLA LA MANCHA</i>	<i>91.29</i>		<i>14</i>	<i>83.11</i>		<i>13</i>	<i>10.09</i>		<i>15</i>	<i>12.38</i>	<i>11</i>
ALICANTE	101.10	21		99.95	25		10.93	26			
CASTELLÓN	102.79	18		111.81	18		12.01	16			
VALENCIA	104.29	16		100.61	24		10.66	29			
<i>C. VALENCIANA</i>	<i>103.04</i>		<i>8</i>	<i>101.68</i>		<i>10</i>	<i>10.91</i>		<i>12</i>	<i>8.87</i>	<i>15</i>
BADAJOS	74.82	49		78.01	40		11.50	22			
CÁCERES	82.88	44		92.86	28		12.35	14			
<i>EXTREMADURA</i>	<i>77.94</i>		<i>17</i>	<i>83.76</i>		<i>14</i>	<i>11.85</i>		<i>8</i>	<i>15.37</i>	<i>7</i>
CORUÑA	90.01	35		78.96	37		9.69	37			
LUGO	89.65	36		86.42	32		10.56	32			
ORENSE	96.77	27		83.57	35		9.53	38			
PONTEVEDRA	94.79	28		78.07	39		9.11	42			
<i>GALICIA</i>	<i>92.40</i>		<i>12</i>	<i>80.30</i>		<i>15</i>	<i>9.60</i>		<i>16</i>	<i>10.71</i>	<i>14</i>
<i>MADRID</i>	<i>116.19</i>	<i>6</i>	<i>3</i>	<i>123.53</i>	<i>14</i>	<i>7</i>	<i>11.75</i>	<i>17</i>	<i>9</i>	<i>12.47</i>	<i>10</i>

TABLA 1 (Continuación)

	ÍNDICE DE LA RFB POR HABITANTE			ÍNDICE DEL AFB POR HABITANTE			TASA DE AHORRO BRUTO DE LAS FAMILIAS				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
MURCIA	84.61	40	15	78.20	38	16	10.23	34	14	8.82	16
NAVARRA	115.07	7	4	148.37	3	3	14.25	5	3	15.88	4
ÁLAVA	122.48	3		139.63	7		12.61	13			
GUIPÚZCOA	108.48	15		144.00	5		14.66	4			
VIZCAYA	108.78	14		131.93	9		13.39	8			
PAÍS VASCO	110.46		6	136.81		4	13.67		4	17.20	2
RIOJA	113.46	9	5	155.37	2	2	15.12	2	2	17.76	1
ESPAÑA	100.00			100.00			11.05				

Notas:

(1) y (4) Media española en los años 1991 y 1993 = 100.

(7) Tasa de ahorro bruto media de las familias en los años 1991 y 1993. Porcentajes.

(2), (5) y (8) Posición de cada provincia en una ordenación de mayor a menor.

(3), (6), (9) y (11) Posición de cada CC.AA. en una ordenación de mayor a menor.

(10) Tasa de ahorro bruto media de las familias en los años 1991 y 1993 calculada a partir de la Contabilidad Regional de España base 1986. Porcentajes.

Fuente: BBV, INE y elaboración propia.

De esta forma, la información procedente de la CRE pone de manifiesto que el último ciclo expansivo completo de la economía española no parece haber supuesto un cambio en los diferentes patrones de comportamiento ahorrador de las CC.AA. españolas.

Adicionalmente, con objeto de analizar la importancia de los componentes espacial y temporal como determinantes de las variaciones en la tasa de ahorro familiar, se ha realizado un análisis de la varianza de esta variable que completa la descripción de la evolución del ahorro familiar en las CC.AA. de este apartado.

Así, teniendo en cuenta que en el análisis empírico de datos procedentes de observaciones de unidades económicas (en este caso CC.AA.) repetidas en el tiempo, la variabilidad conjunta de cada una de las variables consideradas, utilizando la terminología de Mundlak (1978), puede estar causada por:

- (I) las variables *cualitativas* asociadas a las diferentes CC.AA. y períodos de tiempo considerados;

(II) las variables *cuantitativas* que en este estudio representan a los determinantes económicos del ahorro en la economía española.

Por este motivo, es interesante completar este análisis descriptivo del ahorro de las familias descomponiendo la variabilidad total del ahorro de la muestra en sus fuentes de variación, con el objetivo de aislar la variabilidad explicada por las variables cualitativas consideradas, año y Comunidad Autónoma, de la que podría ser explicada por los modelos de los determinantes económicos del ahorro que se discuten en la sección siguiente.

Sea s_{it} la tasa de ahorro bruto de las familias la comunidad i , donde ($i = 1, \dots, N$), y en el año t , para ($t = 1, \dots, T$). Si $s_{..}$ representa la media total de esta variable para todas las comunidades y años considerados, $s_{i.}$ su valor medio para la comunidad i en todo el periodo y $s_{.t}$ su nivel medio en el año t para el conjunto de comunidades consideradas, se pueden considerar las siguientes igualdades:

<i>Varianza total:</i>	$v = \sum_{it} (s_{it} - s_{..})^2$
<i>Varianza entre comunidades:</i>	$v_{bi} = T \sum_i (s_{i.} - s_{..})^2$
<i>Varianza dentro de cada comunidad:</i>	$v_{wi} = \sum_{it} (s_{it} - s_{i.})^2$
<i>Varianza entre años:</i>	$v_{bt} = N \sum_t (s_{.t} - s_{..})^2$
<i>Varianza dentro de cada año:</i>	$v_{wt} = \sum_{it} (s_{it} - s_{.t})^2$
<i>Varianza residual:</i>	$v_{wit} = \sum_{it} (s_{it} - s_{i.} - s_{.t} + s_{..})^2$

Se puede demostrar entonces a partir de las igualdades anteriores que la variación total en la tasa de ahorro bruto de las familias es posible expresarla como la suma de la variación *entre* comunidades y la variación *dentro* de cada comunidad. Así mismo, la variabilidad total de esta variable es igual a la suma de la variabilidad *explicada* por las variables cualitativas y la *residual*. Este resultado implica en este contexto que (Peña, 1989, p. 96):

$$V = V_{bi} + V_{bt} + V_{wit} \tag{1}$$

La expresión (1) permite calcular los coeficientes de determinación parciales para las variables cualitativas asociadas a las comunidades y años considerados que representan el porcentaje de la variabilidad total explicada por ambas fuentes de variación. Igualmente, se pueden calcular los coeficientes de determinación parcial que indican el porcentaje de variabilidad total explicada *dentro* de cada *comunidad* y *dentro* de cada *año* considerado. Los resultados de este análisis figuran en la Tabla 2.

TABLA 2
COMPONENTES DE LA VARIANZA DE LA TASA DE AHORRO FAMILIAR.
(Periodo 1986-1994)

	%
VARIACIÓN TOTAL V	100.00
VARIACIÓN ENTRE CC.AA. V_{bt}	66.60
VARIACIÓN DENTRO DE CADA CC.AA. V_{wt}	33.40
VARIACIÓN ENTRE AÑOS V_{bt}	13.72
VARIACIÓN DENTRO DE CADA AÑO V_{wt}	86.28
VARIACIÓN RESIDUAL V_{wit}	19.67

FUENTE: INE y elaboración propia.

La información contenida en la Tabla 2 muestra que:

- (I) La proporción de varianza explicada por el componente transversal de la muestra, distintas CC.AA., es mayor que la variabilidad explicada por el componente temporal de ésta. Así, la varianza *entre* comunidades explica el 66,6 % de la variabilidad total de la tasa de ahorro familiar bruto, frente al 13,72 % de la variación total que explica la varianza *entre* años.
- (II) El porcentaje de variabilidad explicado *dentro* de cada comunidad (33,4 %) es sensiblemente inferior al explicado *dentro* de cada año (86,28%). Este resultado implica que, anulando el efecto de la variabilidad entre comunidades, considerando de esta forma que la única fuente de variación es el paso del tiempo dentro de cada comunidad, el porcentaje de la varianza total que como máximo se puede explicar en el modelo es de un 33,4 % de la variabilidad de la tasa de ahorro familiar bruto. En cambio, anulando el efecto de las variaciones interanuales, lo cual implica considerar como única fuente de variabilidad la dimensión espacial de la información dentro de cada año, dicho porcentaje asciende a un 86,28%.

En definitiva, esta primera aproximación al análisis del ahorro familiar en las provincias y CC.AA. españolas, pone de manifiesto la importancia del componente espacial como factor explicativo de las disparidades existentes. Por otra parte, el hecho de que el último ciclo expansivo de la economía española no parece haber supuesto un cambio en los diferentes patrones de comportamiento ahorrador en las CC.AA. españolas podría indicar la existencia de factores estructurales condicionantes de su evolución. Señalar algunos de éstos es precisamente el objetivo del siguiente epígrafe de este trabajo.

3. AHORRO Y RENTA DE LAS FAMILIAS: PERSPECTIVA PROVINCIAL

El marco analítico de referencia que se propone en este trabajo es el modelo de la Hipótesis del Ciclo Vital (HCV) de Modigliani y Brumberg (1954). Así, a partir de la función agregada de consumo de la HCV que se representa en la siguiente expresión:

$$C = a Y + b W \quad (2)$$

donde (C) es el consumo agregado, (Y) es la renta laboral agregada y (W) la riqueza agregada neta al principio de cada periodo, se puede deducir que la tasa de ahorro familiar depende positivamente del crecimiento económico. En concreto, de acuerdo con Modigliani (1993), para una economía en equilibrio estacionario se verifica que existe una relación no lineal entre la tasa de ahorro y la tasa de crecimiento de la economía, de forma que se puede escribir que en general:

$$s = f(g) \quad (3)$$

donde (s) es la tasa de ahorro y (g) es la tasa de crecimiento económico. En consecuencia, la expresión (3) muestra que las diferencias en las tasas de crecimiento de equilibrio estacionario de distintas economías se traducen en diferencias en las tasas de ahorro y éste será el punto de partida en la formulación del modelo empírico que se utiliza en este trabajo. De esta forma, la formulación básica del modelo agregado de ahorro de ciclo vital que se va a utilizar consiste en una aproximación a la expresión (3), en la que la tasa de ahorro agregadas de las familias se hace depender linealmente del crecimiento económico.

En el trabajo empírico, Modigliani (1993, p. 269), utiliza una aproximación lineal de la expresión (3):

$$s = f(g) \approx \alpha + \beta g \quad (4)$$

expresión que representa el modelo básico de partida en nuestro análisis.

No obstante, (4) se puede ampliar como resultado de relajar algunos de los supuestos simplificadores que se han utilizado en su construcción. Aquí se propone, en primer lugar, considerar que el *nivel de RFBD por habitante* puede afectar positivamente a la tasa de ahorro. De acuerdo con Modigliani (1993), para niveles suficientemente bajos de renta per capita, la riqueza agregada, expresada como proporción de la renta, puede crecer con el nivel de renta y, en consecuencia, dada una tasa de crecimiento económico, la tasa de ahorro podría aumentar con la renta. De esta forma, tenemos en nuestro caso que:

$$s_{it} = \alpha + \beta_1 g_{it} + \beta_2 1/y_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

donde (y) es la RFBD por habitante y (e) el término de error.

En segundo lugar, se puede ampliar (4) para tener en cuenta la *composición de la renta según tipos de ingreso*. Con el propósito de contrastar si a nivel agregado la propensiones al ahorro de las distintas fuentes de renta difieren, se distinguen tres principales fuentes de renta: sueldos y salarios netos de impuestos por habitante (W), excedente bruto de explotación y otras rentas de la propiedad netos de impuestos por habitante (P) y las transferencias corrientes netas por habitante (TR). Por otra parte, dado que algunas familias pueden tener como fuente de renta las tres categorías consideradas, los impuestos directos se han asignado bajo los mismos supuestos utilizados en el trabajo de Argimón, González Páramo y Roldán (1993), tal como se expone en el apéndice. Las razones teóricas que pueden justificar que la propensión marginal al ahorro de las distintas fuentes de renta puedan ser distintas han sido expuestas en Marchante y Ortega (1988), y proceden fundamentalmente de los argumentos propuestos por Kaldor (1956 y 1956) y Feldstein (1982). Kaldor distingue dos tipos de renta: sueldos y salarios y beneficios. En este caso, la relevancia de esta distinción radica en que este autor asume que cada tipo de ingreso sirve para objetivos distintos, los salarios se destinan al consumo y los beneficios a la inversión, estando asociados por este motivo a propensiones al ahorro significativamente distintas. En concreto se postula que la propensión al ahorro de los beneficios es mayor y que, por tanto, cuanto mayor sea la proporción de rentas procedentes de la propiedad y la empresa en la renta familiar, mayor será la tasa de ahorro. Por su parte, para Feldstein, entre otros, la propensión marginal al ahorro de las transferencias puede ser menor que la de las restantes fuentes de renta. De esta forma, la redistribución de la renta, vía transferencias de ingresos de los estratos de renta altos hacia los estratos inferiores, podría conducir a una reducción del volumen de ahorro agregado de las familias. Argumentos similares han sido, asimismo, discutidos y contrastados en los trabajos de Taylor (1971) y Kormendi (1983).

Teniendo en cuenta lo anteriormente expuesto, el modelo básico (4) se amplía para contrastar si las propensiones marginales al ahorro de las tres fuentes de renta difieren entre si. En consecuencia, se puede escribir entonces que:

$$s_{it} = \alpha + \beta_1 g_{it} + \delta_1 TR_{it}/y_{it} + \delta_2 W_{it}/y_{it} + \epsilon_{2it} \tag{6}$$

donde se trataría de contrastar si las estimaciones de (d_1) y (d_2) son cero o, alternativamente, si el coeficiente de correlación parcial entre (s_{it}) y (TR_{it}/y_{it}) y el coeficiente de correlación parcial entre (s_{it}) y (W_{it}/y_{it}) son estadísticamente distintos de cero.

A su vez, la ecuación (5) puede ser ampliada para considerar qué posibles efectos tiene la desagregación de (y) en sus tres componentes (P, W, TR) en la propensión media al ahorro.

$$s_{it} = \alpha + \beta_1 g_{it} + \gamma_1 1/W_{it} + \gamma_2 1/P_{it} + \gamma_3 1/TR_{it} + \epsilon_{3it} \tag{7}$$

donde se trataría de contrastar, en nuestro caso si no podemos rechazar que los coeficientes de correlación parcial entre (s_{it}) y la inversa de cada tipo de renta son distintos de cero.

En las Tablas 3 y 4 se presentan los cálculos de los coeficientes de correlación simples y parciales de la tasa de ahorro con cada una de las variables antes mencionadas. Su análisis se va a ordenar en tres apartados: relaciones entre tasa de ahorro y crecimiento económico, entre tasa de ahorro y el nivel de renta por habitante y, finalmente, entre tasa de ahorro y la composición de la RFBD.

TABLA 3
COEFICIENTES DE CORRELACIÓN SIMPLE DE CADA VARIABLE CON LA TASA PROVINCIAL DE AHORRO BRUTO DE LAS FAMILIAS (Valores medios para los años 1991 y 1993. Pesetas de 1992)

	AFB pc	y	P	W	TR
COEFICIENTE	0.92	0.64	0.57	0.54	0.22
ESTADÍSTICO t	15.85	5.81	4.80	4.40	1.59
VALOR p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.12

Nota: (AFB pc) es el AFB por habitante; (y) la RFBD por habitante; (P) el excedente bruto de explotación y las rentas de la propiedad y la empresa netas de impuestos directos por habitante; (TR) las transferencias corrientes netas por habitante; (W) los sueldos y salarios netos de cotizaciones sociales e impuestos directos por habitante.

Fuente: BBV, INE y elaboración propia.

TABLA 4
**COEFICIENTES DE CORRELACIÓN PARCIAL DE CADA VARIABLE CON
 LA TASA PROVINCIAL DE AHORRO BRUTO DE LAS FAMILIAS
 (Valores medios para los años 1991 y 1993. Pesetas de 1992)**

	VARIABLES	1/y	1/P	1/W	1/TR	g	TA	TC	TS	TW	TTR
ECUACIÓN 4 48 g.l.	COEFICIENTE					0.25					
	ESTADÍSTICO t					1.75					
	VALOR p					0.09					
ECUACIÓN 5 47 g.l.	COEFICIENTE	-0.65				0.14					
	ESTADÍSTICO t	-5.84				1.00					
	VALOR p	0.00				0.32					
ECUACIÓN 6 46 g.l.	COEFICIENTE					0.32				-0.47	0.08
	ESTADÍSTICO t					2.27				-3.61	0.53
	VALOR p					0.03				0.00	0.60
ECUACIÓN 7 45 g.l.	COEFICIENTE		-0.36	-0.43	-0.04	0.18					
	ESTADÍSTICO t		-2.57	-3.17	-0.30	1.25					
	VALOR p		0.01	0.00	0.77	0.22					
ECUACIÓN 8 45 g.l.	COEFICIENTE					0.38	-0.24	-0.35	0.03		
	ESTADÍSTICO t					2.74	-1.65	-2.53	0.21		
	VALOR p					0.01	0.11	0.01	0.84		
ECUACIÓN 9 44 g.l.	COEFICIENTE	-0.50				0.21	0.07	-0.19	0.18		
	ESTADÍSTICO t	-3.86				1.40	0.48	-1.31	1.22		
	VALOR p	0.00				0.17	0.63	0.20	0.23		

Nota: Ver tabla 3 donde se definen (y, P, W y TR); (g, TC, TA, TS) están definidas en el apéndice. (TTR = TR / y) y (TW = W / y). Finalmente, (g.l.) son los grados de libertad.

Fuente: BBV, INE y elaboración propia.

(l) *Tasa de ahorro y crecimiento económico.*

Puede observarse que el coeficiente de correlación simple entre (s) y (g) (Tabla 4, ecuación 4) es positivo, aunque no puede considerarse estadísticamente significativo al nivel de significación del 5% (si al 10%). Por su parte, los coeficientes de correlación parcial entre ambas variables estimados para las ecuaciones 5 a 9 muestran en todos los casos una relación lineal positiva como se había postulado teóricamente, pero sólo el correspondiente a la ecuación 6 es significativamente distinto de cero. De este análisis quizás cabría concluir

que la correlación entre la tasa de ahorro y el crecimiento de la renta es positiva aunque, generalmente, no puede considerarse distinta de cero a los niveles de significación del 5%.

(II) *Tasa de ahorro y nivel de renta por habitante.*

Comparando los niveles de RFBD por habitante y la tasa de ahorro bruto de las familias, se observa (Tabla 3) una correlación positiva, elevada y significativa. También es positivo, estadísticamente significativo y próximo a la unidad el coeficiente de correlación simple entre la tasa de ahorro y el AFB por habitante. Por su parte, la misma relación se obtiene en los cálculos de los coeficientes de correlación parcial de las ecuaciones 5 y 9 de la Tabla 4. Por lo tanto, estos resultados sugieren que existe en la economía española una relación positiva y estadísticamente significativa entre tasa de ahorro bruto de las familias y la RFBD por habitante. Esto significa que en las provincias con mayores niveles de renta se tiende a ahorrar, *ceteris paribus*, una mayor proporción de la misma. Resultados similares al aquí expuesto han sido obtenidos con anterioridad por Zabalza y Andrés (1991) para la economía española y en los estudios de Cook (1995) y Edwards (1996), en éstos últimos se utilizan un panel de datos integrado por numerosos países con diferentes niveles de desarrollo.

(III) *Tasa de ahorro y composición de la renta.*

Los coeficientes de correlación simple entre (s) y (W) y (s) y (P) también son positivos y significativos; en cambio, no sucede lo mismo con el coeficiente de correlación simple entre (s) y (TR) , cuyo valor, aunque es positivo, es reducido, no pudiendo rechazar que es nulo a un nivel de significación del 5%. Con más claridad, se puede observar en la Tabla 4 (ecuaciones 6 y 7) un comportamiento diferencial de las transferencias respecto a las dos fuentes de renta alternativas (W, P) . En este sentido, los resultados de la ecuación 6 podrían indicar que la propensión marginal al ahorro de las transferencias es inferior al de las otras dos fuentes de renta. También los coeficientes de correlación parcial estimados en la ecuación 6 muestran que únicamente los niveles de (W) y (P) están relacionados positivamente de forma lineal con la tasa de ahorro bruto de las familias. En definitiva, estos resultados nos podrían estar indicando que cuanto mayor es el peso de las transferencias en la RFBD menor es la tasa de ahorro, bajo el supuesto de que el resto de los determinantes permanecen constantes. De hecho, los estudios realizados en España con datos anuales (Marchante, 1993) confirman que la propensión marginal al consumo de las transferencias es superior a las de otras fuentes de renta, estimándose para dicha variable un valor muy próximo a la unidad. También en el trabajo de Marchante y Ortega (1998) se concluyó que la hipótesis de igualdad de las propensiones margina-

les al ahorro de (W) y (P) no podía rechazarse a los niveles de significación estadística convencionales. En cambio, en el mismo trabajo, se puso de manifiesto que la propensión marginal al ahorro de las transferencias corrientes no era significativamente distinta de cero.

4. AHORRO Y DISTRIBUCIÓN SECTORIAL DE LAS ACTIVIDADES ECONÓMICAS: UNA PERSPECTIVA PROVINCIAL

La posible influencia de la distribución sectorial de las actividades económicas en la determinación del ahorro agregado de las familias se basa en el supuesto de que en una economía las tasas *sectoriales* de ahorro difieren. Según Cook (1995, p. 74), que contrasta un modelo para un panel de países con distintos niveles de desarrollo, dado que las rentas medias agrarias son generalmente inferiores a las no agrarias y que las rentas medias generadas en el sector industrial son casi universalmente más elevadas que las rentas no industriales, las diferencias sectoriales en las tasas de ahorro se podían explicar por una aplicación intersectorial del efecto de Kaldor. Así, sería inconsistente constatar que, a nivel personal, la tasa de ahorro aumenta con el nivel de renta y, al mismo tiempo, no concluir que los sectores económicos que proporcionan rentas más elevadas a la población que emplean no determinan a su vez mayores tasas de ahorro, a no ser que la renta media sea la misma en todos los sectores. En los modelos hasta ahora presentados no puede contrastarse esta hipótesis, dado que la variable dependiente es la tasa de ahorro agregada y entre las variables independientes figura la RFBD y no alguna medida de las rentas disponibles generadas en cada sector productivo. Sin embargo, sería posible que, además del efecto de Kaldor, las propensiones al ahorro de los perceptores de rentas agrarias fueran inferiores a las de los receptores de rentas generadas en la industria si consideramos los siguientes argumentos. Primero, la posible existencia de una desigual distribución de las oportunidades de inversión entre los distintos sectores económicos; las oportunidades de inversión en la agricultura, especialmente en los países en vías de desarrollo, son escasas y de reducida rentabilidad si las comparamos con las que existen en las actividades económicas más avanzadas. En segundo lugar, la percepción que la población rural tiene de las instituciones financieras y del empleo de recursos ajenos para hacer más rentables sus explotaciones podría presentar rasgos singulares.

En definitiva, parece razonable postular la existencia de una correlación positiva entre tasa de ahorro e importancia relativa de la industria y negativa entre tasa de ahorro e importancia relativa de la agricultura.

De acuerdo con la discusión previa, se modifican las ecuaciones (4) y (5) para tener en cuenta la importancia relativa de cada sector productivo en el VAB. El resultado se presenta en las siguientes expresiones:

$$S_{it} = \alpha + \beta_1 g_{it} + \phi_1 TA_{it} + \phi_2 TC_{it} + \phi_3 TS_{it} + \varepsilon_{4it} \quad (8)$$

$$S_{it} = \alpha + \beta_1 g_{it} + \beta_2 1/y_{it} + \eta_1 TA_{it} + \eta_2 TC_{it} + \eta_3 TS_{it} + \varepsilon_{5it} \quad (9)$$

En las Tablas 4 y 5 se muestran los coeficientes de correlación simples y parciales de la tasa de ahorro con las variables relevantes en este análisis.

TABLA 5
COEFICIENTES DE CORRELACIÓN SIMPLE DE CADA VARIABLE CON LA TASA PROVINCIAL DE AHORRO BRUTO DE LAS FAMILIAS (VALORES MEDIOS PARA LOS AÑOS 1991 Y 1993. PESETAS DE 1992)

	TA	TI	TC	TS
COEFICIENTE	-0.30	0.27	-0.44	0.03
ESTADÍSTICO t	-2.18	1.97	-3.39	0.22
VALOR p	0.03	0.05	0.00	0.83

Nota: (TA) representa la participación del VAB agrícola en el VAB total; (TI) representa la participación del VAB industrial en el VAB total; (TC) representa la participación del VAB de la construcción en el VAB total y (TS) representa la participación del VAB del sector servicios en el VAB total.

Fuente: BBV y elaboración propia.

A nuestro juicio, de la información contenida en ambas tablas, se puede señalar:

- (I) Los coeficientes de correlación simple entre la tasa de ahorro y las participaciones en el VAB de la agricultura (TA) y la industria (TI) tienen los signos esperados y son significativas al 5%. También se observa una relación negativa y significativa entre participación del VAB de la construcción (TC) y la tasa de ahorro. En cambio, no existe relación alguna con la importancia relativa de los servicios (TS).
- (II) Los coeficientes de correlación parcial en la ecuación (8) conservan el signo esperado pero desciende el nivel de significación estadística de (TA) y (TC).
- (III) Por último, cuando se incluye la inversa de la RFBD por habitante en la ecuación 8 (ecuación 9), sólo conserva el signo negativo el coeficiente de correlación parcial correspondiente a (TC). Este resultado puede responder al hecho de que el nivel de renta por habitante refleja las

diferencias en la estructura productiva de cada provincia. En concreto, como puede constatar en la Tabla 6, el valor del coeficiente de correlación simple entre la inversa de la RFBD por habitante y la importancia relativa de los distintos sectores, a excepción del servicios, es en todos los casos elevado y significativo al 1%. Por lo tanto, la elevada multicolinealidad existente entre el inverso de la RFBD por habitante y las restantes variables impide aislar la relación de cada una de ellas con la tasa de ahorro.

TABLA 6
**COEFICIENTES DE CORRELACIÓN SIMPLE DE CADA VARIABLE CON LA
INVERSA DE LA RFBD PROVINCIAL POR HABITANTE.**
(Valores medios para los años 1991 y 1993. Pesetas de 1992)

	TA	TI	TC	TS
COEFICIENTE	0.48	-0.52	0.51	0.08
ESTADÍSTICO t	3.84	-4.21	4.07	0.54
VALOR p	0.00	0.00	0.00	0.59

Nota: (TA) representa la participación del VAB agrícola en el VAB total; (TI) representa la participación del VAB industrial en el VAB total; (TC) representa la participación del VAB de la construcción en el VAB total y (TS) representa la participación del VAB del sector servicios en el VAB total.

Fuente: BBV, INE y elaboración propia.

5. CONSIDERACIONES FINALES

Con la información reciente sobre el sector familias que tanto el INE como el BBV están suministrando, hemos intentado en este artículo poner de manifiesto las disparidades espaciales existentes en las tasas de ahorro de las familias. Con este objetivo, hemos relacionado las tasas de ahorro provinciales con un conjunto de variables que posiblemente estén vinculadas con el ahorro familiar agregado. Así, de nuestro trabajo podemos destacar:

- (1) Tanto a nivel regional como provincial, las tasas de ahorro de las familias difieren ampliamente. Además, según los datos disponibles, dichas desigualdades tienden a mantenerse en el tiempo. En este sentido, en este trabajo se ha constatado que el último ciclo expansivo de la economía española no parece haber supuesto un cambio en los

diferentes patrones de comportamiento ahorrador de las familias en las CC.AA. españolas.

- (II) Tanto el crecimiento de la renta como su nivel están positivamente relacionados con la tasa de ahorro de las familias, pero sólo la segunda relación es estadísticamente significativa. Así pues, el nivel de renta por habitante podría tener un importante papel en la explicación de las diferencias interprovinciales en las tasas de ahorro. De hecho, los valores de los coeficientes de correlación simple indican que las tasas de ahorro de las familias son más elevadas en las provincias con un mayor nivel de renta por habitante.
- (III) El estudio de las relaciones entre tasa de ahorro de las familias y los tres componentes en los que hemos desagregado la RFBD, sugiere apreciaciones similares a las obtenidas en estudios previos. Nuestro análisis indica que, *ceteris paribus*, cuanto mayor es la proporción de transferencias en el RFBD de una provincia, menor es su tasa de ahorro bruto de las familias.
- (IV) Los coeficientes de correlación simple muestran la existencia de una relación positiva y significativa entre tasa de ahorro e importancia relativa de la industria, y negativa entre tasa de ahorro e importancia relativa de la agricultura en la estructura productiva provincial. Sin embargo, cuando se calculan los coeficientes de correlación parcial incluyendo el nivel de renta por habitante como variable explicativa, la anterior relación entre tasa de ahorro e importancia relativa de la agricultura no está presente. Así pues, o bien el nivel de renta por habitante refleja por sí mismo las diferencias en la estructura productiva de cada provincia o bien la elevada asociación existente entre el inverso de la RFBD por habitante y las restantes variables impide analizar de forma aislada la relación de cada una de estas variables con la tasa de ahorro.
- (V) Finalmente, deseamos resaltar las principales limitaciones de este trabajo. Primero, ofrecer una explicación adecuada de los factores condicionantes del ahorro agregado exigiría ampliar la lista de los determinantes aquí considerados, así como disponer de una base de datos, sobre todo en lo relativo a su extensión temporal, más rica. Segundo, sería necesario realizar un análisis de regresión múltiple para obtener estimaciones cuantitativas del efecto de cada variable sobre la tasa de ahorro bruto de las familias.

BIBLIOGRAFÍA

- ARGIMÓN, I. , J.M. GONZÁLEZ-PÁRAMO y J.M. ROLDÁN (1993): "Ahorro, riqueza y tipos de interés en España", *Investigaciones Económicas*, XVII (2), 313-332.
- BANCO BILBAO VIZCAYA (1995): *Renta nacional de España y su distribución provincial 1991. Avance 1992/1993*, Servicios Generales, Bilbao.
- BANCO BILBAO VIZCAYA (1997): *Renta nacional de España y su distribución provincial 1993. Avance 1994/1995*, Fundación BBV, Bilbao.
- COOK, J.C. (1995): "Savings rates and income distribution: further evidence from LDCs", *Applied Economics*, 27, 71-82.
- EDWARDS S. (1996): "Why are Latin America's savings rates so low?. An international comparative analysis", *Journal of Development Economics*, 51, 5-44.
- FELDSTEIN, M. (1982): "Government deficits and aggregate demand", *Journal of Monetary Economics*, 9, 1-20.
- GREEN, F. y G. HADJIMATHEOU (1990): "Regional differences in personal savings", *Applied Economics*, 22, 933-945.
- KALDOR, N. (1956): "Alternative theories of distribution", *Review of Economic Studies*, 23, 83-100.
- KALDOR, N. (1966): "Marginal productivity and macro-economic theories of distribution", *Review of Economic Studies*, 33, 309-319.
- KORMENDI, R.C. (1983): "Government debt, government spending and private sector behaviour", *American Economic Review*, 73, 994-1010.
- MARCHANTE, A.J. (1993): "Consumo privado y gasto público: evidencia para la economía española", *Revista Española de Economía Aplicada*, 1(1), 125-149.
- MARCHANTE, A.J. y B. ORTEGA (1998): "Diferencias regionales en el ahorro de las familias y distribución de la renta en España", *Revista de Estudios Regionales*, en prensa.
- MODIGLIANI, F. (1993): "Recent declines in the savings rate: a life cycle perspective", en M. Baldassarri, L. Paganetto and E.S. Phepls eds., *World saving prosperity and growth*, Macmillan Press and St. Martin's Press, Rome.
- MODIGLIANI, F. y R. BRUMBERG (1954): "Utility analysis and the consumption function: an interpretation of cross-section data", en K. Kurihara (ed.) *Post-keynesian economics*, Rutgers University Press, New Bruswick.
- MUNDLAK, Y. (1978): "On the pooling of time series and cross section data", *Econometrica*, 46 (1), 69-85.

- PEÑA, D. (1989): *Estadística: modelos y métodos*, vol. I, Alianza Universidad, Madrid.
- TAYLOR, C.D. (1971): "Saving out of different types of income", *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 383-415.
- ZABALZA, A. y J. ANDRÉS (1989): "¿Afecta la fiscalidad al ahorro?", *Moneda y Crédito*, 192, 41-74.

APÉNDICE. VARIABLES Y FUENTES ESTADÍSTICAS

Las variables utilizadas en el análisis provincial se han elaborado a partir de la publicación del BBV, *Renta Nacional de España y su distribución provincial*, de los años 1991 y 1993. Los datos utilizados en el análisis por CC.AA. procedentes del INE están contenidos en la *Contabilidad Regional de España, base 1986, serie 1986-1994*. Todas las series, excepto los ratios, se han deflactado empleando el *Índice de Precios al Consumo, base 1992. Índice general por comunidades autónomas y provincias*, elaborado por el INE y publicado en el *Boletín Mensual de Estadística*, nº 31, julio 1994. Se presentan los valores medios para los años 1991 y 1993, únicos para los que se dispone de datos referentes a la distribución provincial del ahorro familiar. Las series que no son ratios se expresan en términos per capita.

- (1) Sueldos y salarios brutos (WB_{it}).
- (2) Rentas directas netas (RD_{it}).
- (3) Transferencias corrientes netas (TR_{it}).
- (4) Impuestos directos sobre las familias (ID_{it}).
- (5) Cotizaciones sociales totales (SC_{it}).
- (6) Consumo de capital fijo (CCF_{it}).
- (7) Valor añadido bruto total (VAB_{it}).
- (8) Valor añadido bruto agricultura (AGR_{it}).
- (9) Valor añadido bruto construcción ($CONS_{it}$).
- (10) Valor añadido bruto comercio y servicios ($SERV_{it}$).
- (11) Población total (POB_{it}).
- (12) Renta familiar bruta disponible ($RFDB_{it}$).
- (13) Renta familiar bruta disponible por habitante ($y_{it} = (RFDB_{it}) / (POB_{it})$).
- (14) Ahorro familiar bruto (AFB_{it}).
- (15) Tasa de ahorro bruto familiar ($s_{it} = (AFB_{it}) / (RFDB_{it})$).
- (16) Tipo impositivo medio (TIM_{it}), donde $TIM_{it} = ID_{it} / (RD_{it} + CCF_{it} - CS_{it})$.
- (17) Rentas salariales netas de impuestos directos por habitante (W_{it}) donde $W_{it} = (WB_{it} - CS_{it}) \times (1 - TIM_{it}) / (POB_{it})$.

- (18) Rentas no salariales netas de impuestos directos por habitante (P_{it}) donde
$$P_{it} = (RD_{it} + CCF_{it} - WB_{it}) \times (1 - TIM_{it}) / (POB_{it}).$$
- (19) Tasa de variación bianual de y_{it} (g_{it}).
- (20) Participación de las transferencias netas en la *RFBD* ($TTR_{it} = TR_{it} / RFBD_{it}$).
- (21) Participación de las rentas salariales netas de impuestos directos en la *RFBD*
($TW_{it} = (W_{it} \times POB_{it}) / RFBD_{it}$).
- (22) Participación del VAB de la agricultura en el VAB total ($TA_{it} = AGR_{it} / VAB_{it}$).
- (23) Participación del VAB de la construcción en el VAB total ($TC_{it} = CONS_{it} / VAB_{it}$).
- (24) Participación del VAB de los servicios en el VAB total ($TS_{it} = SERV_{it} / VAB_{it}$).