

# **Análisis cuantitativo de la distribución de la renta familiar disponible de las comunidades autónomas. 1973-1981.**

**Manuel Delgado Cabeza \***

---

## 1. INTRODUCCION

---

En este trabajo se trata de analizar la dinámica que ha seguido la distribución de la renta para las distintas Comunidades Autónomas en el período 1973-1981 partiendo de los resultados de la Encuesta de Presupuestos Familiares que realiza el Instituto Nacional de Estadística.

Las fechas de referencia que se toman para los datos son las de 1973-74 y 1980-81 (última Encuesta publicada hasta ahora). De este modo se considera un período cuyo origen puede identificarse con el comienzo de la crisis económica actual, de tal manera que los resultados que se presentan reflejan la evolución espacial de los ingresos durante los primeros siete años de la crisis.

Los resultados de la Encuesta de Presupuestos Familiares nos permiten conocer la distribución muestral de los ingresos por hogar de las Comunidades Autónomas, entendiéndose por hogar "la persona o conjunto de personas que ocupan en común una vivienda familiar o parte de ella y consumen alimentos y otros bienes con cargo a un mismo presupuesto". Como se señala en la propia Encuesta, se puede considerar, a efectos de análisis de resultados, que hogar y familia son conceptos equivalentes. La variable a tratar es, pues, la renta familiar disponible.

En la encuesta referente a 1973-74 se han tenido que agregar las distribuciones provinciales para conseguir las correspondientes a las Comunidades

\* Catedrático de Estadística Económica y Empresarial. Facultad de Económicas. Universidad de Sevilla.

Autónomas, así como también ha sido necesario indiciar la serie para expresarla en unidades monetarias de 1980-81 con el fin de tratar datos e intervalos homogéneos que permitan la comparación de las dos situaciones.

---

## 2. APLICACION DE UN MODELO PARA LA DISTRIBUCION DE LA RENTA

---

En el análisis cuantitativo de la distribución del ingreso es frecuente la utilización de un modelo teórico que describa bien el comportamiento de esta variable. En nuestro caso ello nos permitirá "reconstruir" la distribución poblacional de la renta partiendo de los datos muestrales presentados en la Encuesta de Presupuestos Familiares, cuya utilización presenta evidentes deficiencias. En este sentido el modelo facilita la interpolación para estratos de ingresos convenientemente seleccionados y la extrapolación en la clase más baja o más alta, a la vez que proporciona la posibilidad de una mejor aproximación a la realidad aventajando a la calidad de la información suministrada por la muestra al paliar, por ejemplo, los efectos de la distribución uniforme del ingreso dentro de cada clase.

Con el propósito de generar las frecuencias poblacionales (numero de familias en cada Comunidad Autónoma) correspondientes a cada uno de los dieciséis intervalos o tramos de renta que se han considerado, se ha utilizado el modelo propuesto por C. Dagun, cuya forma funcional viene especificada de la manera siguiente:

$$F(x) = \alpha + (1 - \alpha) (1 + \gamma x^{-\delta})^{-\beta}$$

$$x > 0; \text{ si } 0 < \alpha < 1; \chi > \chi_0 \text{ si } \alpha < 0$$

$$\beta > 0; \gamma > 0; \beta \delta > 1; \alpha < 1$$

donde  $F(x)$  es la función de distribución correspondiente a la variable renta ( $x$ ) siendo  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$  y  $\delta$  los parámetros a estimar en el modelo, cuyas características, así como el método de estimación utilizado y sus resultados se exponen en otro lugar.<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Delgado Cabeza, M. "Un modelo para la distribución personal de la renta. Aplicación a la distribución de la renta familiar disponible de las Comunidades Autónomas" en *Escritos en homenaje al profesor Alfonso G. Barbancho*. En prensa.

Con la aplicación de este modelo nos situamos, por tanto, en nuestro punto de partida: la obtención de un conjunto de distribuciones de renta para las poblaciones correspondientes a las Comunidades Autónomas en 1973-74 y 1980-81. (tablas 1A y 2A del apéndice) cuyas diferencias y evolución se pretende analizar aquí.

---

### 3. APLICACION DEL ANALISIS MULTIVARIANTE

---

Considerando un conjunto de intervalos de renta para cada área espacial se tiene una matriz de elementos positivos o nulos en la que cada elemento,  $k_{i,j}$ , representará la frecuencia con que toma valores la renta correspondiente al intervalo  $j$  dentro del área  $i$ . Para el análisis de la estructura de esta matriz de frecuencias las técnicas de Análisis Multivariante proporcionan una metodología del máximo interés. En especial, en este caso, el Análisis Factorial de Correspondencias y algunas técnicas de clasificación.

Aunque estas técnicas pueden encontrarse desarrolladas en cualquiera de los hoy ya numerosos tratados de Análisis Multivariante, una muy breve reseña de las mismas puede facilitar aquí la comprensión de los resultados del análisis <sup>2</sup>.

#### 3.1. El Análisis Factorial de Correspondencias. (AFC)

El AFC trata de analizar la estructura de la variación conjunta de dos caracteres (en nuestro caso Comunidades Autónomas e intervalos de renta en cada una de ellas) cuyas medidas para una población conforman una matriz,  $K$ , de números positivos o nulos con elementos que suelen ser frecuencias absolutas.

Este método se puede caracterizar por tres notas:

1. A la matriz  $K$  de números positivos se asocian dos nubes de puntos  $\{ N(I) \text{ y } N(J) \}$  que representan, respectivamente, el conjunto de las filas (Comunidades Autónomas),  $I$ , y el de las columnas,  $J$  (intervalos de renta). La percepción de la estructura subyacente en el conjunto de datos se va a realizar utilizando los llamados perfiles o distribución en porcentaje dentro de cada fila o columna. Trabajar con dichos perfiles permite considerar las diferencias de comportamiento entre puntos (fila o columna) con respecto a la otra característica considerada.

<sup>2</sup> El desarrollo de estas técnicas puede encontrarse en Cuadras, C.M. *Métodos de Análisis Multivariante*. Editorial Universitaria de Barcelona. 1981.; Lebart y otros. *Tratamiento Estadístico de datos*. Marcombo 1985.; Volle, M. *L'analyse des donnees*. Economica. 1978.

Emplearemos la siguiente notación:

$I$	conjunto de $n$ filas
$J$	conjunto de $p$ columnas
$I * J$	conjunto producto de los pares $(i, j)$ o casillas de $K$
$k = \sum_{i,j} k_{ij}$	suma de los elementos de la matriz $K$
$f_{ij} = k_{ij} / k$	frecuencia relativa de la clase $(i, j)$
$f_{i.} = \sum_j f_{ij}$	frecuencia relativa marginal de $i$
$f_{.j} = \sum_i f_{ij}$	frecuencia relativa marginal de $j$
$f_{IJ} = \{f_{ij} \mid i \in I, j \in J\}$	ley de frecuencia del producto $I * J$
$f_i = \{f_{i.} \mid i \in I\}$	ley o perfil marginal de $I$
$f_j = \{f_{.j} \mid j \in J\}$	ley o perfil marginal de $J$

En el espacio  $R^p$  podemos asociar a  $I$  la nube de  $n$  puntos,  $N(I)$ , de coordenadas

$$(f_{ij} / f_{i.}, j = 1, 2, \dots, p)$$

provistos de la masa  $f_{i.}$

2. Se pretende hacer uso de la métrica euclídea para cuantificar la distancia entre puntos y a su vez se considera importante que se verifique el principio de equivalencia distribucional, que supone que la agregación de dos puntos con el mismo perfil deja inalteradas las distancias en el interior del conjunto de puntos. Para ello se ha de tomar como coordenadas de un punto,  $X_i$ , el conjunto

$$\{g_{ij} / f_{i.} \sqrt{f_{.j}} \mid j \in J\}$$

siendo la distancia euclídea entre perfiles

$$d^2(i, i') = \sum \left( \frac{f_{ij}}{f_{i.} \sqrt{f_{.j}}} - \frac{f_{i'j}}{f_{i'.} \sqrt{f_{.j}}} \right)^2 = \|X_i - X_{i'}\|_{f_{.j}}^2$$

que como se ve coincide con la distancia  $X^2$  centrada en  $f_{.j}$ .

3. La inercia total que pretendemos explicar del conjunto  $N(I)$  (suma de distancias entre los puntos y el centro de gravedad,  $G$ , ponderada con el peso relativo de cada uno de aquellos) viene dada por la expresión:

$$\sum_i f_{i.} \|X_i - G\|^2 = \sum_i \sum_j \frac{(f_{ij} - f_{i.} f_{.j})^2}{f_{i.} f_{.j}}$$

Se trata, en síntesis, de explicar la variación contenida en  $N(I)$  y  $N(J)$  en un espacio de menor dimensión (generalmente de dos dimensiones) proyectando los puntos sobre los ejes o factores que mejor recojan o se ajusten al comportamiento de las nubes. Puede demostrarse que esta búsqueda de los ejes factoriales,  $F$ , se resuelve identificando los vectores propios asociados a los valores propios de la matriz de variancias y covariancias de las nubes.  $\sum_{\alpha=1}^n \gamma_{\alpha}$  nos dará la inercia total de la nube  $N(I)$ .

La proyección de un punto  $i$  sobre el eje  $\alpha$  vendrá dada por la expresión

$$\Psi_{\alpha i} = \frac{1}{\sqrt{\gamma_{\alpha}}} \sum_{j=1}^p (f_{ij} / f_{i.}) \cdot \rho_{\alpha j}$$

Análogamente la proyección de un punto  $j$  sobre  $\alpha$  será

$$\rho_{\alpha j} = \frac{1}{\sqrt{\gamma_{\alpha}}} \sum_{i=1}^n (f_{ij} / f_{.j}) \cdot \Psi_{\alpha i}$$

Estas relaciones de dualidad juegan un papel esencial en el análisis, pues prescindiendo de  $\frac{1}{\sqrt{\gamma_{\alpha}}}$  la proyección de un punto de la nube directa,  $N(I)$ ,

sobre un eje factorial equivale a la proyección del baricentro de los puntos de la nube dual,  $N(J)$ , ponderados por la importancia relativa del elemento directo para cada uno de ellos.

Aunque el AFC se aplica preferentemente a tablas de contingencia, puede también aplicarse a datos que en alguna medida pueden considerarse como tales por extensión. Este es el caso cuando se yuxtaponen datos pertenecien-

tes a dos situaciones distintas y se tratan como una tabla única. Cabe así la posibilidad de captar en alguna medida la evolución temporal de determinado fenómeno por cuyo análisis estemos interesados, siguiendo las trayectorias de los puntos que representarían modificaciones de las estructuras en el tiempo.

### 3.2. La clasificación automática. Agregación según el criterio de la variancia.

Las técnicas de clasificación automática surgen ante la necesidad de poner en evidencia clases o grupos en un conjunto de elementos sometidos a observación. La agregación de estos elementos para formar los grupos ha de hacerse utilizando ciertos criterios. Pues bien, como complemento metodológico ideal que permite compensar los defectos de perspectiva debidos a las proyecciones sobre los ejes obtenidas en el AFC es aconsejable utilizar para la agregación el criterio de la variancia.<sup>3</sup>

En él, se parte de una matriz de datos,  $X$ , de orden  $n \times p$  en la que cada fila,  $X_i$ , tiene una masa asociada  $m_i$  y coordenadas,  $x_{ij}$ ,  $j = 1, 2, \dots, p$ .

El conjunto de puntos fila posee un centro de gravedad,  $G$ , y una inercia,  $V$ .

Para cualquier partición en  $k$  clases el Teorema de Huyohens nos permite descomponer la inercia de la nube en dos subconjuntos: inercia entre clases e inercia de la nube en dos subconjuntos: inercia entre clases e inercia dentro de las clases. Podemos, a su vez, fijar como objetivo que la partición conserve la mayor inercia posible en relación con la situación anterior a ella, o, dicho en otros términos, puede plantearse la maximización de la inercia entre clases, función objetivo equivalente a la minimización de la inercia dentro de las clases.

En la práctica se busca una jerarquía tal que de una partición a otra se pierda la mínima inercia.

## 4. ANALISIS DE RESULTADOS

### 4.1. Resultados de la aplicación del AFC

La aplicación del AFC a la matriz de datos que contiene las distribuciones de renta para las distintas Comunidades Autónomas obtenidas a partir del modelo al que se hizo referencia en el apartado 2 (tablas 1A y 2A del apéndice para 1980-81 y 1973-74 respectivamente) ofrece los resultados que se comentan a continuación.

<sup>3</sup> Una presentación formal de este criterio, así como del resto de los más utilizados en el análisis de conglomerados puede verse en el libro de Everitt, B. *Cluster Analysis*. Wiley & Sons, Inc. 1974 o en Anderberg, M.R. *Cluster Analysis for Applications*. Academic Press. 1973.

Para 1980 hemos de decir en primer lugar, como se deduce de la tabla 1, que la nube de puntos estará casi perfectamente representada en el subespacio de dos dimensiones. Este plano recoge el 93,5% de la inercia total de la misma.

**TABLA 1**  
**VALORES PROPIOS Y VARIANCIA EXPLICADA (VE)**  
**1980**

Valores propios	Porcentaje de VE	Porcentaje acumulado
0,0846	85,7	
0,0077	7,8	93,5
0,0034	3,5	97,0
0,0021	2,1	99,1
0,0008	0,9	100,0

**FUENTE:** Elaboración propia

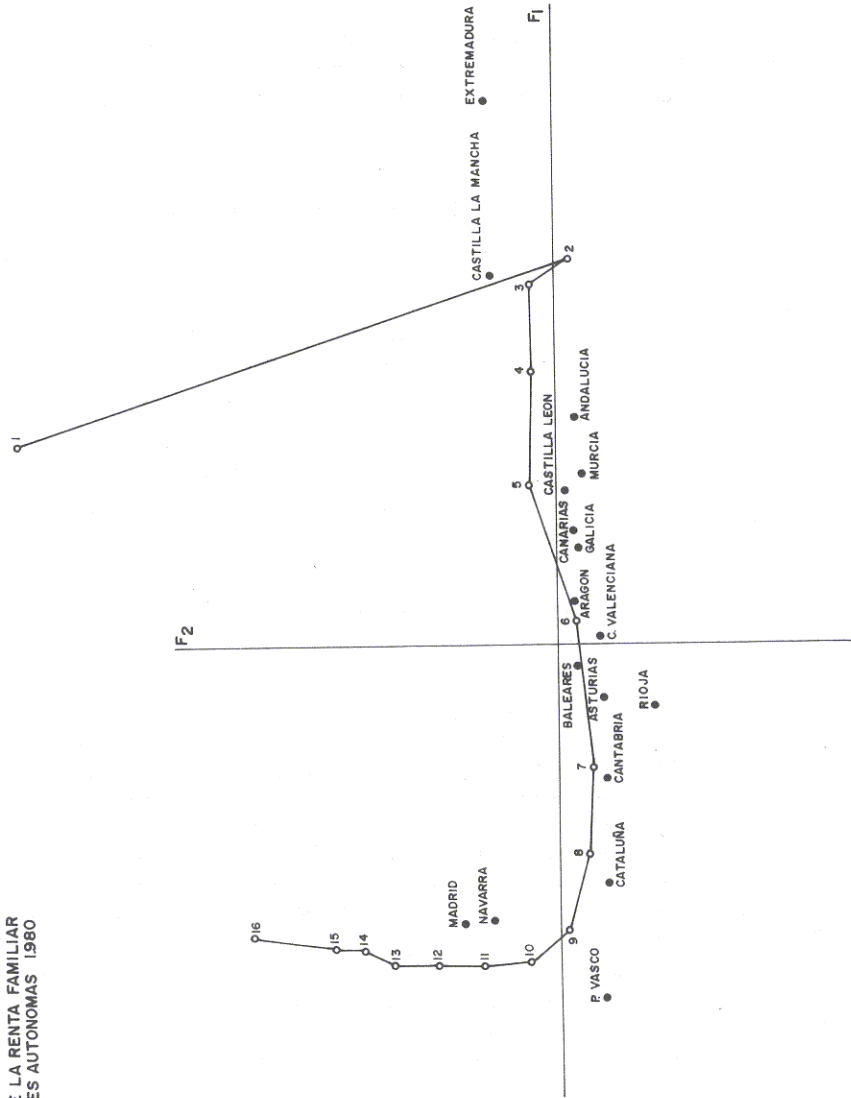
En las tablas 3A y 4A del apéndice se tienen, para filas (Comunidades Autónomas) y columnas (intervalos de renta) respectivamente, las masas, proyecciones, contribuciones absolutas (parte de la variancia explicada por un eje o factor correspondiente a un punto determinado), y contribuciones relativas (contribución de un eje o factor a la inercia de un punto).

La interpretación de los resultados la haremos con la ayuda del gráfico 1, donde se han representado los conjuntos Comunidades Autónomas [N (I)] e intervalos de renta [N (J)] en el plano  $F_1$  y  $F_2$  correspondiente a los dos primeros ejes factoriales.

Por todas estas razones, el factor o eje  $F_1$ , que va de las regiones mas "ricas" a las regiones mas "pobres", podría interpretarse como factor que recoge los elementos que sustentan el proceso de desarrollo desigual o, dicho en otros términos, sería el factor representativo del distinto nivel de "desarrollo" regional. <sup>4</sup>

<sup>4</sup> Por utilizar una expresión cuyo uso se ha generalizado a partir de la teoría convencional del desarrollo, hoy ya superada en muchos aspectos, incluso por las tendencias más recientes del análisis regional. Nos estamos refiriendo a realidades que poseen estructuras económicas distintas e interrelacionadas, moldeadas dentro de un mismo proceso histórico.

GRAFICO I  
 DISTRIBUCION DE LA RENTA FAMILIAR  
 POR COMUNIDADES AUTONOMAS 1980





El 2º eje opone a los intervalos medios (5, 6, y 7) a los extremos (1 y 16). Son los intervalos que menos peso tienen en la inercia de  $F_1$  y por lo tanto en las diferencias entre Comunidades Autónomas.

En cuanto a los puntos fila (Comunidades Autónomas), entre seis aportan el 90% de la inercia de  $F_1$ . Estas Comunidades Autónomas son Andalucía, Castilla-La Mancha y Extremadura en la parte derecha de la figura y el País Vasco, Cataluña y Madrid en la izquierda. Aparece aquí claramente la dicotomía a que nos referíamos antes entre regiones "ricas" y "pobres".

Sin embargo, Castilla-La Mancha y Extremadura aparecen más influenciadas por los tramos de renta 2 y 3 mientras que Andalucía se sitúa más próxima a los intervalos 4 y 5.

Por otra parte, el tiempo que Cataluña y el País Vasco están más próximos a los intervalos 8 y 9, Madrid aparece más influenciada que estas por los últimos tramos de renta. En efecto, Madrid tiene una contribución absoluta al 2º factor de un 52%. El peso, en su estructura, de las rentas superiores a 2.000 miles de pesetas es de un 7,2%, mientras que este mismo concepto en Cataluña o el País Vasco es de alrededor de un 3%.

El centro de dicho gráfico representa la estructura de la distribución de la renta del conjunto de la población española; la distribución "media" de referencia para las 17 Comunidades Autónomas.

Para una mayor claridad en la lectura del gráfico hemos unido los puntos que representan a los distintos intervalos de renta, que aparecen prácticamente ordenados de forma creciente a lo largo del primer eje  $F_1$ .

Como se ve, la nube posee una forma en cierta medida parabólica, lo cual implica la presencia en ella del llamado efecto Guttman, que supone una relación aproximada del tipo  $F_2 = F_1^2 + bF_1 + c$  entre los sectores. Si se ordenan las filas y columnas según el valor de las proyecciones (ordenación que coincide con la que se observa en el gráfico) esta forma de la nube da lugar a una tabla con acumulación de frecuencias en las proximidades de la diagonal principal; se da una mayor influencia del intervalo de renta  $i$  sobre las regiones que ocupan el lugar  $i$  y/o próximo.

El primer eje,  $F_1$ , explica el 85,7% de las diferencias en la estructura de la distribución de la renta familiar entre las Comunidades Autónomas.

Las contribuciones más importantes para  $F_1$  son las que se corresponden con los intervalos 2, 3 y 4 (de 100 a 400 miles de pesetas) y 8, 9 y 10 (de 900 a 1.700 miles de pesetas). Estos son los grupos de intervalos que en mayor medida han contribuido al posicionamiento de  $F_1$ , eje que opone a estos dos tramos de renta. La influencia de estos seis puntos en la inercia explicada por el eje  $F_1$  es de un 79,3%. *Estos intervalos explican, pues, las distancias entre las diferentes Comunidades Autónomas en lo que a distribución familiar de la renta se refiere, siendo muy débil la contribución de los últimos tramos (de 2.400 miles de pesetas en adelante).*

Castilla-La Mancha posee una contribución absoluta para el factor 2 que es también importante y que viene explicada por el mayor peso que en ella posee el tramo 1, de 0 a 100 miles de pesetas.

En este tipo de análisis es preferible fundamentar la interpretación sobre las contribuciones absolutas, más que sobre las coordenadas, pues un punto muy alejado sobre un eje puede tener una masa muy débil y por tanto poca influencia sobre la inercia explicada. Este es el caso de Navarra, que aunque con una estructura en su distribución de la renta próxima a Madrid, no posee apenas influencia en el posicionamiento de  $F_1$ , mientras que Madrid contribuye con un 17% a dicha inercia explicada por  $F_1$ .

Aunque a veces la interpretación de los puntos situados en el centro de la nube es más delicada (podría tratarse de Comunidades Autónomas en las que se encuentren asociadas categorías de renta que se excluyen de otras, situándose por tanto estas categorías en los extremos del gráfico y en virtud de las relaciones de dualidad, aunque su estructura resultara ser diferente de la media, estas Comunidades Autónomas se situarían en el centro), en nuestro caso no es esto lo que sucede y se trata efectivamente de Comunidades con una estructura más parecida a la del conjunto español. En el caso de Valencia, por ejemplo, parece que su distribución coincide en gran medida con la media. Su contribución a la inercia del primer factor es nula. Es el caso también de Aragón y en menor medida de Baleares, Rioja y Asturias.

Los resultados de la aplicación del Análisis Factorial de Correspondencias para 1973 se tienen en las tablas 2, 5A y 6A. La representación de la nube en dos dimensiones se ofrece en el gráfico 2.

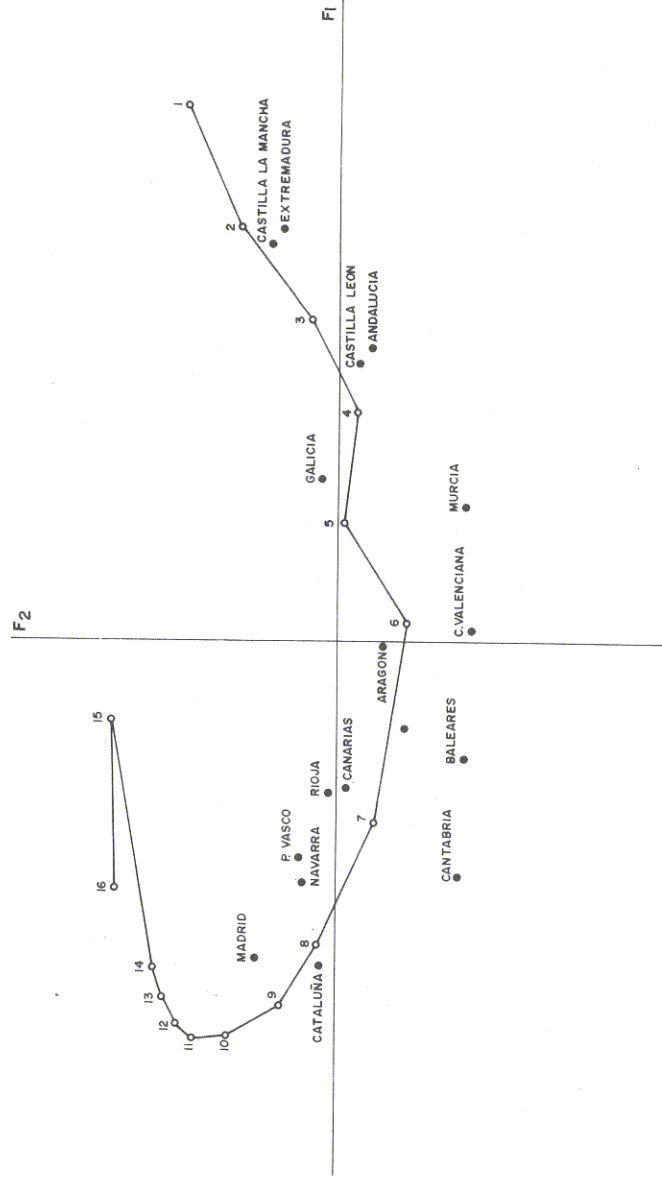
**TABLA 2**  
**VALORES PROPIOS Y VARIANCIA EXPLICADA (VE)**  
**(1973)**

Valores propios	Porcentaje de VE	Porcentaje acumulado
0,1120	87,1	—
0,0143	11,2	98,3
0,0014	1,1	99,4
0,0004	0,6	100,0

FUENTE: Elaboración propia.

GRAFICO 2

DISTRIBUCION DE LA RENTA FAMILIAR  
POR COMUNIDADES AUTONOMAS 1973



Procuraremos comentar sólo los aspectos que diferencian una y otra situación que, como se aprecia en la mencionada figura y era de esperar presentan bastantes similitudes.

La representación en el plano recoge ahora el 98,2% de la inercia de la nube.

Los valores propios señalan una distancia de los perfiles en torno a la media algo mayor en 1973 que para 1980. Esto queda ratificado por los valores de las matrices de distancias para ambos períodos (tablas 7A y 8A del apéndice). En general, se ha producido una aproximación de las distribuciones de la renta familiar en las Comunidades Autónomas a la distribución media del conjunto. Este fenómeno, recogido también en los datos de renta "per capita" disponible, lleva a algunos análisis que no hacen uso de la distribución de la renta sino de un índice sintético de la misma (renta media o "per capita") a concluir que se ha producido "una reducción de las diferencias relativas de renta familiar disponible" durante el período que aquí se trata. (Banco de Bilbao. *Renta Nacional de España 1981 y su distribución provincial*). La consideración de la estructura completa de la distribución de la renta y el análisis multidimensional de datos que estamos realizando nos llevará, como veremos, a invalidar esta conclusión. Por lo pronto la dispersión de la matriz de distancias es mayor para 1980 que en 1973. Esto significa que existe una mayor heterogeneidad en las distancias entre perfiles de renta en 1980. Ciertas Comunidades Autónomas se habrán alejado del resto en términos relativos. Mas adelante estaremos en condiciones de profundizar en esta cuestión.

En 1973 el primer eje explica el 87,1% de la variancia total del conjunto. Son los intervalos 1, 2, 3 y 4, de 0 a 400 miles de pesetas y 7, 8, 9, y 10 de 700 a 1.700 miles de pesetas, los que mayor incidencia tienen en la inercia de  $F_1$  (90,4%). De 1973 a 1980 la explicación de las diferentes estructuras en la distribución de la renta familiar se ha concentrado en un número menor de intervalos de renta.

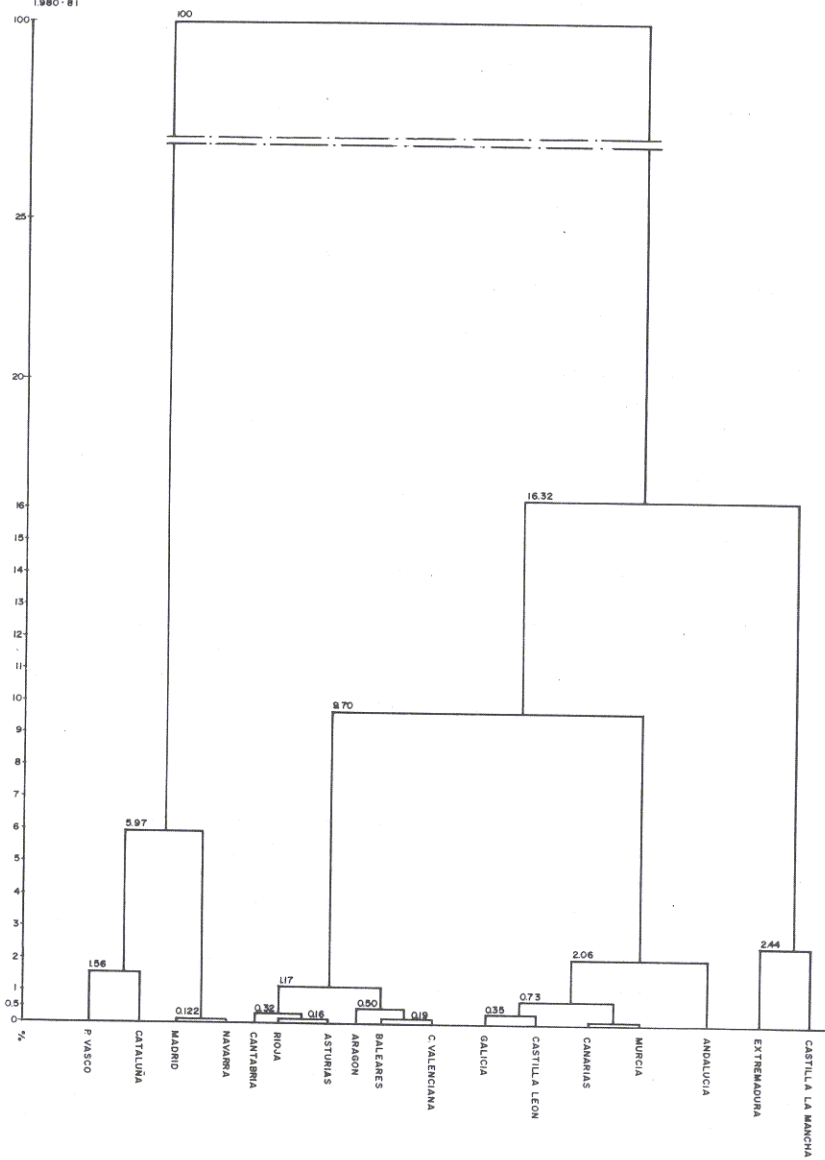
En cuanto a los puntos fila (Comunidades Autónomas), siete explican el 77% de la inercia de  $F_1$ . Se ha producido un cambio en la estructura de las contribuciones absolutas de las Comunidades Autónomas. En 1980 un menor número de ellas (seis) explican un mayor porcentaje de variancia (90%), luego está claro que ha tenido lugar una polarización espacial en las diferencias de estructura de la distribución de la renta familiar disponible.

Los resultados del análisis de conglomerados permitirán examinar con detalle este cambio estructural.

#### 4.2. Resultados del Análisis de Conglomerados

Se trata ahora de hacer agrupaciones de las Comunidades Autónomas con estructuras de la distribución de la renta lo más homogéneas posibles, para lo cual, en consonancia con lo dicho anteriormente se va a utilizar el criterio de la variancia.

GRAFICO 3  
1980-81



Hay que señalar previamente que las clases que se obtendrán van a ser plenamente compatibles con la disposición de los puntos en los gráficos que se han obtenido a partir del Análisis Factorial de Correspondencias, puesto que las nubes quedan muy bien representadas por el plano, tanto en 1973 como en 1980.

Los dendogramas correspondientes a 1973 y 1980 se tienen en los gráficos 3 y 4. En ellos la ordenada es proporcional a la inercia que se pierde en cada agregación.

En 1980, como puede observarse, los primeros grupos de Comunidades Autónomas se construyen con una pérdida de inercia muy pequeña. Ello significa que entre las Comunidades agrupadas en los primeros pasos hay una homogeneidad muy fuerte en cuanto a la estructura de la distribución de la renta familiar disponible. (Navarra y Madrid; Cantabria, Rioja y Asturias; Aragón, Baleares y Comunidad Valenciana; Galicia y Castilla León; Canarias y Murcia; Extremadura y Castilla La Mancha).

Incluso con una pérdida todavía escasa de la inercia de la nube (3%) ya se tienen 5 bloques (gráfico 3) claramente diferenciados: País Vasco y Cataluña; Madrid y Navarra; Cantabria; Asturias, Rioja, Aragón y Comunidad Valenciana; Galicia, Castilla León, Canarias, Murcia y Andalucía; Extremadura y Castilla La Mancha.

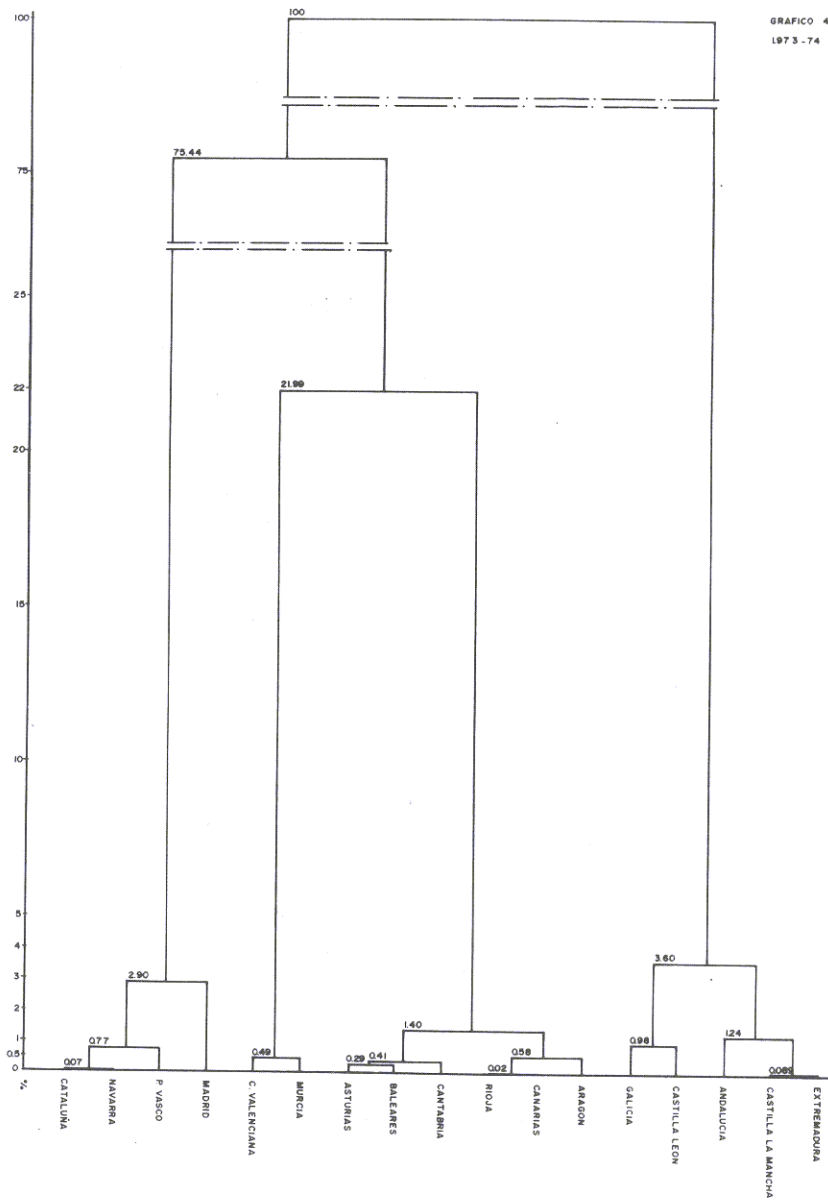
Para el 10% de pérdida de inercia se consiguen tres grandes bloques: el de cabeza, integrado por el País Vasco, Cataluña, Navarra y Madrid y en la cola Castilla La Mancha y Extremadura.

Si seccionamos a un nivel del 17% se sustituyen los 17 puntos representantes de las Comunidades Autónomas por dos correspondientes a los dos grandes bloques. El primer grupo se queda solo en cabeza y es el intermedio el que se une con Castilla La Mancha y Extremadura.

De la observación del gráfico correspondiente a 1973 se deduce que, al igual que sucede en 1980, las primeras agrupaciones se consiguen con unos valores muy pequeños para las abscisas.

Para un 3% como valor de la ordenada aparecen 5 grupos, igual que en 1980, aunque de una estructura algo diferente. A este nivel se tiene ya en 1973 formado el bloque de las 4 Comunidades Autónomas de cabeza, mientras que en 1980 se han diferenciado Madrid y Navarra por una parte y Cataluña y el País Vasco por otra. En otras clases también hay algunas diferencias. Así, la Comunidad Valenciana está en 1980 en el tercer grupo, más próxima a Baleares, mientras que Murcia ha pasado al grupo de Canarias, Castilla León y Galicia.

Con un 10% para la ordenada se tiene en 1980 una partición con tres clases. Esta partición de tres bloques se consigue en 1973 con una pérdida de inercia que está por encima del 21%. Esto significa que la proximidad entre estos tres bloques es relativamente mayor en 1973 que en 1980, puesto que entre los tres grupos hay una distancia que equivale en 1973 al resto de la iner-



cia (79%) mientras que en 1980 este resto es el 90%. Entre estas dos fechas se ha producido una mayor separación entre las Comunidades Autónomas pertenecientes a los grupos superior, intermedio e inferior en cuanto a la estructura de la distribución de la renta familiar disponible.

Estos tres bloques, que se consiguen con distintos niveles de pérdida de inercia en cada uno de los períodos considerados, no tienen además la misma composición, pues, por una parte el bloque intermedio se ha aproximado más a la cola hasta el punto de que en 1980 está más cerca de esta que del grupo de cabeza, mientras que en 1973 ocurría lo contrario; por otra parte, Extremadura y Castilla La Mancha se han quedado como grupo aislado, integrándose Andalucía, Castilla León y Galicia en el bloque intermedio.

El corte al 17% nos proporciona en 1973 4 bloques, mientras que en 1980 tendríamos 2. Para tener 2 bloques en 1973 había que pasar el 75%. En la línea que argumentamos anteriormente, ello quiere decir que se pueden sustituir las 17 C.C.A.A. por dos puntos representantes de sendas clases con una pérdida de variancia relativamente mucho mayor en 1973 que en 1980., lo cual implica una mayor proximidad de los dos bloques en 1973. Además, ahora, en 1980, el grupo intermedio se asocia con el inferior para formar una nueva clase, mientras que 1973 lo hacía con el grupo de cabeza. Se ha producido un distanciamiento claro entre este grupo y el resto de las C.C.A.A.

Este hecho se puede constatar también claramente observando el gráfico 5 correspondiente a la extensión del análisis de correspondencias a una matriz en la que se han incluido los datos correspondientes a 1973-74 y 1980-81, lo cual nos permite percibir la evolución temporal de las Comunidades Autónomas en cuanto a la estructura de la distribución de la renta.

En efecto, se observa cómo en 1980 hay una mayor homogeneidad en el grupo central, en el que se ha incluido Andalucía, pero también que la distancia, en términos relativos, de este grupo al de cabeza, formado por Cataluña, Navarra, Madrid y País Vasco ha crecido; como también ha crecido la distancia que separa a estos con el grupo formado por Castilla-La Mancha y Extremadura. En este sentido se puede decir que durante la crisis se ha acentuado la polarización espacial ya existente en cuanto a la estructura de la distribución familiar de la renta.

¿Cuáles son los intervalos de renta que podrían considerarse causantes de este cambio?. Utilizando el enfoque anterior, yustaponemos ahora los intervalos de renta correspondientes a 1973-74 y 1980-81. Vemos así en el gráfico 6 que los cambios se han producido fundamentalmente en los intervalos 1, 2, 3 y 4 y del 9 en adelante, tramo este último que ahora tiene relativamente una mayor importancia en las C.C.A.A. del grupo de cabeza.

Los intervalos que están entre 400 y 700.000 pesetas no se modifican prácticamente.

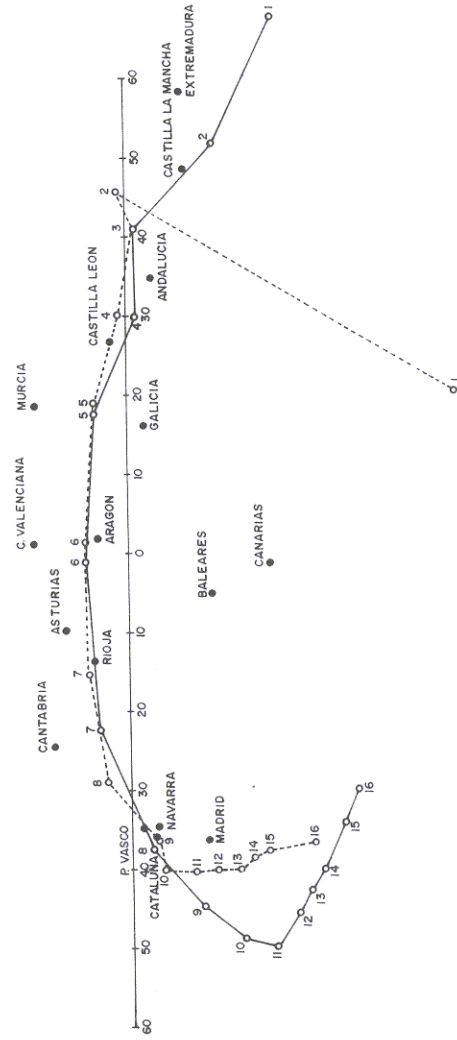




GRAFICO 6

DISTRIBUCION DE LA RENTA FAMILIAR  
POR COMUNIDADES AUTONOMAS

----- 1.973 - 74  
 ——— 1.980 - 81



---

## 5. CONSIDERACIONES FINALES

---

Se tiene, así, una primera aproximación cuantitativa a la evolución de la renta familiar disponible para las Comunidades Autónomas en el período 1973-1981 en la que se pone de manifiesto, en síntesis, un proceso de separación entre los tres bloques de Comunidades Autónomas que aparecen en el análisis. Surgen también en este proceso unas diferencias en la composición de los bloques: Castilla-León, Galicia y Andalucía se incorporan al grupo central, quedando completamente descolgadas Extremadura y Castilla-La Mancha, áreas que como se pone de manifiesto también en otros trabajos, se encuentran inmersas en un grave proceso de deterioro de su estructura económica y social <sup>5</sup>. También es de destacar el hecho de que el grupo intermedio está más lejos en 1981 del que ejerce el liderazgo, integrado por Madrid, Cataluña, El País Vasco y Navarra. Estas cuatro Comunidades Autónomas se han distanciado del resto de una manera muy clara.

En definitiva, durante el período 1973-1981 ha tenido lugar una profundización en las desigualdades espaciales en cuanto a la distribución de la renta familiar disponible, a pesar de que a veces se ha pretendido generalizar y difundir la imagen de que son las áreas más desarrolladas las que en mayor medida están soportando los efectos negativos de la crisis <sup>6</sup>.

El análisis que se ha realizado a lo largo de este trabajo, aunque en gran medida descriptivo, nos ha permitido, utilizando el instrumento estadístico adecuado, obtener ciertas conclusiones en un terreno apenas explorado de nuestra realidad económica: el de la distribución familiar de la renta. Un mayor conocimiento en este ámbito de la realidad necesitaría fijar como norte de la investigación la respuesta a interrogantes como: ¿cuáles son los mecanismos que se

<sup>5</sup> Aunque en el proceso de desarrollo desigual que ha seguido la economía del conjunto de Comunidades Autónomas Andalucía o Galicia han sufrido una desestructuración muy importante los efectos negativos desde el punto de vista demográfico no han sido tan nocivos como en los casos de Extremadura y Castilla-La Mancha, donde los daños causados sobre los propios recursos humanos pueden considerarse como muy difícilmente reversibles. Estas dos Comunidades ocupan los últimos lugares en los trabajos que consideran un conjunto de indicadores para ubicar su perfil. Véase a este respecto *Disparidades Económico-sociales de las provincias españolas*. I.N.E. Madrid, 1986.

<sup>6</sup> Esta mayor incidencia de la crisis en las áreas "avanzadas" se ha fundado en ocasiones en el mayor volumen de empleos industriales destruidos en las mismas. Sin embargo, utilizando las cifras de empleo que proporciona la Encuesta de Población Activa que realiza el I.N.E. se constata que en términos relativos no puede sostenerse que haya sido más intenso el proceso de destrucción de empleos en las Comunidades más industrializadas.

sitúan detrás de las diferencias aparecidas en la distribución de la renta?, ¿qué relación existe entre los distintos tipos de distribución y el proceso de desarrollo desigual que ha seguido espacialmente la economía española?, ¿qué repercusiones tiene una determinada distribución del ingreso sobre variables económicas tales como el consumo, el ahorro, la inversión, etc...?.

Como es obvio, estas preguntas desbordan ampliamente el objetivo del presente trabajo, pero creo que es necesario dejar claro que sólo tratando de responderlas podríamos traspasar la epidermis de nuestra realidad económica.

## APENDICE

TABLA 1A  
**FRECUENCIAS GENERADAS POR EL MODELO. 1973-74**  
(Miles de familias)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
ANDALUCIA	100.9	181.0	220.5	229.3	210.2	308.0	169.7	87.9	61.7	27.0	13.3	8.8	4.4	2.4	4.4	3.2
ARAGON	6.9	17.7	26.5	33.1	36.3	67.1	45.9	26.1	18.5	7.8	3.6	2.2	1.0	0.5	0.3	0.6
ASTURIAS	4.2	12.4	20.3	27.2	32.1	65.3	48.7	28.3	19.5	7.7	3.4	2.0	0.9	0.4	0.2	0.4
BALEARES	1.5	5.7	10.5	15.4	19.4	42.0	31.4	17.1	10.7	3.8	1.5	0.8	0.3	0.2	0.1	0.1
CANARIAS	5.4	15.6	24.8	31.9	36.0	69.7	52.2	33.0	26.3	12.4	6.3	4.2	2.1	1.2	0.7	1.5
CANTABRIA	0.7	3.1	6.2	9.8	13.1	31.9	27.5	16.1	10.1	3.4	1.3	0.7	0.3	0.1	0.1	0.0
CASTILLA-LEON	26.8	65.8	92.6	103.3	96.7	138.1	71.1	34.6	23.0	9.6	4.6	3.0	1.4	0.8	0.5	1.0
CASTILLA LA MANCHA	30.9	57.4	68.1	66.4	56.2	74.5	38.0	19.3	13.8	6.3	3.2	2.2	1.2	0.7	0.4	1.0
CATALUÑA	11.6	39.1	69.2	99.0	125.2	293.6	273.5	195.2	159.0	70.2	32.3	19.5	8.7	4.3	2.3	4.0
CUMUNI. VALENCIANA	12.7	42.2	73.3	101.3	118.9	224.7	140.1	67.6	40.0	14.0	5.7	3.1	1.3	0.6	0.3	0.5
EXTREMADURA	18.0	36.5	45.0	44.5	37.4	48.2	23.4	11.4	7.9	3.5	1.7	1.2	0.6	0.3	0.2	0.5
GALICIA	31.2	61.7	79.8	88.0	86.1	138.3	84.2	46.3	33.0	15.0	7.4	4.9	2.5	1.3	0.8	1.7
MADRID	15.0	39.9	62.0	81.1	95.9	211.3	193.2	144.1	129.4	64.5	32.8	21.6	10.5	5.5	3.2	6.2
MURCIA	3.4	12.5	22.6	30.4	32.9	52.8	27.7	12.6	7.6	2.8	1.2	0.7	0.3	0.2	0.1	0.2
NAVARRA	1.2	3.9	6.8	9.5	11.9	27.5	25.2	17.5	13.7	5.8	2.6	1.5	0.7	0.3	0.2	0.3
PAIS VASCO	8.1	22.2	34.8	45.8	54.0	116.4	69.5	57.1	26.2	16.6	8.0	3.7	1.9	1.1	1.1	2.0
RIOJA	1.2	3.0	4.5	5.7	6.5	13.1	10.5	6.8	5.4	2.4	1.2	0.7	0.3	0.2	0.1	0.2

**TABLA 2A**  
**FRECUENCIAS GENERADAS POR EL MODELO. 1980—81**  
(Miles de familias)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
ANDALUCIA	2.0	136.3	181.4	205.5	206.8	346.1	219.9	123.8	90.9	40.5	19.9	13.2	6.5	3.6	2.0	4.5
ARAGON	1.4	21.8	29.9	35.4	37.9	72.2	54.8	35.7	29.2	13.9	7.1	4.8	2.4	1.3	0.8	1.7
ASTURIAS	0.2	16.4	22.7	27.8	31.5	66.6	58.2	40.8	32.9	14.4	6.5	3.9	1.7	0.9	0.5	0.7
BALEARES	0.0	10.0	17.0	21.3	23.1	43.3	32.1	20.5	16.8	8.2	4.3	3.0	1.5	0.9	0.5	1.2
CANARIAS	0.4	18.2	29.2	37.1	40.3	72.3	48.9	28.8	21.9	10.2	5.1	3.4	1.7	1.0	0.6	1.3
CANTABRIA	0.1	3.5	7.3	11.0	13.9	30.0	24.5	16.5	13.8	6.8	3.5	2.5	1.3	0.7	0.4	1.0
CASTILLA-LEON	0.0	61.7	76.7	83.6	83.7	140.0	102.4	63.9	51.7	25.1	13.1	9.1	4.6	2.6	1.6	3.6
CASTILLA LA MANCHA	4.6	44.1	63.5	70.5	65.3	93.5	50.0	25.8	18.3	8.2	4.1	2.8	1.4	0.9	0.5	1.1
CATALUÑA	0.0	60.0	73.3	100.6	125.3	302.0	309.9	248.7	222.8	102.7	46.9	27.5	11.8	5.7	3.0	4.6
CUMUNI. VALENCIANA	1.1	41.5	71.9	98.3	115.3	232.2	174.4	108.0	83.2	37.6	18.4	12.0	5.8	3.1	1.8	3.7
EXTREMADURA	0.2	31.0	57.1	55.2	41.0	47.0	22.0	11.3	8.5	4.2	2.3	1.7	1.0	0.6	0.4	1.2
GALICIA	0.0	48.3	69.1	80.5	84.5	154.0	110.0	68.4	54.0	25.3	12.8	8.6	4.3	2.4	1.4	3.0
MADRID	5.1	27.0	52.5	77.8	98.3	224.3	207.2	158.4	151.4	83.9	47.5	34.9	18.9	11.0	6.8	16.8
MURCIA	0.6	14.8	23.9	30.5	33.3	59.1	38.1	20.9	14.7	6.3	3.0	1.9	0.9	0.5	0.3	0.6
NAVARRA	0.7	3.0	5.5	8.0	10.1	23.7	22.8	17.7	16.7	8.8	4.7	3.2	1.7	0.9	0.5	1.2
PAIS VASCO	0.0	3.8	16.5	28.9	41.6	108.4	82.5		74.0	37.1	19.2	12.9	6.4	3.5	2.0	4.2
RIOJA	0.0	2.1	4.5	6.0	7.4	16.8	14.8	9.5	6.6	2.4	1.0	0.5	0.2	0.1	0.1	0.1

TABLA 3A

PUNTOS COLUMNA 1980-81

Intervalos (Miles de ptas.)	Masas	Proyecciones		Contribuciones Absolutas		Contribuciones Relativas	
		F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>	F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>	F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>
1 0 - 100	0,002	0,242	0,993	0,1	20,9	0,03	0,47
2 100 - 200	0,054	0,481	-0,011	14,8	0,0	0,91	0,00
3 200 - 300	0,080	0,453	0,049	19,4	2,5	0,95	0,01
4 300 - 400	0,097	0,339	0,031	13,3	1,2	0,98	0,08
5 400 - 500	0,106	0,211	0,000	5,6	0,0	0,94	0,00
6 500 - 700	0,203	0,036	-0,035	0,3	3,3	0,18	0,16
7 700 - 900	0,160	-0,151	-0,060	4,3	7,6	0,83	0,13
8 900 - 1100	0,108	-0,279	0,058	9,9	4,7	0,94	0,04
9 1100 - 1400	0,091	-0,358	0,018	13,7	0,5	0,95	0,00
10 1400 - 1700	0,043	-0,396	0,060	9,2	2,1	0,95	0,02
11 1700 - 2000	0,022	-0,405	0,142	4,2	5,7	0,87	0,10
12 2000 - 2400	0,014	-0,403	0,225	2,8	9,6	0,74	0,23
13 2400 - 2800	0,007	-0,401	0,309	1,4	8,9	0,60	0,35
14 2800 - 3200	0,004	-0,384	0,367	0,7	6,0	0,49	0,45
15 3200 - 3600	0,002	-0,382	0,415	0,5	5,3	0,42	0,50
16 3600 y +	0,005	-0,369	0,564	0,8	20,7	0,27	0,63



TABLA 4

PUNTO FILA 1980-81

Comunidades Autónomas	Masas	Proyecciones		Contribuciones Absolutas		Contribuciones Relativas	
		F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>	F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>	F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>
1 ANDALUCIA	0,160	0,297	0,002	16,6	1,0	0,98	0,00
2 ARAGON	0,035	0,056	0,025	0,2	0,4	0,46	0,09
3 ASTURIAS	0,032	-0,070	-0,092	0,3	3,5	0,33	0,59
4 BALEARES	0,020	0,031	-0,003	0,0	0,0	0,18	0,00
4 CANARIAS	0,032	0,143	-0,026	0,8	0,4	0,76	0,02
6 CANTABRIA	0,014	-0,173	-0,008	0,5	0,0	0,77	0,00
7 CASTILLA-LEON	0,073	0,190	0,006	3,2	0,0	0,83	0,00
8 CASTILLA LA MANCHA	0,045	0,479	0,117	12,3	8,1	0,85	0,05
9 CATALUÑA	0,164	-0,298	0,089	17,2	16,9	0,86	0,07
10 COM. VALENCIANA	0,101 <sub>2</sub>	-0,000	-0,065	0,0	5,4	0,00	0,31
11 EXTREMADURA	0,028	0,675	0,121	15,3	5,4	0,88	0,02
12 GALICIA	0,072	0,130	-0,027	1,4	0,7	0,87	0,04
13 MADRID	0,122	-0,347	0,181	17,4	52,0	0,78	0,21
14 MURCIA	0,025	0,213	0,050	1,4	0,8	0,75	0,04
15 NAVARRA	0,013	-0,342	0,116	1,7	2,3	0,87	0,10
16 PAIS VASCO	0,054	-0,424	-0,009	11,7	0,0	0,98	0,00
17 RIOJA	0,007	-0,082	-0,184	0,0	3,1	0,11	0,57

TABLA 5A

PUNTOS FILA 1973-74

Comunidades Autónomas	Masas	Proyecciones		Contribuciones Absolutas		Contribuciones Relativas	
		F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>	F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>	F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>
1 ANDALUCIA	0,177	0,371	0,072	21,8	6,4	0,95	0,01
2 ARAGON	0,032	-0,006	-0,087	0,0	1,6	0,00	0,98
3 ASTURIAS	0,030	-0,125	-0,136	0,4	3,8	0,45	0,52
4 BALEARES	0,017	-0,159	-0,228	0,4	6,3	0,31	0,64
5 CANARIAS	0,035	-0,161	-0,002	0,8	0,0	0,87	0,00
6 CANTABRIA	0,013	-0,295	-0,223	1,1	4,6	0,57	0,32
7 CASTILLA-LEON	0,072	0,342	-0,050	7,7	1,3	0,94	0,02
8 CASTILLA LA MANCHA	0,048	0,493	0,128	10,3	5,4	0,93	0,06
9 CATALUÑA	0,153	-0,409	0,017	22,8	0,3	0,98	0,00
10 COM. VALENCIANA	0,092	0,026	0,251	0,0	40,4	0,01	0,98
11 EXTREMADURA	0,031	0,514	0,093	7,1	1,8	0,96	0,03
12 GALICIA	0,074	0,211	0,018	2,9	0,2	0,98	0,00
13 MADRID	0,121	-0,393	0,143	16,7	17,4	0,87	0,12
14 MURCIA	0,022	0,170	-0,238	0,7	8,9	0,30	0,59
15 NAVARRA	0,014	-0,366	0,021	1,7	0,0	0,96	0,00
16 PAIS VASCO	0,062	-0,310	0,052	5,5	1,1	0,95	0,02
17 RIOJA	0,067	-0,187	0,002	0,2	0,0	0,99	0,00

**TABLA 6A**  
**PUNTOS COLUMNA 1973-74**

	Intervalos (Miles de ptas.)	Masas	Proyecciones		Contribuciones Absolutas		Contribuciones Relativas	
			F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>	F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>	F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>
1	0 - 100	0,030	0,673	0,274	12,3	15,9	0,93	0,1
2	100 - 200	0,067	0,513	0,138	15,8	8,9	0,42	0,0
3	200 - 300	0,094	0,399	0,045	13,4	1,3	0,34	0,02
4	300 - 400	0,111	0,285	-0,031	8,1	7,8	0,93	0,03
5	400 - 500	0,116	0,159	-0,091	2,6	6,7	0,87	0,05
6	500 - 700	0,208	-0,032	-0,121	0,2	21,3	0,32	0,18
7	700 - 900	0,148	-0,249	-0,070	8,2	5,1	0,94	0,14
8	900 - a a a *	0,090	-0,389	0,026	12,2	0,4	0,93	0,10
9	1100 - 1400	0,069	-0,470	-0,124	13,6	7,4	0,93	0,00
10	1400 - 1700	0,031	-0,500	0,207	6,8	9,1	0,87	0,00
11	1700 - 2000	0,015	-0,509	0,263	3,4	7,2	0,72	0,04
12	2000 - 2400	0,009	-0,479	0,295	1,9	5,6	0,63	0,00
13	2400 - 2800	0,004	-0,453	0,326	0,8	3,2	0,56	0,00
14	2800 - 3200	0,002	-0,426	0,349	0,4	1,9	0,93	0,02
15	3200 - 3600	0,001	-0,096	0,414	0,0	1,9	0,76	0,03
16	3600 y +	0,002	-0,321	0,411	0,3	2,9	0,58	0,00

TABLA 7A

Distancia  $x^2$ , 1973-74

0,00	0,17	0,29	0,37	0,30	0,54	0,03	0,02	0,62	0,23	0,03	0,03	0,60	0,15	0,56	0,47	0,32
0,17	0,00	0,02	0,05	0,03	0,12	0,13	0,30	0,18	0,03	0,30	0,06	0,21	0,06	0,14	0,11	0,04
0,29	0,02	0,00	0,01	0,03	0,04	0,24	0,45	0,10	0,04	0,46	0,14	0,16	0,11	0,07	0,07	0,02
0,37	0,05	0,01	0,00	0,06	0,02	0,30	0,56	0,12	0,04	0,56	0,20	0,20	0,13	0,09	0,11	0,06
0,30	0,03	0,03	0,06	0,00	0,10	0,26	0,45	0,07	0,10	0,47	0,14	0,08	0,17	0,06	0,03	0,00
0,54	0,12	0,04	0,02	0,10	0,00	0,47	0,76	0,08	0,12	0,77	0,33	0,17	0,26	0,05	0,10	0,08
0,03	0,13	0,24	0,30	0,26	0,47	0,00	0,06	0,58	0,15	0,05	0,03	0,58	0,07	0,52	0,44	0,29
0,02	0,30	0,45	0,56	0,45	0,76	0,06	0,00	0,83	0,37	0,00	0,09	0,79	0,26	0,76	0,66	0,48
0,62	0,18	0,10	0,12	0,07	0,08	0,58	0,83	0,00	0,27	0,86	0,39	0,02	0,42	0,00	0,02	0,05
0,23	0,03	0,04	0,04	0,10	0,12	0,15	0,37	0,27	0,00	0,36	0,11	0,33	0,03	0,21	0,21	0,11
0,03	0,30	0,46	0,56	0,47	0,77	0,05	0,00	0,86	0,36	0,00	0,10	0,83	0,24	0,79	0,68	0,50
0,03	0,06	0,14	0,20	0,14	0,33	0,03	0,09	0,39	0,11	0,10	0,00	0,38	0,08	0,43	0,28	0,16
0,60	0,21	0,16	0,20	0,08	0,17	0,58	0,79	0,02	0,33	0,83	0,38	0,00	0,47	0,04	0,02	0,07
0,15	0,06	0,11	0,13	0,17	0,26	0,07	0,26	0,42	0,03	0,24	0,08	0,47	0,00	0,36	0,32	0,20
0,56	0,14	0,07	0,09	0,06	0,05	0,52	0,76	0,00	0,21	0,79	0,34	0,04	0,36	0,00	0,02	0,04
0,47	0,11	0,07	0,11	0,03	0,10	0,44	0,66	0,02	0,21	0,68	0,28	0,02	0,32	0,02	0,00	0,02
0,32	0,04	0,02	0,06	0,00	0,08	0,29	0,48	0,05	0,11	0,50	0,16	0,07	0,20	0,04	0,02	0,00

X = 0,22;  $s^2 = 0,05$ ; Coeficiente de variación: 100,29

**TABLA 8A**

**Distancia  $\chi^2$  1980-81**

0.00	0.06	0.14	0.08	0.03	0.23	0.02	0.08	0.37	0.10	0.21	0.03	0.46	0.02	0.43	0.53	0.19
0.06	0.00	0.03	0.01	0.02	0.07	0.03	0.20	0.15	0.02	0.46	0.02	0.19	0.04	0.17	0.24	0.08
0.14	0.03	0.00	0.03	0.06	0.03	0.09	0.37	0.06	0.02	0.64	0.05	0.15	0.10	0.12	0.14	0.03
0.08	0.01	0.03	0.00	0.02	0.04	0.04	0.26	0.14	0.01	0.48	0.01	0.18	0.05	0.17	0.21	0.06
0.03	0.02	0.06	0.02	0.00	0.10	0.02	0.17	0.22	0.02	0.37	0.01	0.29	0.01	0.29	0.01	0.27
0.23	0.07	0.03	0.04	0.10	0.00	0.16	0.48	0.05	0.03	0.81	0.10	0.07	0.15	0.06	0.07	0.05
0.02	0.03	0.09	0.04	0.02	0.16	0.00	0.15	0.26	0.07	0.29	0.01	0.33	0.04	0.31	0.39	0.15
0.08	0.20	0.37	0.26	0.17	0.48	0.15	0.00	0.67	0.29	0.14	0.18	0.72	0.13	0.69	0.87	0.44
0.37	0.15	0.06	0.14	0.22	0.05	0.26	0.67	0.00	0.12	1.02	0.20	0.09	0.30	0.05	0.04	0.10
0.10	0.02	0.02	0.01	0.02	0.03	0.07	0.29	0.12	0.00	0.57	0.03	0.19	0.05	0.16	0.19	0.03
0.21	0.46	0.64	0.48	0.37	0.81	0.29	0.14	1.02	0.57	0.00	0.36	1.10	0.33	1.09	1.27	0.75
0.03	0.02	0.05	0.01	0.01	0.10	0.01	0.18	0.20	0.03	0.36	0.00	0.27	0.02	0.25	0.31	0.09
0.46	0.19	0.15	0.18	0.29	0.07	0.33	0.72	0.09	0.19	1.10	0.27	0.00	0.38	0.01	0.04	0.22
0.02	0.04	0.10	0.05	0.01	0.15	0.04	0.13	0.30	0.05	0.33	0.02	0.38	0.00	0.35	0.42	0.11
0.43	0.17	0.12	0.17	0.27	0.06	0.31	0.69	0.05	0.16	1.09	0.25	0.01	0.35	0.00	0.03	0.18
0.53	0.24	0.14	0.21	0.33	0.07	0.39	0.87	0.04	0.19	1.27	0.31	0.04	0.42	0.03	0.00	0.16
0.19	0.08	0.03	0.06	0.09	0.05	0.15	0.44	0.10	0.03	0.75	0.09	0.22	0.11	0.18	0.16	0.00

X = 0,20; S<sup>2</sup> = 0,05; Coeficiente de variación: 119,40

