

UNIVERSIDAD DE BARCELONA

FACULTAD DE BIOLOGIA

ESTRUCTURA MATRIMONIAL
DE LAS POBLACIONES
DE DOS VALLES PIRENAICOS

Memoria que para optar al
Grado de Doctor en Biología presenta
Domingo Isaac Toja Santillana.

Barcelona, Mayo de 1987

BIBLIOTECA DE LA UNIVERSITAT DE BARCELONA



0700183252

	MATRIMONIOS	MEDIA	E	s	t	P
VARONES	Consanguíneos	29.04	0.23	6.20		
	Totales 1918-74	30.84	0.10	6.14	6.92	0.000
MUJERES	Consanguíneos	23.70	0.19	5.05		
	Totales 1918-74	25.38	0.09	5.50	8.00	0.000
DIFERENCIAS	Consanguíneos	5.29	0.24	6.24		
	Totales 1918-74	5.45	0.09	5.52	1.02	0.308

CUADRO 8.o.- Edades maritales en los matrimonios consanguíneos.

el de la boda. Pero suponer una demora media mínima de más de un año resulta exagerado, como podemos ver comparando estos resultados con los de Palacios-Araus (1986) en el Pirineo Aragonés Oriental, o los que ya se han visto en el Salazar. En la población oscense, estudiada con los mismos métodos que la pallaresa, no hay diferencias significativas entre la edad de consanguíneos y no consanguíneos. Por lo tanto, y aún suponiendo que las diferencias reales fueran menores, se ha de concluir que los matrimonios entre parientes se contraen a una edad menor que los demás. Dado que los promedios de edades y de diferencias de edad no varían significativamente con el tiempo en esta población, la comparación entre ambos grupos de matrimonios es razonable.

La composición de los matrimonios consanguíneos según el estado civil también difiere de la de los matrimonios conjuntos del período 1918-1974 ($\chi^2=9.32$, $0.05 > p > 0.02$ con 3 g.d.l.). Sin embargo, esta diferencia no es homogénea para los dos sexos, pues mientras las distribuciones de las mujeres en

solteras y viudas no difieren en ambos colectivos ($X^2=0.078$, $0.8 > p > 0.7$ con g.d.l.), los estados civiles de los varones se reparten de un modo significativamente divergente ($X^2=5.442$, $0.02 > p > 0.01$ con 1 g.d.l.), siendo la excesiva proporción de viudos en los matrimonios entre parientes la responsable de esta diferencia. Ahora bien, probablemente no haya que fiar demasiado en esta comparación, pues es bien sabido que los matrimonios de viudos disminuyen con el tiempo, y quizá el desfase cronológico entre los dos grupos de matrimonio baste para explicar estos resultados, ya que se comprueba, tanto en esta población como en otras (Bertranpetit, 1981; etc.), que la frecuencia de matrimonios en que intervienen viudos decrece con el tiempo.

Lo que ya no puede explicar tan bien dicho desfase es la enorme diferencia que en la movilidad marital se da entre ambos grupos. Considerando un aspecto básico de la misma, es decir el porcentaje de endogamia, calculado a tres niveles, se encuentran diferencias más que notables:

GRUPO	END. PARROQUIAL	END. SUBCOMARCAL	END. COMARCAL
Consanguíneos	43.35%	76.54%	91.70%
Totales 1918-74	23.10%	49.37%	77.51%

Diferencias tan grandes indican, sobre todo, una movilidad mucho menor de los parientes a la hora de contraer matrimonio entre ellos, como sucede en el Valle de Salazar, en el Pirineo Aragonés Oriental (Palacios-Araus, 1986) o en el Obispado de Tarragona (Bertranpetit y Gual, 1984).

8.E.2.- DISTRIBUCION DE LAS DISPENSAS

Los 710 matrimonios consanguíneos censados comprenden 774 dispensas, pues de aquéllos hay 59 que presentan más de una dispensa, y de éstos 10 presentan más de dos. La distribución por grados y períodos de estas dispensas

puede verse en el Cuadro 8.p y en las Figuras 8.27 y 8.28. La notación usada para designar los grados es, como se ha dicho antes, la de Defrise-Gussenhoven et al. (1983).

Pueden observarse dos rasgos importantes en esta distribución: el primero es que, a semejanza de lo que sucede en muchas otras poblaciones (Valls, 1983; García-Moro y Bertranpetit, 1981; etc.), la aparición de matrimonios entre parientes próximos se retrasa hasta la década 1870-79, y en general, las pautas de evolución de cada uno de los grados resultan bastante paralelas a las de estas poblaciones; el segundo aspecto, la distribución total de los grados, por el contrario, aparta bastante esta distribución de las otras descritas (Valls, 1982; Palacios-Araus, 1986), incluidas las del Salazar. En efecto, la frecuencia relativa de primos hermanos que se casan es muy superior en el Pallars Sobirà, e iguala, aproximadamente, a las de primos segundos y terceros. Si bien estos últimos dejan de registrarse a partir de 1918, su número sigue pareciendo escaso en comparación con los esperables siguiendo las proporciones de otras poblaciones. Pero es que, además, los primos segundos siguen registrándose hasta el fin del período estudiado, y apenas superan en número a los primos hermanos, cuando en el Salazar, para el mismo período, son casi el doble (61 contra 113) y en el Pirineo Aragonés Oriental superan con amplitud esa proporción (281 contra 623). Así mismo, los matrimonios tío-sobrino están sobrerrepresentados.

La distribución geográfica de las dispensas es variable, y no muestra una proporcionalidad con el número de matrimonios, como lo demuestra la amplia variación entre las 4 dispensas por cada 100 matrimonios del municipio de Tirvia y las casi 17 del de Lladorre (estas cifras, como las que siguen, se han calculado para el período 1854-1918, con el fin de que la desaparición del registro de los grados de parentesco más alejados no ocasione distorsiones). Si la comparación se hace por subcomarcas, se puede apreciar que hay

PERIODO	212	222	223	233	234	244	TOTAL
1854-59				3	5	15	23
1860-69			3	14	15	27	59
1870-79		9	7	5	11	14	46
1880-89	3	21	11	31	22	42	130
1890-99		21	8	18	17	36	100
1900-09	5	28	7	20	30	34	124
1910-19	3	31	14	27	20	17	112
1920-29	3	31	8	28	2		72
1930-39	3	16	2	12			33
1940-49	1	15	9	18	1		44
1950-59	1	7	5	12			25
1960-66		1	1	4			6
TOTAL	19	180	75	192	120	185	774

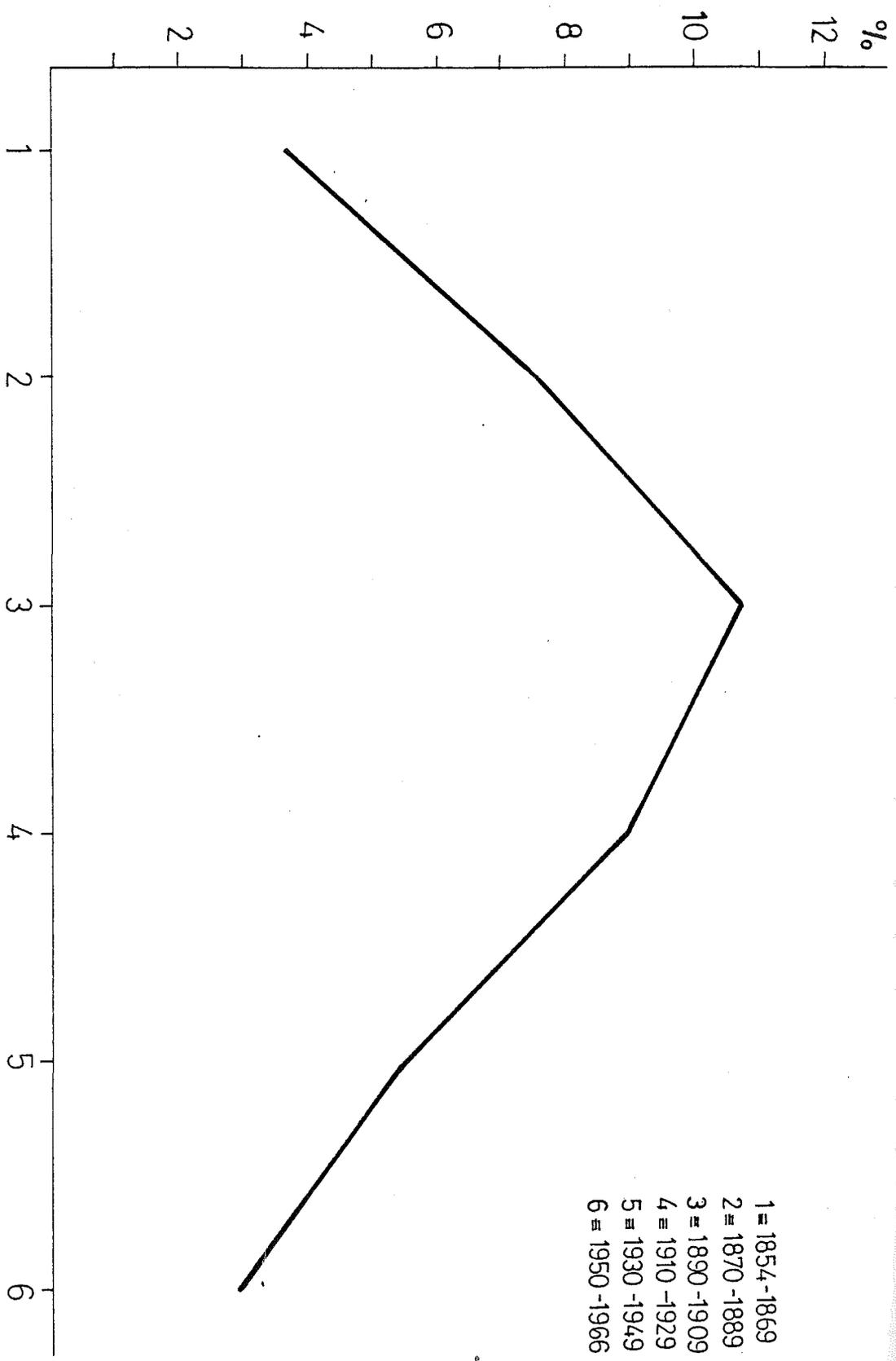
CUADRO 8.p.- Distribución por períodos y por grados de las dispensas.

diferencias entre ellas: así, los valles de Cardós y Farrera presentan un promedio de 9.07%; el valle de Aneu sólo registra un 7.81%; y la cifra para el Pallars Sud es más baja aún, con un 6.44%. Esto no quita para que dentro de las subcomarcas haya una gran variabilidad, cuya posible explicación se intentará dar más adelante al tratar de los factores que pueden influir en la distribución de los coeficientes de consanguinidad.

8.E.3.- COEFICIENTES DE CONSANGUINIDAD

La aplicación a las cifras arriba señaladas de la fórmula para el cálculo del coeficiente α de consanguinidad (Wright, 1951), ha dado los resultados consignados en el Cuadro 8.q.

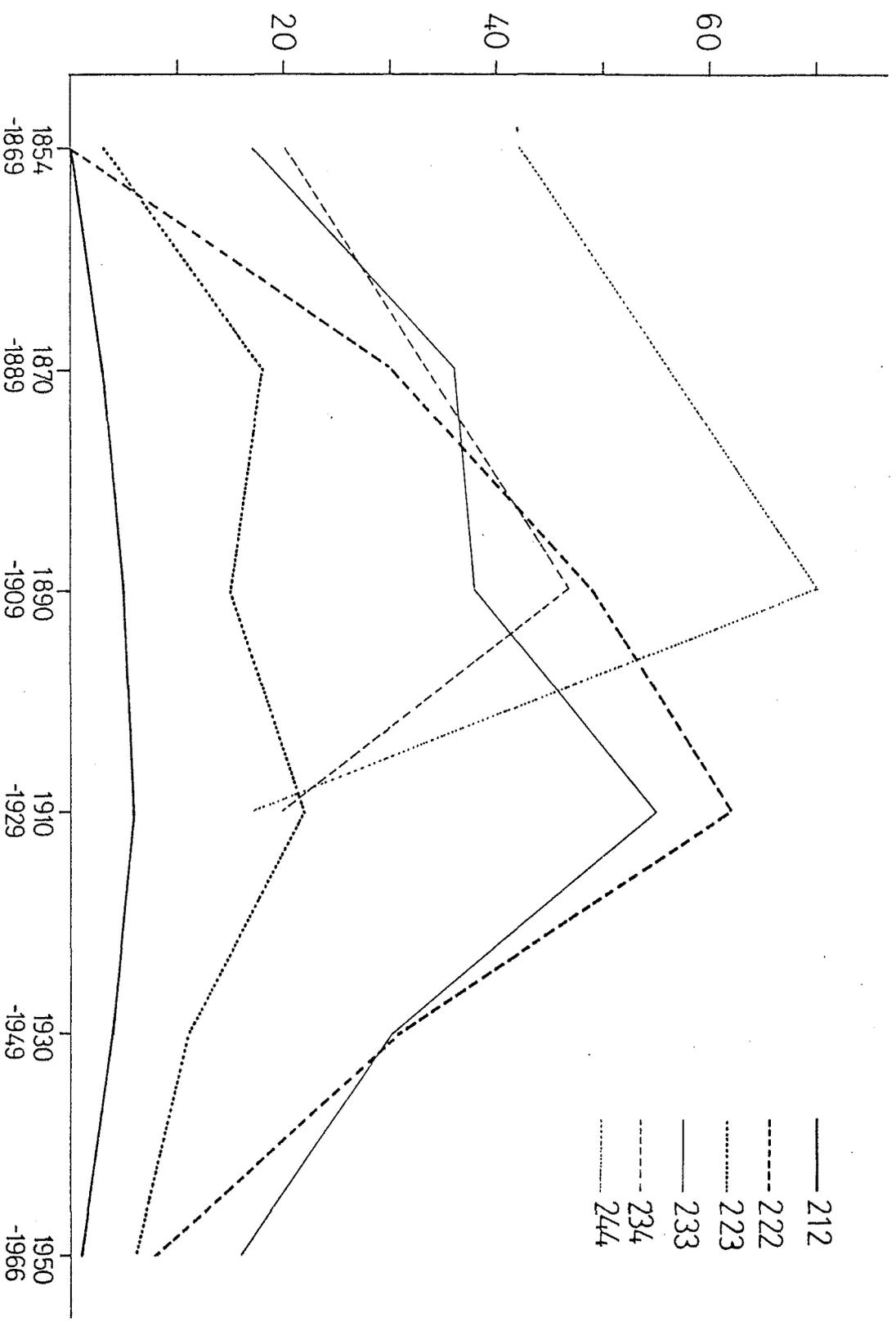
La evolución que presentan los valores del coeficiente α corresponde a un esquema ya muy conocido, y que ya se ha apuntado al referirnos a la evolu-



PALLARS SOBIRÀ: Evolución de la frecuencia de matrimonios consanguíneos.

FIGURA 8.27.

- 212
- - - 222
- 223
- 233
- - - 234
- 244



PALLARS SOBIRÀ: Evolución de las frecuencias absolutas de los distintos tipos

de matrimonios consanguíneos.

PERIODO	NUM. MATRIM.	NUM. DISP.	% DISPENSAS	α ($\times 10^3$)
1854-59	889*	23	2.5	0.16
1860-69	1373*	59	3.6	0.39
1870-79	1233*	46	3.7	0.81
1880-89	1110*	130	10.6	2.57
1890-99	1080*	100	8.5	1.96
1900-09	1004*	124	11.2	3.26
1910-19	1031*	112	9.8	3.29
1920-29	1015	72	6.7	2.96
1930-39	558	33	5.6	2.91
1940-49	813	44	5.0	2.00
1950-59	784	25	2.8	1.16
1960-66	268	6	2.2	0.58
TOTAL	11158	774	6.9	1.85

* Valores estimados suponiendo una tasa de nupcialidad de 7.9 %.

CUADRO 8.q.- Evolución de los valores del coeficiente de consanguinidad.

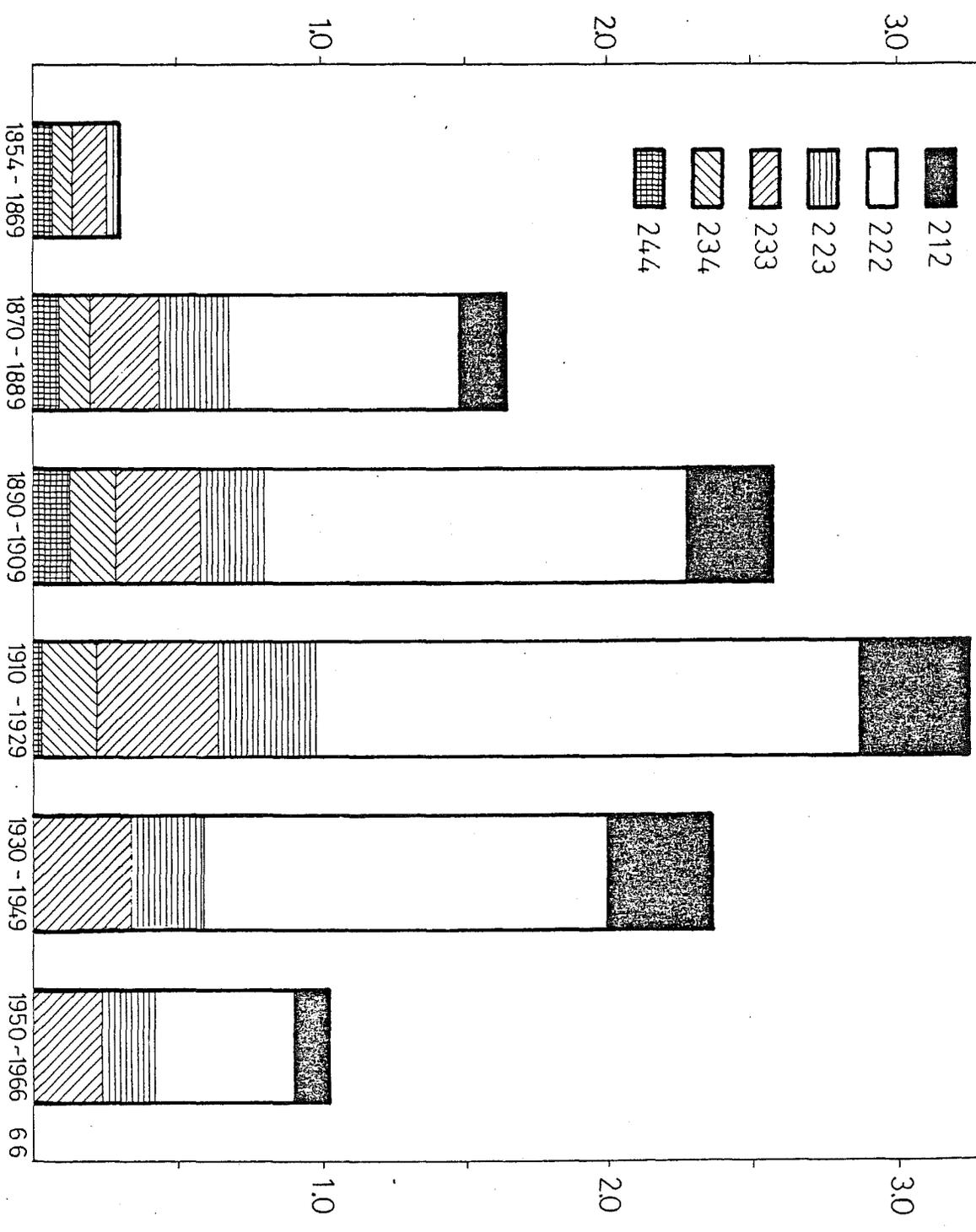
ción de la frecuencia de dispensas, es decir, un paulatino aumento hasta las últimas décadas del siglo pasado, un aumento más brusco hasta el primer cuarto del presente siglo, seguido de una fase final de declive hasta la actualidad. Obsérvese, sin embargo, que aunque el camino seguido por este coeficiente es comparable al de otras poblaciones pirenaicas, las cotas alcanzadas son sensiblemente menores, como lo demuestra la simple comparación de los valores más altos. Así, mientras en Ansó (Valls, 1983) se alcanza un valor de 6.3, y en el Salazar y Pirineo Aragonés Oriental (Palacios-Araus, 1986) se supera el de 4.5, el máximo pallarés, de sólo 3.29, parece un tanto escaso para una población que no desmerece de aquéllas en cuanto a sus características de aislamiento geográfico y socioeconómico. Como sucede en estas poblaciones, y en muchas otras, también en el Pallars Sobirà se alcanza el máximo valor de α en las primeras décadas del Siglo XX para luego decrecer hasta la actualidad, lo que acentúa el paralelismo entre sus respectivas evoluciones.

Cada grado de parentesco contribuye de un modo distinto al valor de α . En el caso presente esta distinta contribución está representada en la Figura 8.29, donde la aportación de cada grado está delineada con distintas tramas. En tal figura es fácil observar que la contribución respectiva de cada grado varía con los diferentes períodos en medidas distintas. Dos interesantes particularidades de la consanguinidad pallearesa se evidencian en el gráfico. La primera es que la consanguinidad más próxima (tío-sobrino, primos hermanos) constituye, cuando está presente, la fracción más importante del valor de α , siendo siempre más de la mitad y, en los años de 1910 a 1949, superando con holgura las dos terceras partes; esta contribución del parentesco más próximo es la más elevada de las conocidas en poblaciones pirenaicas, y de las más altas en el conjunto de las españolas (Valls, 1967; Diago, 1980; García-Moro y Bertranpetit, 1981; etc.). El segundo punto es la relativa importancia que, dentro de estos parentescos, tiene el más próximo: usualmente, a pesar de su gran consanguinidad específica, la contribución al valor de α de los matrimonios tío-sobrino suele ser baja, debido a la escasez de tal tipo de enlaces; no sucede eso aquí, sino que el aporte de los enlaces tío-sobrino supera en varios períodos a los de otros grados, siendo el segundo en importancia en los años 1930-49. El contraste del aporte de los distintos grados a α con los valores del Salazar es notable, particularmente en lo que se refiere a los parentescos próximos.

La citada gran incidencia de los matrimonios de consanguinidad próxima hace que las variaciones evolutivas del valor de α sean, en gran medida, responsabilidad de las variaciones de aquéllos. Dado que la aparición de los mismos es posterior a 1870 se justifica el gran salto en el valor de α que se da después de esta fecha. Pero no se ha de olvidar que también los otros grados presentan una evolución paralela: si el período 1854-69 sólo muestra un α de $0.3 (x10^{-3})$ que en el siguiente pasa a 1.64, este aumento no se justifi-

x10⁻³

FIGURA 8.29.



PALLARS SOBIRA: Evolución con el tiempo de los valores del coeficiente α y de sus componentes.

x10⁻³

ca únicamente por la aparición de los parentescos próximos, sino también por la duplicación del aporte de los matrimonios de parentesco más alejado.

8.E.4.- DISTRIBUCION GEOGRAFICA DE LA CONSANGUINIDAD

Al igual que el número de dispensas, los coeficientes de consanguinidad de las distintas poblaciones del Pallars Sobirà, se distribuyen de un modo muy variable: de hecho, de una manera aún más variable que aquél, puesto que los coeficientes dependen del número de dispensas pero también de su grado. Así, por ejemplo, Lladorre, con un 16.97% de dispensas no alcanza un valor superior de α (2.92×10^{-3}) que el de Farrera (2.98), que nada más presenta un 12.5% de dispensas (Cuadro 8.r).

Estos valores del coeficiente α se han calculado, como los de frecuencia de dispensas, para el período 1854-1918. Como en ese caso, la diferencia entre los Valles de Cardós y Farrera con las otras dos subcomarcas es patente, aunque hay que notar que éstas, que también diferían bastante entre si en cuanto a frecuencia relativa de dispensas, apenas difieren algo para los valores de α . En realidad, la más alta consanguinidad de la subcomarca de Cardós y Farrera se centra en los municipios de Farrera, Lladorre y Vall de Cardós, todos ellos con un valor de α superior a 2.5×10^{-3} . Además, los dos primeros se caracterizan por ser de los de más difíciles comunicaciones, tanto dentro de ellos como con respecto al exterior, de todo el Pallars. Claro que Alins o Esterri de Cardós también son de difíciles comunicaciones, más que Vall de Cardós, y, sin embargo, sus valores de α son comparativamente bajos. En cuanto al caso de Tírvia la explicación de su baja consanguinidad podría estar en su escaso tamaño (pero Esterri de Cardós es menor) o quizá en el hecho de estar constituido por un único núcleo de población. Puede observarse que los dos municipios con menores valores de α son precisamente aquellos mononucleares (Tírvia y Esterri d'Aneu). Sin embargo, esto no quiere de-

SUBCOMARCA	MUNICIPIO	% DE DISPENSAS	VALOR DE α ($\times 10^3$)
FARRERA Y CARDOS		9.07	2,13
	Alins	6.48	1.58
	Esterri de Cardós	5.59	1.45
	Farrera	12.50	2.98
	Lladorre	16.97	2.92
	Tirvia	4.00	1.09
	Vall de Cardós	8.00	2.50
ANEU		7.81	1.51
	Alt Aneu	7.59	1.27
	Espot	7.45	1.31
	Esterri d'Aneu	4.58	1.14
	La Guingueta d'Aneu	9.87	2.09
PALLARS SUD		6.44	1.45
	Baix Pallars	6.58	1.43
	Llaborsí	10.59	1.59
	Rialp	4.16	1.28
	Soriguera	7.92	1.41
	Sort	5.33	1.51
PALLARS SOBIRA		7.41	1.64

CUADRO 8.r.- Distribución por subcomarcas y municipios de los valores del coeficiente α .

cir que el valor de α sea directamente proporcional al número de núcleos de población de cada municipio: por ejemplo, el α de Farrera casi duplica al de Sort, mientras este ayuntamiento comprende 10 parroquias contra las 3 de aquél.

En definitiva, se encuentra una fuerte heterogeneidad en cuanto a la incidencia de la consanguinidad de difícil interpretación. Esta misma dificultad de la interpretación aconseja la búsqueda de nuevos enfoques para el estudio, como el que se expone a continuación.

8.D.5.- CONSANGUINIDAD Y VARIABLES GEOGRAFICAS Y DEMOGRAFICAS

La distribución espacio-temporal de la incidencia de consanguinidad ha sido motivo de numerosos estudios para intentar hallar, al menos, qué tipo de factores juegan un papel primordial en su variabilidad. En principio estos factores podrían dividirse en dos grandes grupos; en primer lugar los que estarían ligados a la estructura social, considerando tanto el contexto general de la estructura socioeconómica como el concreto y peculiar de la población de estudio. En segundo lugar podríamos señalar los factores de estructura y asentamiento de la población, es decir, tanto factores ambientales (altitud, superficie) como de la propia estructura poblacional en interacción con el medio (tamaño de población, dispersión, grado de endogamia). Aunque en el Salazar no se encontró una relación significativa entre estos factores y la consanguinidad, las diferentes circunstancias de la población pallaresa aconsejan insistir en este punto.

En un intento de evaluar la posible influencia de los parámetros del segundo grupo, todos ellos mensurables, o de alguno de ellos en particular, sobre la incidencia de la consanguinidad, se ha realizado una regresión lineal múltiple considerando los 15 municipios en que se divide la comarca de estudio.

Para cada uno de ellos se han considerado las siguientes variables:

- Coeficiente de consanguinidad, que será la variable dependiente. Posteriormente se han considerado dos fracciones de dicho coeficiente, correspondientes a la consanguinidad cercana (tio-sobrino y primos hermanos) y a la lejana (tio-sobrino terceros y primos terceros). Hay que tener en cuenta que no se ha tratado la incidencia de matrimonios consanguíneos sino los valores del coeficiente de consanguinidad.

- Coeficiente de dispersión de la población, calculado ponderando por el número de habitantes de cada municipio la distancia de los diversos núcleos de población incluidos en él hasta la cabeza del mismo.

- Superficie que ocupa el municipio.

- Altitud media, ponderada por los diferentes núcleos.

- Población, calculada ponderando los diferentes censos para obtener una estima única.

- Porcentaje de endogamia, calculado a partir del conjunto de matrimonios.

A fin de tener información homogénea relativa a los diversos grados de parentesco, se ha tratado exclusivamente con los matrimonios consanguíneos de 1854 hasta 1918.

La regresión lineal múltiple, considerando las 5 variables citadas como variables independientes y el coeficiente de consanguinidad como dependiente, da un ajuste muy pobre: el coeficiente de correlación múltiple (R) es 0.604 y por tanto el porcentaje de variación explicada (R^2) del 36.5%. Téngase en cuenta que se trata con 15 casos (municipios) y que son 5 las variables independientes. El análisis de la varianza de la regresión da un resultado claramente no significativo: $F=1.04$, significación 0.45.

En un intento de eliminar las variables que menos aportan a la regresión se han ido eliminando, ordenadamente, aquellas que presentan una menor correlación parcial con los coeficientes de consanguinidad. Con ello, a pesar de

que pueda disminuir el coeficiente de correlación múltiple, puede lograrse una mejora en la significación de la regresión. Los resultados obtenidos se muestran en el Cuadro 4.s.

Se observa que, si bien la mejor regresión se logra con dos variables (endogamia y población), ésta no llega a ser significativa. Se puede deducir, por tanto, que las variables incluidas en el análisis no pueden ser utilizadas para intentar explicar las oscilaciones geográficas que presenta el coeficiente de consanguinidad.

En un intento de detectar si pudiese existir una regresión que no fuese lineal, se han transformado las variables independientes en funciones matemáticas: logaritmo neperiano y potencias de 2, 3 y 4. Si bien en algún caso se ha logrado aumentar la correlación múltiple (el valor máximo obtenido ha sido con las variables independientes a la tercera potencia con $R=0.783$ y $R^2=0.613$), en ninguno la regresión ha resultado significativa.

Dado que el comportamiento de la incidencia de la consanguinidad es muy diferente en los grados de parentesco próximo y lejano, el análisis se ha llevado a cabo tomando como variable dependiente el valor del coeficiente de consanguinidad aportado por ambos tipos de parentesco.

Los resultados no se alejan mucho del patrón general. Para la consanguinidad próxima la correlación múltiple, considerando las cinco variables independientes, es de 0.381 y R^2 vale 0.144; la regresión no resulta significativa ($F=0.31$, $p=0.89$). Para la lejana los resultados son algo mejores: $R=0.687$ y $R^2=0.471$, no siendo tampoco significativa la regresión ($F=1.60$, $p=0.253$).

Así pues, a pesar de que la observación aislada de los coeficientes de correlación múltiple puede hacer pensar que las variables independientes explican porcentajes importantes de la variación geográfica de la consanguinidad, la falta de significación de las diversas regresiones obtenidas hace concluir que dichas variables no permiten comprender la distribución espacial

variable eliminada	N.vars.	R	R ²	Análisis varianza	
				F	p
ninguna	5	.604	.365	1.04	.45
dispersión	4	.604	.365	1.43	.29
altitud	3	.593	.352	1.99	.17
superficie	2	.511	.261	2.12	.16
población	1	.347	.121	1.78	.20

CUADRO 4.s.- Resultados de la regresión con un número decreciente de variables independientes.

de los coeficientes de consanguinidad.

Factores sociales menos ligados al entorno geográfico y a la estructura demográfica y mucho más difíciles de medir o, incluso, de detectar, serían los causantes de la imposibilidad explicativa que se ha hallado.

8.F. ANALISIS DE LA ISONIMIA

8.F.1.- LOS APELLIDOS PALLARESES

A partir del fichero general de todos los matrimonios ocurridos en la comarca del Pallars Sobirà desde 1918 hasta 1974 se ha generado un nuevo fichero que contiene la información de interés en el análisis de apellidos: lugar y fecha de celebración y los dos apellidos de los dos cónyuges. Un total de 4028 matrimonios con 16078 apellidos han sido analizados. Sólo en 34 casos no había información de uno de los dos apellidos.

A partir del fichero creado se ha hecho un listado ordenado alfabéticamente de los apellidos diferentes que contenía, resultando un total de 2566. Sobre esta lista se ha procedido a una cuidadosa depuración para encontrar los apellidos con diferente escritura pero que correspondan a un apellido único. En algunos casos se trataba de errores tipográficos, de fácil solución. La depuración con criterios lingüísticos ha presentado una mayor dificultad.

Se ha procedido teniendo en cuenta el diccionario de apellidos catalanes (Moll, 1982) y con las indicaciones del profesor Antoni Marsà, de la Facultad de Filología de la Universidad de Barcelona. Se han unificado todos los casos en que es obvia una diferenciación por la escritura (como el conocido caso de Ferrer, Farrer, Ferré y Farré o las hasta 9 grafías distintas del apellido Bexacunill). Hay que tener en cuenta que mucha de esta diversificación se ha producido al transcribir los apellidos catalanes según la fonética castellana.

Se han unificado también los casos en que hay una diversificación por comparativos (como por ejemplo Batllet de Batlle o Rossell de Ros), número

(como Canal y Canals) o género (Portell y Portella). Los cambios en grafía son, con mucho, los más frecuentes. En total se recogieron 299 variaciones que se introdujeron al archivo que quedó, por tanto, con 2267 apellidos diferentes. En ellos se realizó una segunda depuración idéntica a la primera ya que, habiendo tantos apellidos diferentes, la verificación era dificultosa. Con los mismos criterios se lograron recoger 303 nuevas variaciones que se introdujeron al fichero intermedio. El fichero obtenido, considerado ya definitivo, contiene un total de 1964 apellidos diferentes. Este número sigue siendo extraordinariamente elevado y muy superior al encontrado en otras poblaciones, como el caso de Formentera (Bertranpetit, 1981) o Casares de las Hurdes (García-Moro, 1982). Resulta también superior al de los hallados para el mismo período en un área mucho mayor del Pirineo de Huesca, con un total de 1596 (Díaz, 1986). Desde luego, teniendo en cuenta la brevedad del período estudiado, representan también una cifra considerablemente mayor que la correspondiente al Salazar.

Es interesante destacar que se presenta una distribución de frecuencias con muchos apellidos muy poco representados y que los más comunes presentan frecuencias bajas. Únicamente 6 apellidos presentan frecuencias superiores al 1%, y sólo 19 apellidos se encuentran más de 100 veces (0.6%), representando entre todos ellos únicamente un 17.8% del total (Cuadro 8.t). Dada esta distribución con muchos apellidos representados una sola o pocas veces y para agilizar el tratamiento informático, se ha trabajado, según los casos, con programas que no consideraban la información de los apellidos menos frecuentes. Así se han trabajado con diferentes listas: 215 apellidos, todos los cuales tienen frecuencias mayores o iguales a 20 (0.12%), 437 apellidos, con frecuencias mayores o iguales a 7 (0.04%), 536 apellidos, que corresponden a una frecuencia de 5 (0.03%) y 732 representados tres o más veces (0.018%). Como se comprobará, esta limitación no ha introducido ningún tipo de error importante en los cálculos.

APELLIDO	FRECUENCIA	%	% ACUM.
VIDAL	288	1.79	1.79
FERRER	207	1.29	3.07
ROCA	196	1.22	4.29
ROS	194	1.21	5.50
BRINGUÉ	178	1.11	6.61
FONT	160	1.00	7.60
GASA	155	0.96	8.57
JORDA	146	0.91	9.48
BARO	138	0.86	10.33
CANUT	135	0.84	11.17
PERE	135	0.84	12.01
GALLART	128	0.80	12.81
MUNTANER	127	0.79	13.60
CARRERAS	124	0.77	14.37
SOLER	116	0.72	15.09
BLASI	108	0.67	15.76
CAPDEVILA	107	0.67	16.43
RAMON	107	0.67	17.09
LLEDO	100	0.62	17.79

CUADRO 8.t.- Frecuencia de los apellidos más comunes en el Pallars Sobirà.

8.F.2.- COEFICIENTES DE CONSANGUINIDAD POR ISONIMIA

En el desarrollo metodológico se ha seguido, como es natural, el descrito en el Capítulo 7. El análisis se ha llevado a cabo en primer lugar globalmente considerando diferentes números de apellidos. En segundo lugar se ha considerado la variación espacial y, por último, la temporal.

8.F.2.a.- Análisis global.

Al analizar los 4028 matrimonios conjuntamente considerando 215 y 732 apellidos diferentes se obtienen los valores de F_r , F_n y F para cada una de las 6 posibles combinaciones de apellidos que se muestran en el Cuadro 8.u. Todos los cálculos que se presentan posteriormente se han realizado de la misma forma.

Los resultados obtenidos al considerar diferente número de apellidos no presentan prácticamente ninguna diferencia, y sería aún menor considerando el resto de apellidos, mucho menos frecuentes. De hecho el valor global de F no varía y al considerar más apellidos el valor relativo de F_r es un poco mayor en detrimento del de F_n . Así, incluso con el fichero con menor número de apellidos, se obtienen ya resultados congruentes. En general se expondrán los resultados obtenidos considerando 732 apellidos.

Los valores globales de F oscilan entre 4.47×10^{-3} y 3.60×10^{-3} en los diferentes pares isónimos. Son, sin duda, valores muy bajos para un coeficiente de consanguinidad obtenido a partir de la isonimia. Sin duda la gran diversidad de apellidos contribuye a que el método posea una especial precisión. Los dos casos de repetición de un apellido en la misma persona son parecidos y algo superiores a los cuatro valores restantes (Figura 8.30). Esto no debe sorprender pues representa, en términos globales, una generación anterior. Y se observará posteriormente un descenso de los valores de F con el tiempo.

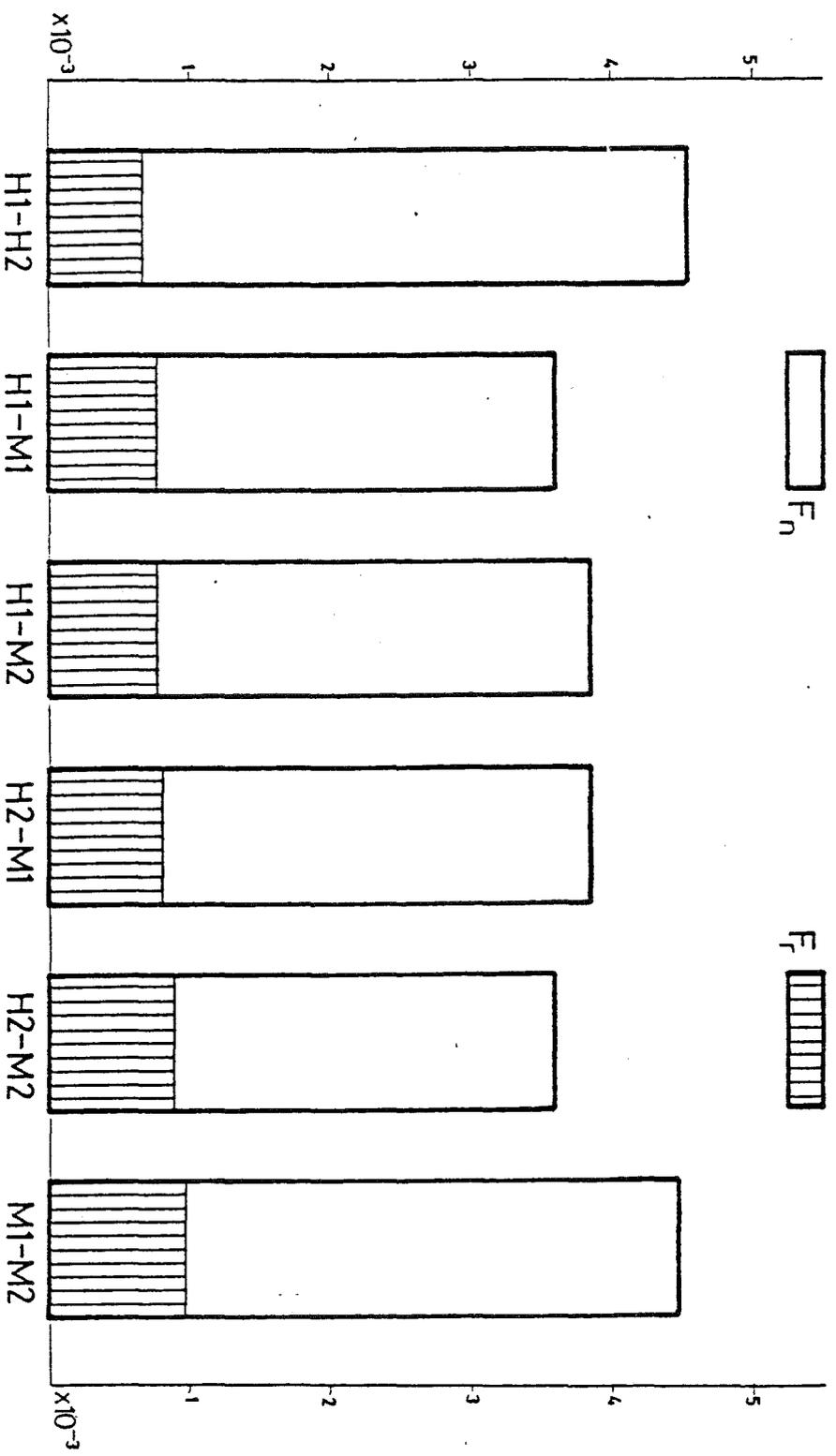
TIPO	OBSERVADAS	ESPERADAS	F^r	F^n	F
H1-H2	73	10.77	.00066	.00387	.00453
H1-M1	58	12.19	.00075	.00285	.00360
H1-M2	62	12.30	.00076	.00309	.00385
H2-M1	62	12.82	.00079	.00306	.00385
H2-M2	58	14.08	.00087	.00273	.00360
M1-M2	72	15.25	.00094	.00353	.00447

Valor medio de F en los cuatro tipos cruzados= 3.7309×10^{-3}

H1-H2	73	11.23	.00069	.00384	.00453
H1-M1	58	12.83	.00079	.00281	.00360
H1-M2	62	12.78	.00079	.00306	.00385
H2-M1	62	13.29	.00082	.00303	.00385
H2-M2	58	14.53	.00090	.00270	.00360
M1-M2	72	15.77	.00097	.00360	.00447

Valor medio de F en los cuatro tipos cruzados= 3.7311×10^{-3}

CUADRO 8.u.- Cálculo de los coeficientes de consanguinidad por isonimia para el conjunto de los matrimonios. Arriba, estima de frecuencias esperadas mediante los 215 apellidos más frecuentes. Abajo, mediante los 715 apellidos más frecuentes. Número total de matrimonios, 4028.



PALLARS SOBIRÀ: Coeficiente de consanguinitat F per isonímia del conjunt, desglossat per components i per tipus de isonímia.

FIGURA 8.30.

Los cuatro valores cruzados poseen también valores muy parecidos entre ellos. El valor promedio, que se considera el estimador de F (Bertranpetit, 1981), es de 3.73×10^{-3} .

La comparación de los valores del coeficiente de consanguinidad obtenidos por dispensas (α) y por isonimia resulta interesante ya que permite discutir la validez del estimador F y postular la importancia de la consanguinidad lejana, no detectable por dispensas.

Para el período 1920-1966, que es el que mejor encaja para la comparación, el coeficiente α vale 2.12×10^{-3} . La relación α/F entre ambos coeficientes es de 0.57, es decir que la consanguinidad por dispensas es el 57% del valor por isonimia. Este valor es muy elevado ya que son raras las poblaciones en que se sobrepasa el 50% (véase el apartado 7.B.2.e), presentando usualmente valores en torno al 20%: 16% en Torbel, Suiza (Ellis y Stamer, 1978), 20% en Kippel (Frield y Ellis, 1974), 27% en Formentera (Bertranpetit, 1981). El valor más cercano se ha hallado en una población próxima y de características parecidas del Pirineo Occidental de Huesca (Diaz, 1976), con un valor del 54%; recuérdese que el valor salacenco era del 47%.

Así pues, si bien el valor hallado por isonimia es superior al de dispensas, la diferencia no es muy grande y muestra como una distribución con muchos apellidos diferentes aporta mucha fiabilidad al método isonímico.

Analizando los componentes de F , los valores promedios para los cuatro tipos cruzados son:

$$F_r = 0.00082 \quad F_n = 0.00290 \quad F = 0.00373$$

para el análisis con 732 apellidos.

El valor de F_n es positivo y muy elevado, representando un 78% del valor total de F . En el Cuadro 8.u puede observarse que el número de matrimonios isónimos observado (385) es muy superior al total esperado (80.43), produciendo, por tanto, altos valores para el coeficiente F_n .

Un intento de sacar conclusiones de estas cifras interpretando los altos

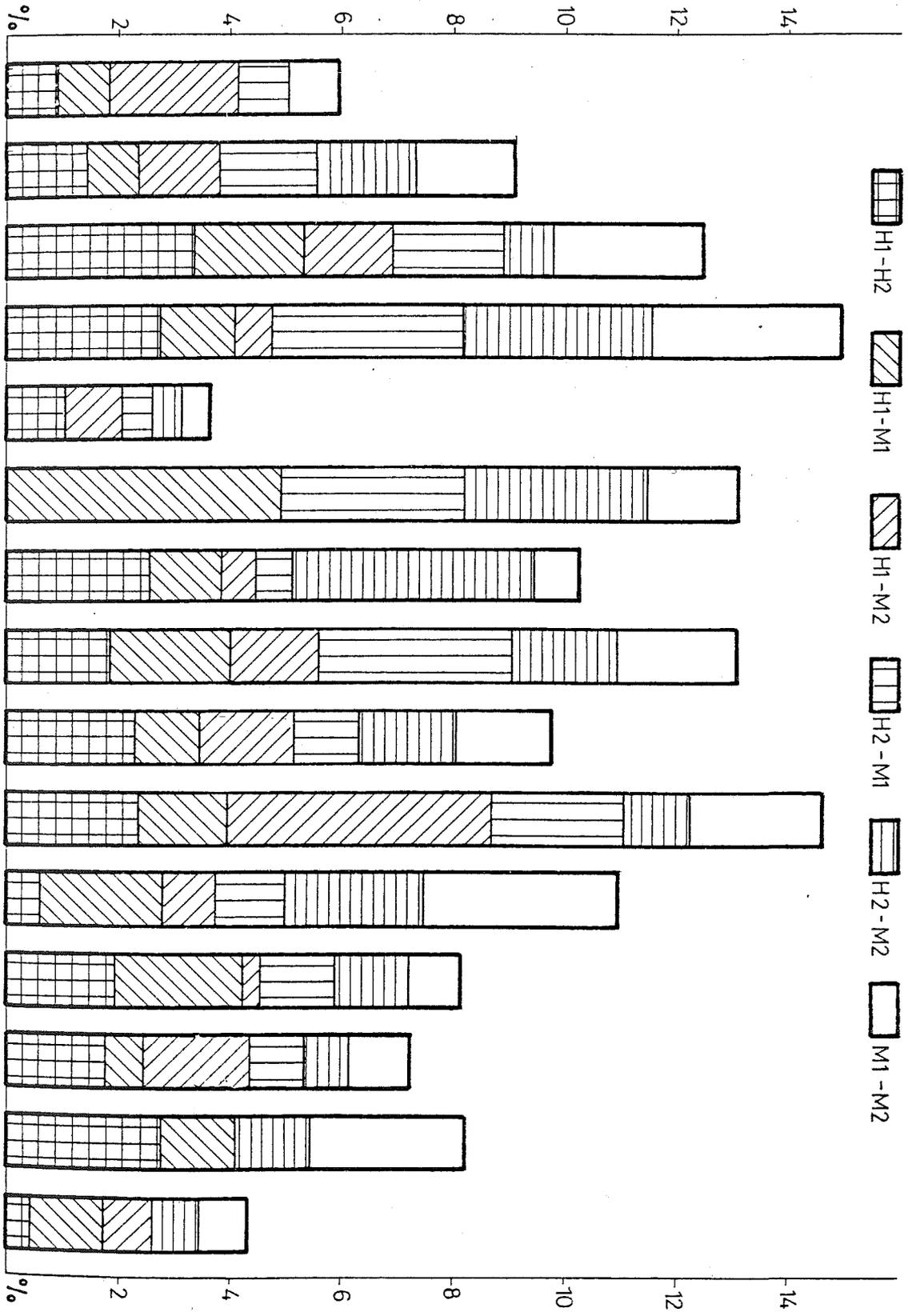
valores de F_n como tendencia a casarse entre individuos que presentan el mismo apellido (y, por extensión, entre parientes) sería, como se verá posteriormente, precipitado.

8.F.2.b.- Análisis espacial.

El mismo tipo de análisis llevado a cabo para el total de matrimonios se ha aplicado a cada uno de los 15 municipios. Las frecuencias relativas de isonimias observadas en cada uno de ellos se representan en la Figura 8.31. Los valores resultantes del cálculo de F (considerando la media de los cuatro tipos de isonimia cruzados) se encuentran en el Cuadro 8.v y están representados en la Figura 8.32. Al examinar los valores de F se ve que presentan grandes oscilaciones, desde valores de 1.30×10^{-3} en Esterri d'Aneu, hasta 7.22×10^{-3} en Esterri de Cardós. Se aprecia, pues, una fuerte heterogeneidad, que puede ser interpretada mucho mejor si consideramos los componentes de F , F_r y F_n .

Los valores de F_n son, excepto para el caso de Llaborsí, todos positivos, presentando fuertes oscilaciones entre ellos, que son, en gran parte, causantes de la variación global de F . Por otra parte, los valores de F_r son, en gran medida, interpretables en términos de aislamiento y endogamia en los diversos municipios: los valores más bajos se encuentran en Sort (0.00097) y Esterri d'Aneu (0.00099) y entre los mayores destaca claramente Llaborsí, con 0.00377. De esta forma la aportación de F_n al total de F varía desde fracciones prácticamente nulas en Tírvia, Vall de Cardós y Llaborsí hasta valores superiores al 70% en Rialp (73%), Guingueta (75%) y Esterri de Cardós (79%).

De esta forma, altos valores de F_r representan poblaciones pequeñas, aisladas y endógamas. Valores altos de F_n difícilmente pueden interpretarse exclusivamente como matrimonios selectivos dadas las diferencias observadas en una población con una homogeneidad cultural marcada. Esto sugiere que gran

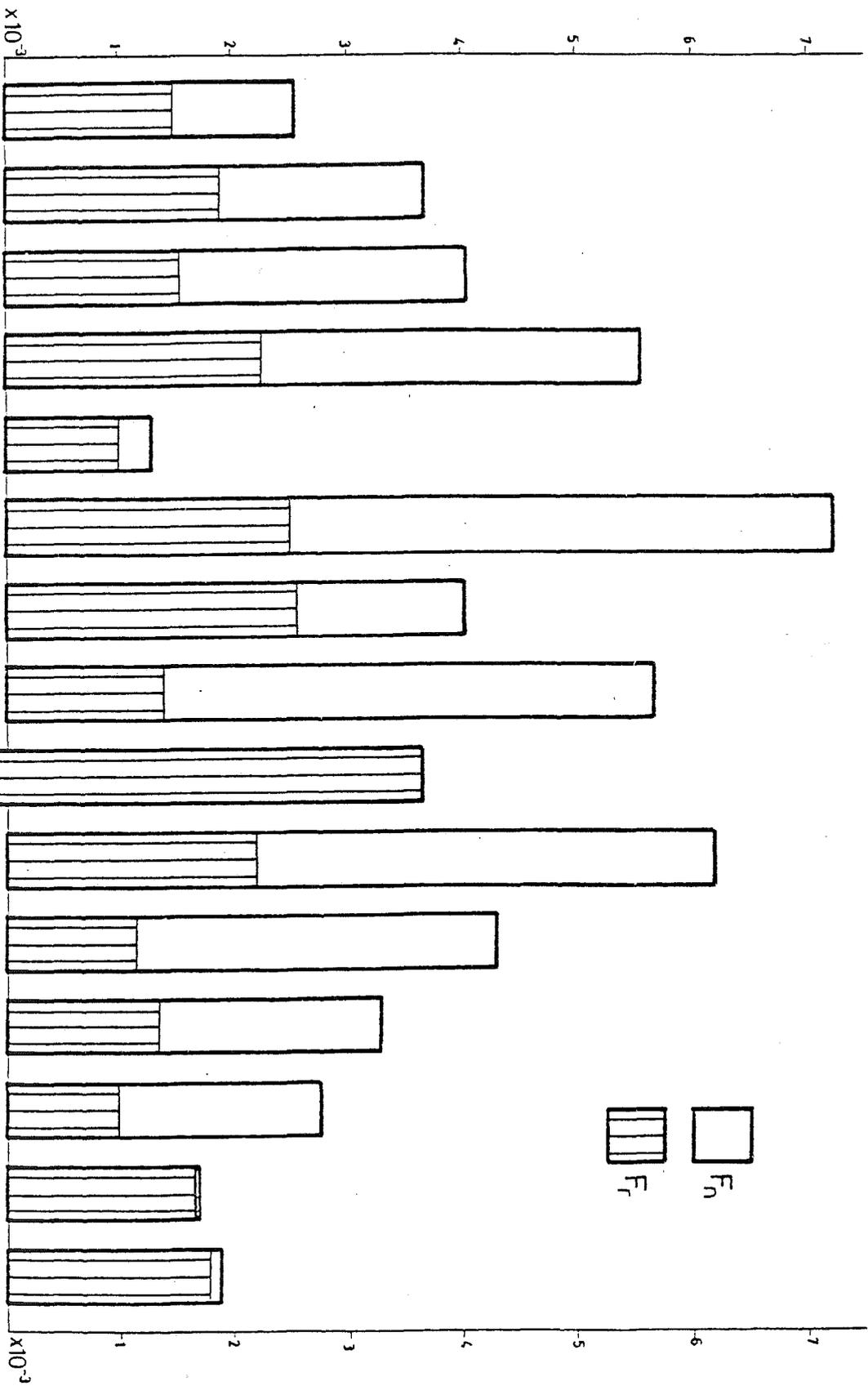


PALLARS SOBIRÀ: Distribución por municipios de las frecuencias relativas de isonimias.

FIGURA 8.31.

MUNICIPIO	MATRIMONIOS	F_r	F_n	F	F_n/F
ALINS	218	1.99	0.59	2.58	0.23
ALT ANEU	341	1.84	1.84	3.68	0.50
BAIX PALLARS	449	1.54	2.51	4.05	0.62
ESPOT	147	2.26	3.29	5.55	0.59
ESTERRI D'ANEU	193	0.99	0.31	1.30	0.24
ESTERRI DE CARDOS	61	2.48	5.74	7.22	0.79
FARRERA	156	2.55	1.47	4.02	0.37
GUINGUETA	375	1.41	4.27	5.68	0.75
LLABORSI	174	3.77	-0.18	3.59	0.05
LLADORRE	253	2.20	4.00	6.20	0.65
RIALP	320	1.16	3.15	4.31	0.73
SORIGUERA	306	1.36	1.92	3.28	0.59
SORT	730	0.97	1.77	2.74	0.65
TIRVIA	73	1.66	0.05	1.71	0.03
VALL DE CARDOS	231	1.80	0.10	1.90	0.05
CONJUNTO	4028	0.82	2.90	3.73	0.78
MEDIA PONDERADA	4027	1.42	2.11	3.73	0.56

CUADRO 8.w.- Análisis de la isonimia por municipios.



PALLARS SOBIRÀ. Distribución por municipios del coeficiente F de consanguinidad por isonimia.

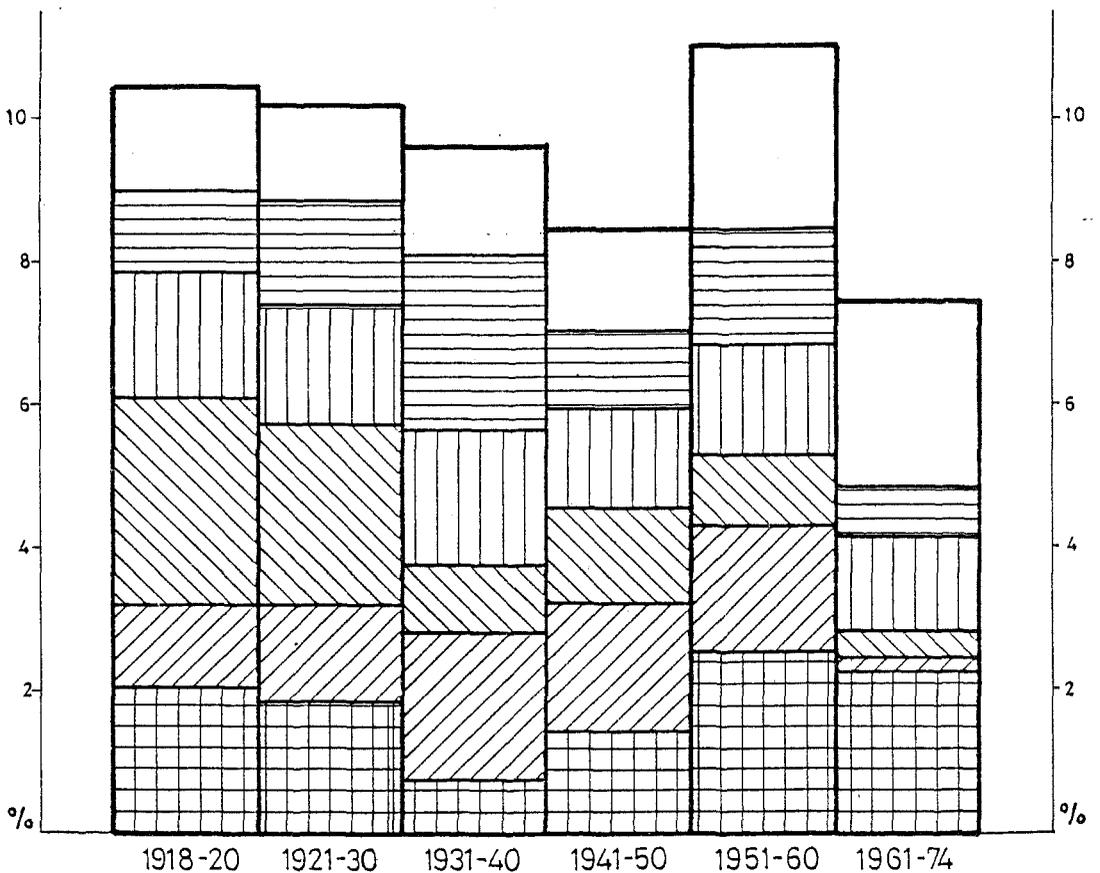
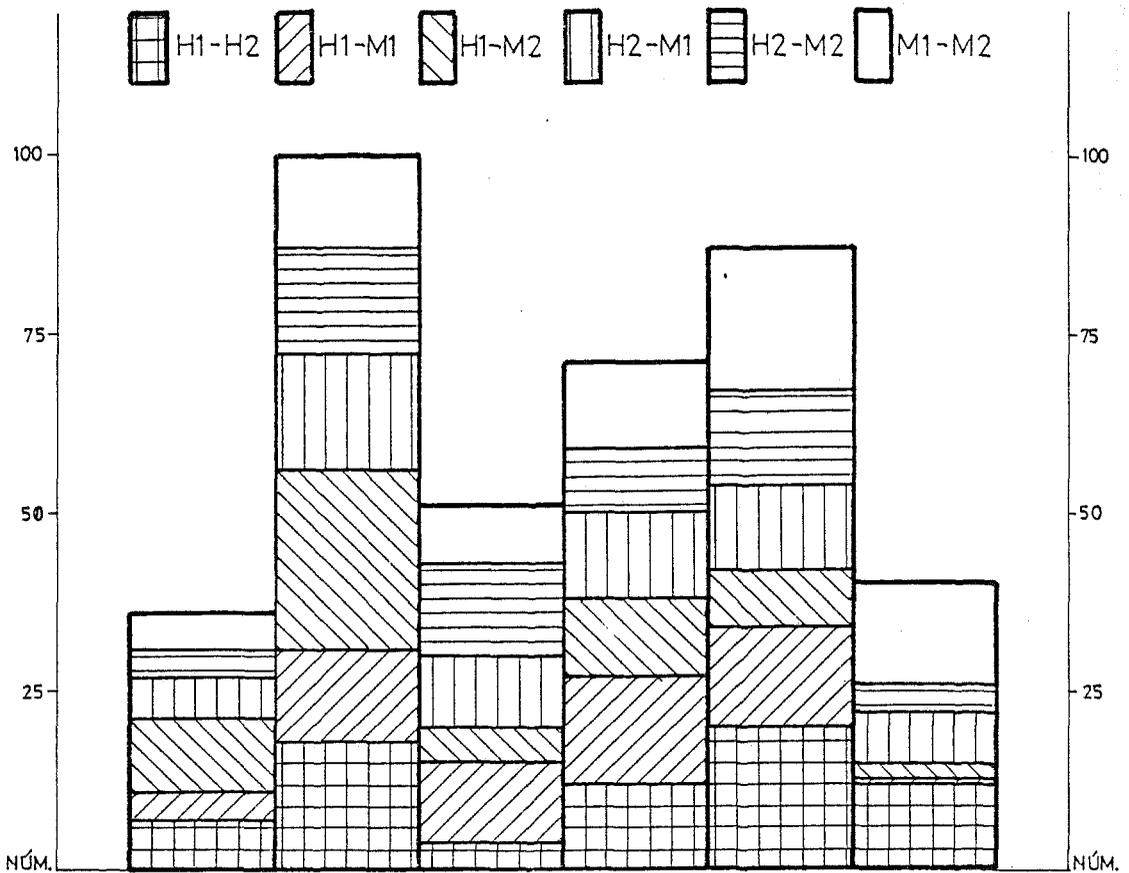
FIGURA 8.32.

parte de la variación hallada pueda deberse a la distribución geográfica y que los altos valores de F_n se deben simplemente a matrimonios al azar dentro de los diversos núcleos de población de cada municipio si hay en ellos distinta distribución de apellidos. Una aproximación a este hecho puede lograrse comparando los valores globales obtenidos con los hallados para el mismo, pero agregando los resultados de los diversos municipios con una media ponderada, es decir, como se hizo para el Salazar, calculando los valores esperados tomando a la población en conjunto. Los resultados (cuadro 8.x) muestran que para ambos métodos el valor total de F no varía, pero sí lo hacen sus componentes, de forma que teniendo en cuenta los municipios el valor de F_n es menor que considerando a la población globalmente: el porcentaje que representa del valor total de F pasa del 78% al 56%.

8.F.2.c.- Análisis temporal.

Para el análisis temporal, el lapso de tiempo estudiado se ha dividido en 6 períodos, siendo los cuatro centrales décadas. Las isonimias observadas en cada uno de los períodos se han representado en la Figura 8.33. Procediendo con la misma metodología anterior, se han obtenido los resultados del Cuadro 8.w, que se representan en la Figura 8.34.

En primer lugar cabe señalar, a pesar de las oscilaciones, una tónica de ligero descenso de los valores de F , acentuándose en el último período. En general, y como se ha observado en el Salazar y en otras poblaciones (Díaz, 1986; Bertranpetit, 1981), este descenso es mucho más acusado para los valores calculados a partir de dispensas eclesiásticas. La razón podría radicar en el hecho de que el fuerte descenso en las uniones entre parientes cercanos no tiene por qué producir una drástica disminución en la consanguinidad total, ya que se conservaría un cierto nivel de consanguinidad debida a parentescos lejanos, el cual podría ser detectado por el análisis isonímico.



PALLARS SOBIRÀ: Evolución de las frecuencias absolutas y relativas de isonimias, desglosadas por tipos. FIGURA 8.33.

PERIODO	MATRIMONIOS	F_r	F_n	F	F_n/F
1918-1920	345	0.93	3.43	4.36	0.79
1921-1930	981	0.98	3.43	4.41	0.78
1931-1940	531	1.01	3.59	4.60	0.78
1941-1950	840	0.90	2.60	3.50	0.74
1951-1960	789	0.77	2.96	3.73	0.79
1961-1974	536	0.66	0.97	1.63	0.60
CONJUNTO	4028	0.82	2.90	3.73	0.78
MEDIA PONDERADA	4022	0.88	2.86	3.74	0.77

CUADRO 8.w.- Análisis de la isonimia en el tiempo.

El análisis de los componentes de F nos puede ayudar en su interpretación. En primer lugar, y tal como se había señalado anteriormente, el hecho de emplear 215 o 732 apellidos apenas hace variar las estimaciones (Figura 8.34). Los valores de F_r son constantes a lo largo del tiempo, hecho que contrasta con la disminución de la endogamia y con la inmigración recibida e integrada en la población reproductora. El valor obtenido, alrededor de 0.0001 podría suponer una consanguinidad "remanente" o "de fondo" que únicamente desaparecerá si hay una fuerte renovación genética.

A pesar de que las oscilaciones hasta 1951-60 son de difícil interpretación, el descenso en el último período podría estar provocado por el intenso intercambio de individuos dentro de la comarca en conjunto, produciendo una homogeneización en las respectivas distribuciones de apellidos. Esta variación temporal no sería, pues, debida a un cambio en la tendencia a casarse

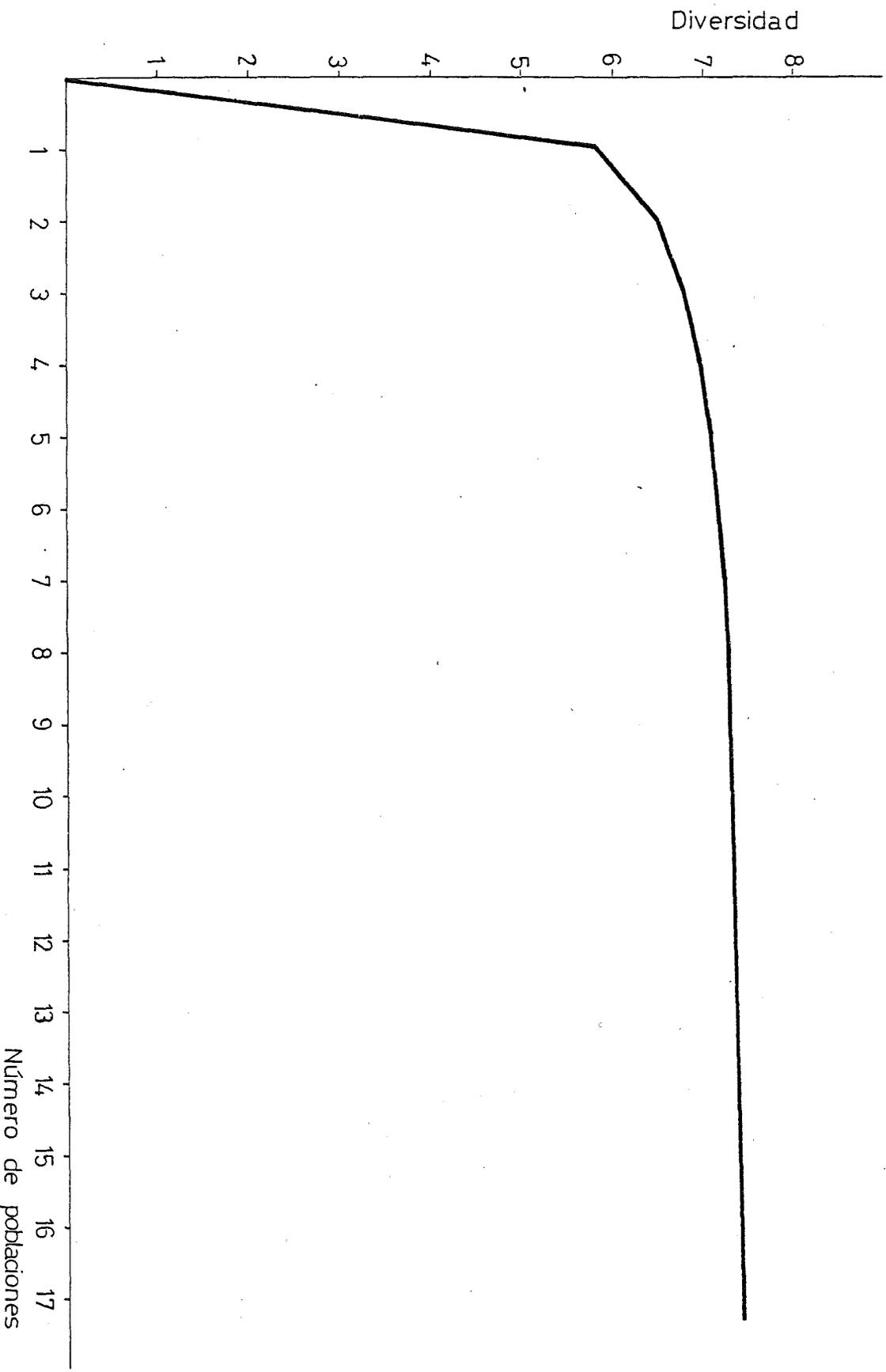
con un isónimo, sino simplemente a una ampliación de los círculos matrimoniales.

La diferencia entre los resultados al considerar todo el tiempo en conjunto o agregando los obtenidos para los diferentes períodos es prácticamente nula, tanto considerando los valores totales de F como de sus componentes (Cuadro 8.w). De esta forma, y al contrario de lo observado en la distribución espacial, no se detecta una heterogeneidad temporal en la distribución de apellidos. Así, la variación de los valores de F_n no puede, de modo alguno, ser achacada a una variación temporal en la estructura por apellidos de la población.

8.F.3.- ESPECTRO DE DIVERSIDAD

Con el fin de servir de contraste a los espectros de diversidad de los apellidos calculados en el Salazar, ha parecido oportuno calcular el correspondiente al Pallars Sobirá, si bien, debido al breve lapso de tiempo estudiado, sólo se ha realizado uno, sin intentar ahondar en la evolución de este carácter. No obstante, un ligero perfeccionamiento del programa DIVERSIDAD, ha permitido un espectro más completo, pues los inventarios sobre los que está construido son 17, los correspondientes a los 15 municipios, y los de las procedencias agrupadas como "Comarcas Vecinas" y "Otras procedencias". El espectro resultante, que puede verse representado en la Figura 8.35 y también en la 7.24 comparado con los del Salazar, Camprodón y Pirineo Aragonés Oriental, resulta muy notable en varios aspectos.

En primer lugar, los valores de las diversidades pallaresas son altos, pero no tanto como los aragoneses ni como los salacencos, y eso teniendo en cuenta un número de apellidos muy superior a los de esas poblaciones (número todavía mayor si se da en relación con el tamaño de la población). Este punto parece abonar la idea de que las distribuciones de apellidos de las diversas



PALLARS SOBIRÀ: Espectro de diversidades de los apellidos.

FIGURA 8.35.

agrupaciones salacencas son más equilibradas, entendiéndose como equilibrio menores diferencias entre las frecuencias de cada apellido, cosa que parece probada.

Otro aspecto a resaltar es que el espectro del Pallars es menos "diagonal" que el del Salazar y también que el del Pirineo Aragonés Oriental, lo que se debe interpretar como un indicio de mayor homogeneidad en las distribuciones de apellidos. Es decir, que parece haber menos tendencia a que determinados apellidos muy frecuentes sean patrimonio casi exclusivo de un núcleo o grupo de ellos.

Además esta menor "diagonalización" del espectro es tanto más notable, cuanto que, como se ha dicho, en éste se han incluido los apellidos de las procedencias foráneas. Esto puede tener dos interpretaciones, quizá complementarias: o bien los apellidos foráneos se han establecido proporcionalmente por todo el Pallars, o bien la estructura onomástica de la comarca tiene muchos puntos en común con las regiones circundantes.

En resumen, la distribución de apellidos del Pallars Sobirà es más compleja, pero también más homogénea y equilibrada que las de las regiones pirenaicas comparables.

8.F.4.- ANALISIS MULTIVARIANTE DE LOS APELLIDOS.

La misma idea de comparación con el análisis análogo llevado a cabo sobre las distribuciones de apellidos del Salazar, ha conducido a aplicar el programa ANCORR, de análisis de matrices de correspondencias, a la matriz compuesta por los 215 apellidos más frecuentes del Pallars Sobirà distribuidos por procedencias. Los resultados del análisis se han representado en las Figuras 8.36 y 8.37, elaboradas según los mismos criterios que las 7.25 y 7.26.

Ambas poblaciones, a la luz de este análisis, presentan rasgos en común,

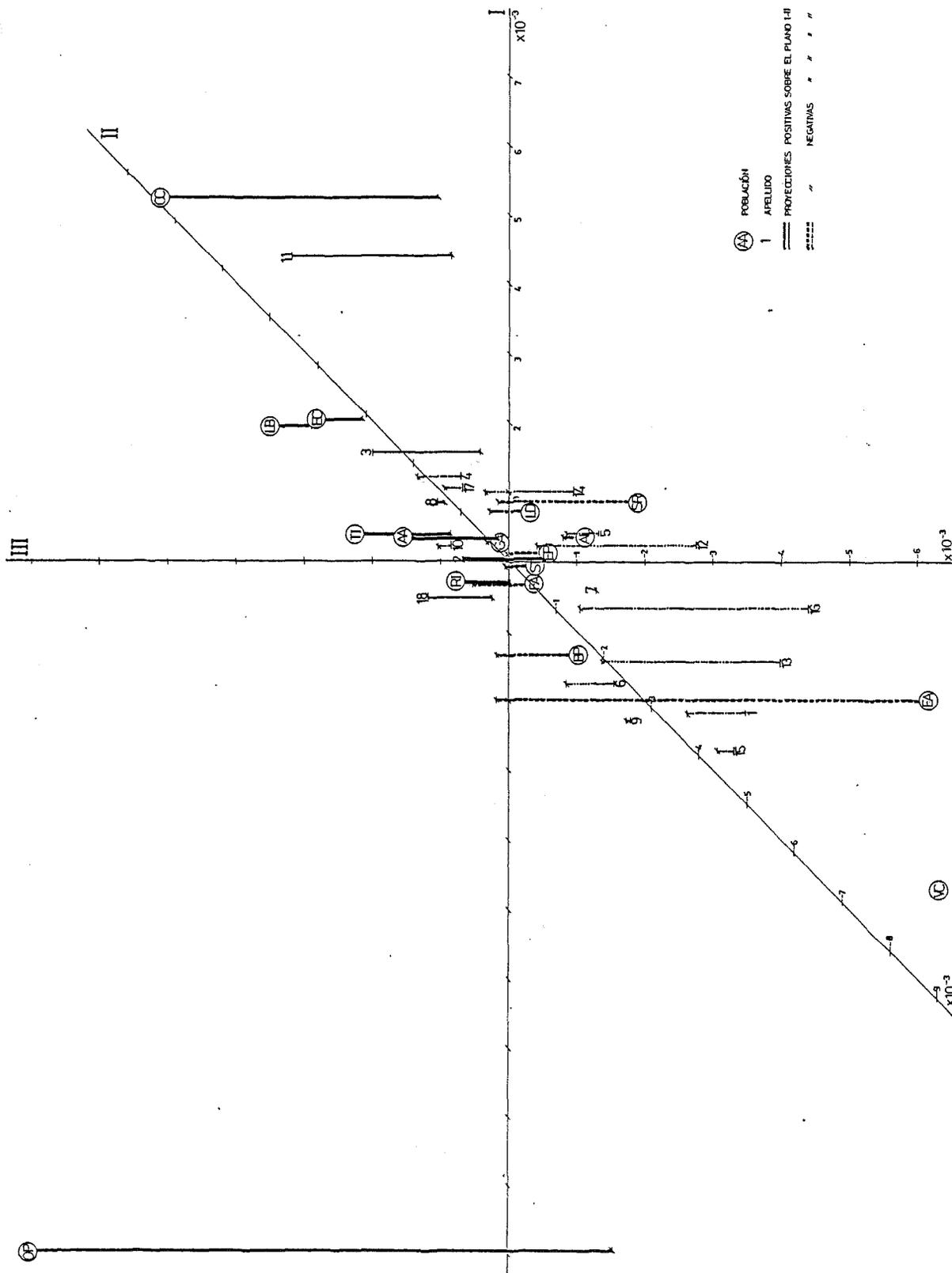


FIGURA 8.37.- ANÁLISIS DE CORRESPONDENCIAS DE LA MATRIZ DE APELLIDOS DEL PALLARS SOBIRÀ, COORDENADAS I, II Y III.

como es una disposición más alineada a lo largo del eje II que sobre los otros dos considerados, o la concentración, cerca del origen de coordenadas, de poblaciones caracterizadas por su gran tamaño. Del mismo modo, las poblaciones que, sea por su pequeñez, sea por su aislamiento, presentan mayor probabilidad de distribuciones peculiares de apellidos se ven claramente destacadas del grupo central en las dos comarcas.

Sin embargo, las gráficas también señalan diferencias interesantes, como puede ser la disposición a lo largo del eje III, o la distribución de los apellidos más frecuentes, que como se indicaba en el apartado anterior, parecen tener una distribución más equilibrada por pueblos en el Pallars, como lo indica el hecho de que los más abundantes no se correspondan en su distribución con los pueblos más grandes.

Capítulo 9

CONCLUSIONES