

Estudio de la consanguinidad en el marco de un análisis biodemográfico: el caso de una comunidad rural de Galicia

Vicente Fuster

Revista de Demografía Histórica, XIX, I, 2001, segunda época, pp. 17-33

Resumen

El propósito del presente trabajo es evidenciar las ventajas que supone el conocimiento profundo de la biodemografía de una población rural gallega (los Nogales, Lugo), de cara a potenciar las posibilidades de análisis de la consanguinidad. De un total de 2347 matrimonios el 5.15% de las uniones fueron consanguíneas (hasta tercer grado). A pesar de que la reproducción extramarital puede suponer una subestimación del número de parientes detectables, el coeficiente de consanguinidad obtenido en Los Nogales se sitúa por encima del promedio español después de 1890, con niveles elevados durante las 4 primeras décadas del siglo XX. Destacan unas frecuencias apreciables de cruzamientos de grado desigual (C12, C23 y C34) y unas proporciones C22/C33 y C33/C44 cercanas a 1. No resulta claro el papel de la emigración como condicionante de la consanguinidad en Los Nogales; el descenso de la consanguinidad no se ajusta a la emigración de residentes, ya que previamente a 1910 la consanguinidad aumentó coincidiendo con un saldo migratorio negativo, iniciando su descenso a partir del período 1910-19, es decir antes de que la emigración alcanzara sus máximos niveles. El número de hijos nacidos vivos es ligeramente más elevado entre las uniones consanguíneas y en menor grado, también el número de hijos supervivientes a los 15 años, ello a pesar de que, después de 1900, la mortalidad infantil es algo mayor entre los matrimonios consanguíneos. Estas diferencias no son significativas. La menor frecuencia de parejas infértiles, una edad media al tener el primer hijo y al contraer matrimonio ligeramente inferior y una duración de la unión marital algo mayor entre las parejas consanguíneas, pudiera ser responsable de esa mayor fertilidad.

Palabras clave: consanguinidad, matrimonios, ilegitimidad, migración, reproducción, mortalidad infantil.

Abstract

The purpose of the present paper is to illustrate how the biodemographic knowledge of the rural population of Los Nogales (Galicia, Spain), may improve the analysis of consanguinity. Of 2347 marriages 5.15% took place among relatives (up to third degree). In Los Nogales population, the inbreeding coefficient was above the Spanish average after 1890, despite an elevated frequency of extra-marital births which underestimates the observed number of relatives. The C22/C33 and C33/C44 ratios were high (0.91 and 0.73 respectively). The role played by the migration pattern in consanguinity is not clear. Before 1910 consanguinity increased, but net migration was negative; consanguinity decrease began in the 1910-1919 period, previous to the maximum emigration of the population. The number of live births was slightly higher among consanguineous families despite higher infant mortality. The above results could be explained by fewer infertile couples as well as lower age at marriage and first maternity.

Keywords: inbreeding, marriages, illegitimacy, migration, reproduction, infant mortality.

Résumé

L'objectif du travail, c'est mettre en valeur les avantages de la connaissance en profondeur de la biodémographie d'une population rurale de la Galice (Los Nogales, Lugo) et remarquer les possibilités d'analyse de la consanguinité. D'une totalité de 2347 mariages le 5.15% a été consanguin (jusqu'au troisième degré). Le coefficient de consanguinité obtenu à Los Nogales on le situe par dessus la moyenne espagnole depuis 1890, avec des niveaux élevés pendant les quatre premières décades du XX siècle malgré la reproduction illegitime élevée, réduit le numéro de parents detectables. On remarque des fréquences appreciables dans des unions C12, C22, C24 et des proportions C22/C33 et C33/C44 proches à 1. Le rôle de l'émigration n'est pas très clair comme responsable qui conditionne la consanguinité à Los Nogales; la descente de la consanguinité n'est pas en relation avec l'émigration des résidants, puisqu'en 1910 la consanguinité augmenta, à un moment où la migration a été négative; et c'est à partir de la période de 1910-19, que la consanguinité a commencé à descendre c'est à dire, avant que l'émigration puisse atteindre ses niveaux maximums. Le numéro de fils vivants est légèrement plus élevé entre les unions consanguines et aussi, mais un peu moins, le numéro d'enfants qui atteignent les 15 ans, et tout cela, malgré la mortalité infantile qui a été un peu plus élevé entre les mariages consanguins, après l'année 1900. Ces differences ne sont pas significatives. Les raisons par lesquelles il y a une fecondité plus élevée parmi les couples consanguins peuvent être: moins d'infertilité; l'âge de se marier et l'âge au moment de naître le premier enfant légèrement inferieur, et aussi la durée du mariage un peu plus longue.

Mots clef: consanguinité, mariages, illegitimacy, migration, reproduction, mortalité infantile.

Introducción

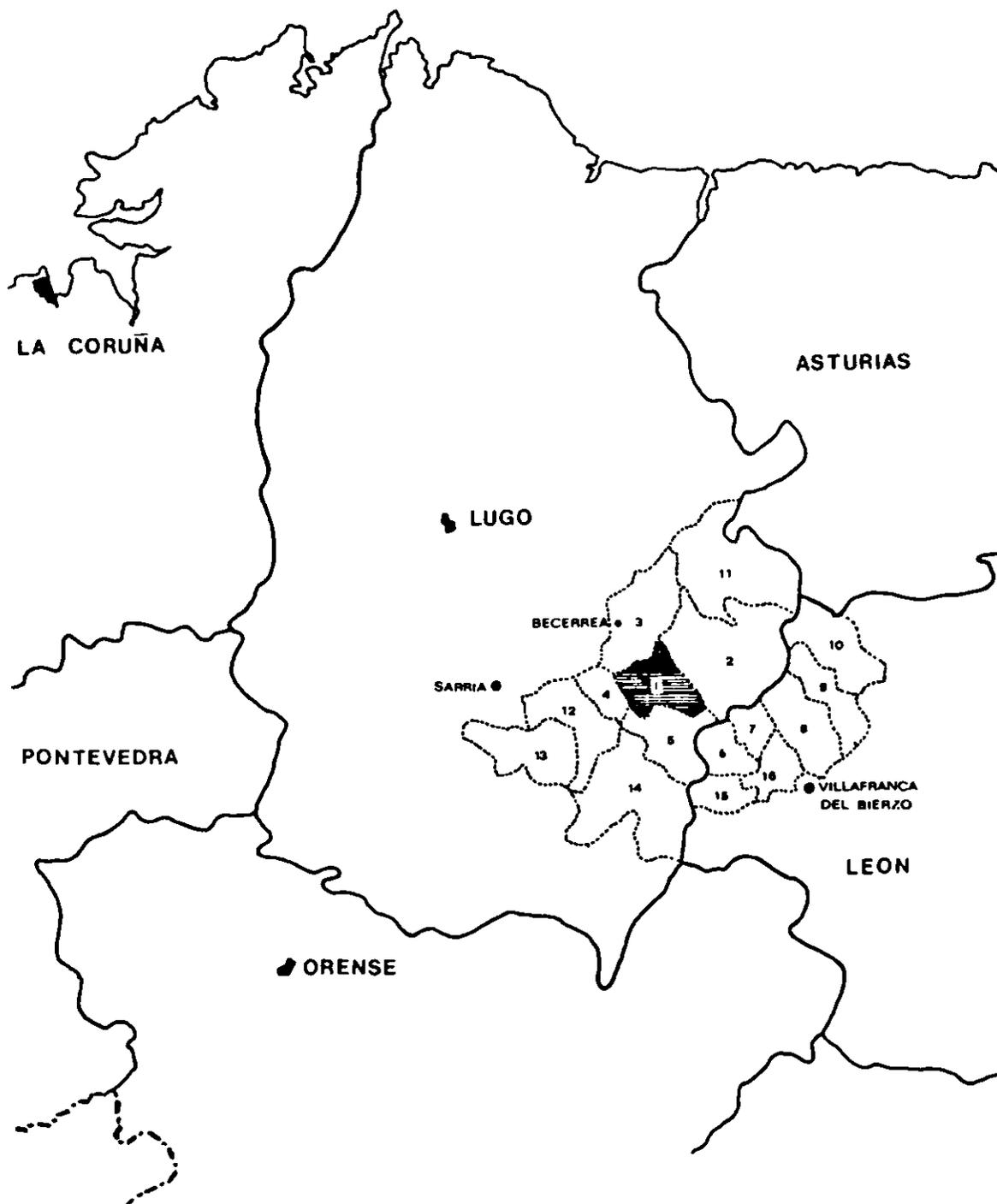
El coeficiente de consanguinidad de un individuo nacido de padres emparentados, y del que se conozca su genealogía, puede definirse como la probabilidad de que dicho individuo posea en un locus (ubicación de un gen) seleccionado al azar, dos alelos (genes) idénticos por descendencia, es decir copia de un alelo en algún antepasado común a su padre y a su madre (Jacquard 1975). En una población, el coeficiente medio de consanguinidad (ALFA) indicará, para uno cualquiera de sus individuos, cual será la probabilidad de que dos alelos correspondientes a un locus, sean idénticos por descendencia.

Sin necesidad de confeccionar genealogías, en poblaciones del ámbito católico, es posible calcular su coeficiente de consanguinidad, en virtud de la obligatoriedad de solicitar una dispensa eclesiástica previamente a la celebración de la boda. Hasta 1918 la normativa afectaba a parentescos de hasta cuarto grado (primos terceros). A partir de ese año se limitó al tercer grado (primos segundos). En la actualidad solo los matrimonios de primer por segundo grado (tío/a-sobrina/o) y segundo grado (primos hermanos) requieren autorización. Estos cambios legislativos han de tenerse en cuenta a la hora de interpretar cambios seculares de la consanguinidad.

En una población, la probabilidad de encontrar matrimonios consanguíneos para cada grado de parentesco, dependerá del número de parientes que sean cónyuges potenciales, lo que vendrá determinado principalmente por el factor edad. Por ese motivo, los matrimonios consanguíneos de grado igual suelen ser mucho más frecuentes que los de grado desigual (tío/a-sobrina/o y primos en grado desigual), ya que en estos casos la diferencia de edad entre los cónyuges se alejará de la ideal, al estar implicadas dos generaciones diferentes.

En cada genealogía, la probabilidad de identidad por descendencia (F) depende del grado de parentesco implicado (ej. Tío/a sobrina/o $C_{12}=1/8$, primos hermanos $C_{22}=1/16$, primos de segundo por tercer grado $C_{23}=1/32$, primos segundos $C_{33}=1/64$, primos de tercer por cuarto grado $C_{34}=1/128$, primos terceros $C_{44}=1/256$). El empleo del porcentaje de matrimonios consanguíneos en una población no resulta un buen indicador del grado de consanguinidad, puesto que éste va a depender de las proporciones relativas de los diferentes grados de parentesco. Parece más conveniente determinar el coeficiente de consanguinidad medio de la población (ALFA) como un promedio ponde-

FIGURA 1
Localización de Los Nogales (Número 1)



rado de cada tipo de unión, teniendo en cuenta el F de cada grado, referido al total de matrimonios celebrados.

El interés sobre la consanguinidad se ha centrado en sus aspectos descriptivos y en la comparación con otras poblaciones: frecuencias relativas de cada tipo de matrimonio consanguíneo (*estructura de la consan-*

guinidad), porcentajes totales y coeficientes medios de consanguinidad (ALFA), teniendo en cuenta las variaciones temporales y espaciales (*variación microgeográfica*). La estructura de la consanguinidad puede expresarse, de forma abreviada, como el cociente $C22/C33$ y $C33/C44$. Las proporciones teóricas esperadas en condiciones de panmixia son en ambos casos de 0.25 ya que en cada generación se multiplica por cuatro el número de parientes disponibles (Hajnal, 1963). Ocasionalmente la consanguinidad se ha relacionado con sus posibles *factores determinantes* (demográficos, geográficos, etc.). Finalmente también se han considerado las *consecuencias de la consanguinidad* (genéticas, demográficas...).

En España abundan los estudios sobre consanguinidad, tanto en un ámbito comarcal, diocesano o provincial. La mayoría corresponden al primer grupo, siendo más escasos los relativos a los dos últimos. En el presente trabajo se va a presentar un análisis de la consanguinidad en una población rural gallega la cual ha sido estudiada exhaustivamente en sus aspectos biodemográficos (Fuster, 1982). Se trata de nueve parroquias situadas en la zona oriental de la provincia de Lugo y pertenecientes al municipio de Los Nogales (Figura 1). Esta comarca se caracteriza por un bajo nivel económico debido a su complicada orografía (rango de altitudes 520-1198m), a la gran dispersión de los asentamientos (52 entidades de población para un máximo de 5081 habitantes en el año 1930) y atomización de las propiedades (minifundio). A pesar de ser siempre negativo el saldo migratorio, la tasa de celibato definitivo (>50 años) ha sido muy elevada (26% para mujeres). El propósito del presente trabajo será evidenciar las ventajas que supone el conocimiento profundo de la Biodemografía de una población de cara a potenciar las posibilidades de análisis de la consanguinidad.

Material y métodos

Se dispone para el período 1871-1977 (Fuster, 1982), de información procedente del registro civil del ayuntamiento de Los Nogales (nacimientos y defunciones) y de 9 archivos parroquiales (matrimonios). Información complementaria se obtuvo de los padrones de población conservados y del archivo diocesano de Lugo (dispensas matrimoniales). En el presente trabajo, se consideran como consanguíneos aquellos matrimonios que figuraban como tales en los registros de cada parroquia o en el archivo diocesano. Mediante recons-

trucción de familias se obtuvieron 1503 historias reproductoras correspondientes a fertilidad completa (determinada por el fin de la unión marital), las cuales abarcan el período 1871-1952.

Si NC12 indica el número absoluto de matrimonios entre tío/a-sobrino/a, NC22 entre primos hermanos, etc., y el total de matrimonios celebrados se designa como TM, se tendrá que el coeficiente de consanguinidad de una población será:

$$\text{ALFA} = \Sigma[(\text{NC12}/8) + (\text{NC22}/16) + (\text{NC23}/32) + (\text{NC33}/64) + (\text{NC34}/128) + (\text{NC44}/256)]/\text{TM}$$

Con el fin de evitar desviaciones indeseables producidas por el cambio de legislación relativa a la solicitud de dispensas, ALFA se ha recalculado hasta solamente el tercer grado de parentesco:

$$\text{ALFA}(3) = \Sigma[(\text{NC12}/8) + (\text{NC22}/16) + (\text{NC23}/32) + (\text{NC33}/64)]/\text{TM}$$

De modo similar, los porcentajes de matrimonios consanguíneos se muestran hasta el tercer (%3) o hasta el cuarto grado (%4) de parentesco.

Resultados y discusión

En la Tabla 1 se indican las frecuencias absolutas de los matrimonios consanguíneos ocurridos en Los Nogales, según su grado y período.

TABLA 1

*Frecuencia de matrimonios consanguíneos, según grado, y total de matrimonios.
MCM: consanguinidad múltiple; total de matrimonios consanguíneos hasta tercer (TMC3)
o hasta cuarto (TMC4) grado; TM: total de matrimonios celebrados*

| Período | C12 | C22 | C23 | C33 | C34 | C44 | MCM | TMC3 | TMC4 | TM |
|-----------|-----|-----|-----|-----|------|------|-----|------|------|------|
| 1871-1879 | 0 | 1 | 0 | 4 | 1 | 3 | 0 | 5 | 9 | 246 |
| 1880-1889 | 0 | 0 | 0 | 3 | 3 | 4 | 1 | 4 | 11 | 301 |
| 1890-1899 | 0 | 5 | 1 | 8 | 4 | 9 | 0 | 14 | 27 | 318 |
| 1900-1909 | 1 | 11 | 3 | 8 | 6 | 6 | 1 | 24 | 36 | 301 |
| 1910-1919 | 1 | 11 | 2 | 8 | 5 | 6 | 0 | 22 | 33 | 215 |
| 1920-1929 | 0 | 6 | 1 | 9 | - | - | 0 | 16 | 16 | 200 |
| 1930-1939 | 1 | 2 | 0 | 2 | - | - | 0 | 5 | 5 | 139 |
| 1940-1949 | 0 | 5 | 1 | 5 | - | - | 0 | 11 | 11 | 260 |
| 1950-1959 | 0 | 6 | 0 | 8 | - | - | 0 | 14 | 14 | 211 |
| 1960-1971 | 0 | 3 | 0 | 3 | - | - | 0 | 6 | 6 | 156 |
| 1871-1971 | 3 | 50 | 8 | 58 | (19) | (28) | 2 | 121 | 168 | 2347 |

do. La columna MCM corresponde a casos de parentesco múltiple (ej. tercer grado doble). De un total de 2347 matrimonios, 168 corresponden a uniones consanguíneas. Teniendo en cuenta que a partir de 1918 dejan de registrarse parentescos más lejanos que el tercer grado, se indican también los totales correspondientes a este último parentesco (121). De esta cifra, la mayoría de los casos corresponden a matrimonios de segundo o tercer grado, y antes de 1920 también a los de cuarto, puesto que implican sujetos de la misma generación. La Tabla 2 recoge los porcentajes correspondientes a la anterior Tabla. En ella se indica que el 5.15% de las uniones fueron consanguíneas (hasta C33), cifra que para los 5 primeros decenios promedia 8.40% si se incluye el cuarto grado (C34 y C44). En comparación con otras poblaciones españolas estas cifras no son demasiado elevadas. Sin embargo, tomando como referencia el trabajo de Pinto-Cisternas et al. (1979), el coeficiente de consanguinidad correspondiente, que se muestra en la

TABLA 2

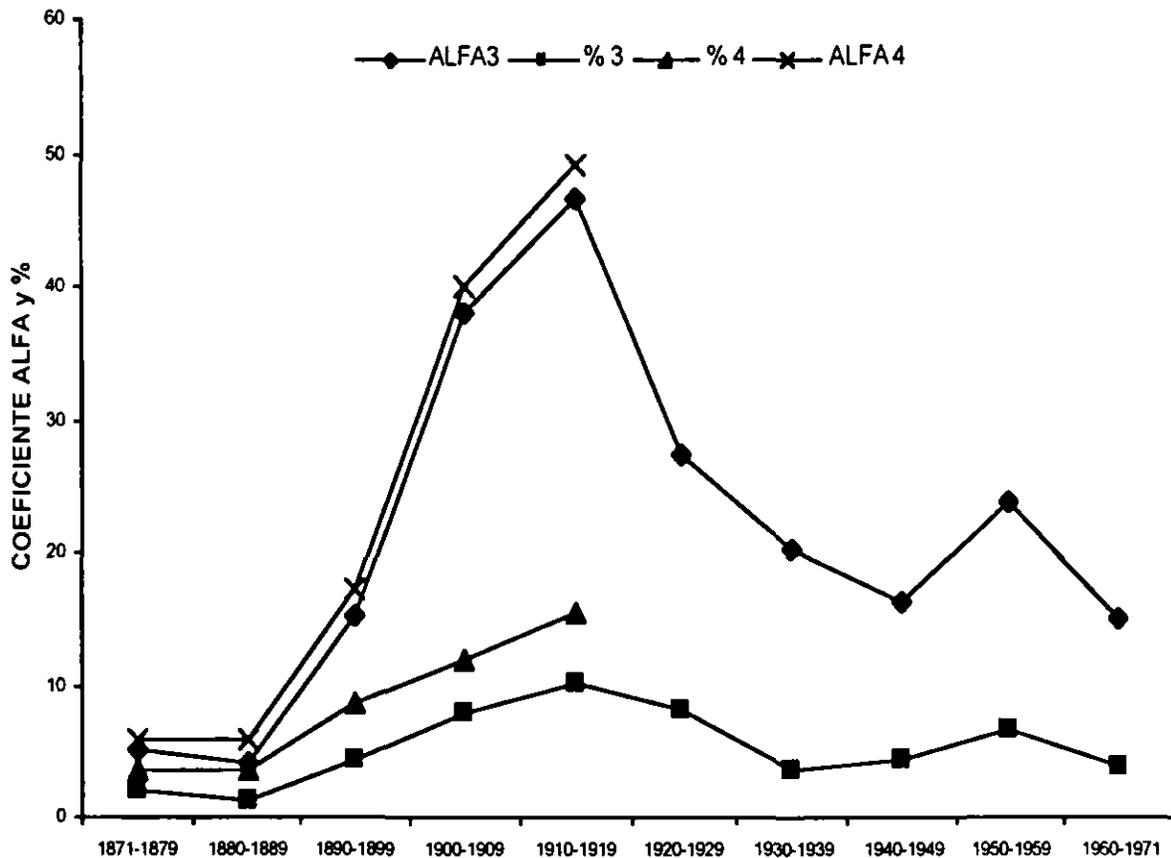
Porcentaje de matrimonios consanguíneos y coeficiente de consanguinidad hasta tercer (3) y cuarto grado (4). ALFA x 10⁴

| <i>Período</i> | <i>% 3</i> | <i>% 4</i> | <i>ALFA 3</i> | <i>ALFA 4</i> |
|----------------|------------|------------|---------------|---------------|
| 1871-1879 | 2,03 | 3,66 | 5,0813 | 5,8752 |
| 1880-1889 | 1,33 | 3,65 | 3,6337 | 5,1910 |
| 1890-1899 | 4,40 | 8,49 | 14,7405 | 16,8288 |
| 1900-1909 | 7,97 | 11,96 | 37,4078 | 39,7438 |
| 1910-1919 | 10,23 | 15,35 | 46,5116 | 49,4186 |
| 1920-1929 | 8,00 | | 27,3437 | |
| 1930-1939 | 3,60 | | 20,2338 | |
| 1940-1949 | 4,23 | | 16,2260 | |
| 1950-1959 | 6,63 | | 23,6967 | |
| 1960-1971 | 3,85 | | 15,0240 | |
| 1871-1971 | 5,15 | | | |

penúltima columna de la Tabla y se visualiza en la Figura 2, puede considerarse elevado, sobre todo si consideramos el siglo actual. Esto ratifica lo comentado previamente acerca del escaso valor informativo de los porcentajes, si bien, pueden tener interés con relación al comportamiento o aceptación social del parentesco biológico. ALFA 3 (hasta tercer grado) se sitúa por encima del promedio español después de 1890, con niveles elevados durante las 4 primeras décadas del siglo XX. Los bajos niveles anteriores a 1890 no son exclusivos de Los Nogales. Patrones similares se han descrito en otras poblaciones europeas

FIGURA 2

Evolución temporal del coeficiente de consanguinidad (ALFA x 10⁴) y del porcentaje de matrimonios consanguíneos (%), hasta tercer (3) y hasta cuarto grado (4)



como por ejemplo en Italia (Moroni et al., 1972; Pettener, 1985), Latinoamérica (Madrigal y Ware, 1997) o en España, en las provincias de Alava (Calderón et al., 1993) y de Guadalajara (Morales, 1992) entre otras. El descenso de los niveles de consanguinidad a partir de la segunda mitad del siglo XX puede explicarse fácilmente argumentando una mayor movilidad de las poblaciones, como resultado de una mejora en los sistemas de transporte, lo que habría conducido a una menor frecuencia de matrimonios endógamos (ambos cónyuges naturales de la misma localidad), así como una posible disminución del tamaño familiar y consiguiente reducción del número de parientes. El aumento de la consanguinidad a finales del siglo XIX ha sido atribuido a un aumento tanto del tamaño poblacional como del familiar. Sin embargo, estas dos razones no explicarían el carácter universal de esa tendencia en poblaciones católicas, por lo que parece más probable que el incremento de la consanguinidad haya respondido a una mayor permisividad del Vaticano a la hora de conceder dispensas de grado pró-

ximo (hasta primos hermanos), lo que habría propiciado un incremento en el número de dispensas solicitadas independientemente de las características particulares de cada población.

Por lo que se refiere a la estructura de la consanguinidad, destacan en Los Nogales unas frecuencias apreciables de cruzamientos de grado desigual (C12, C23 y C34) y unas proporciones C22/C33 y C33/C44 de 0'91 y 0'73 respectivamente, la primera superior a la cifra de 0'63 aportada por Varela et al. (1997) para el Arzobispado de Santiago de Compostela (Galicia), y muy diferente, por ejemplo, de lo encontrado para la Sierra de Gredos, Avila (Fuster et al., 2001) donde la proporción C22/C33 se ajusta perfectamente al valor teórico de 0'25. Esa elevada cifra reflejaría que el número de cruzamientos entre parientes no se incrementa en la proporción esperada, conforme el parentesco se va haciendo más lejano. Respecto a otras zonas rurales españolas donde los cruzamientos de grado remoto predominan, el patrón de cruzamientos consanguíneos en Galicia, y también en el norte de Portugal (Abade,1992), es peculiar de forma que un limitado

TABLA 3

Frecuencia de nacimientos ilegítimos en los Nogales y en España (Fuster, 1985).

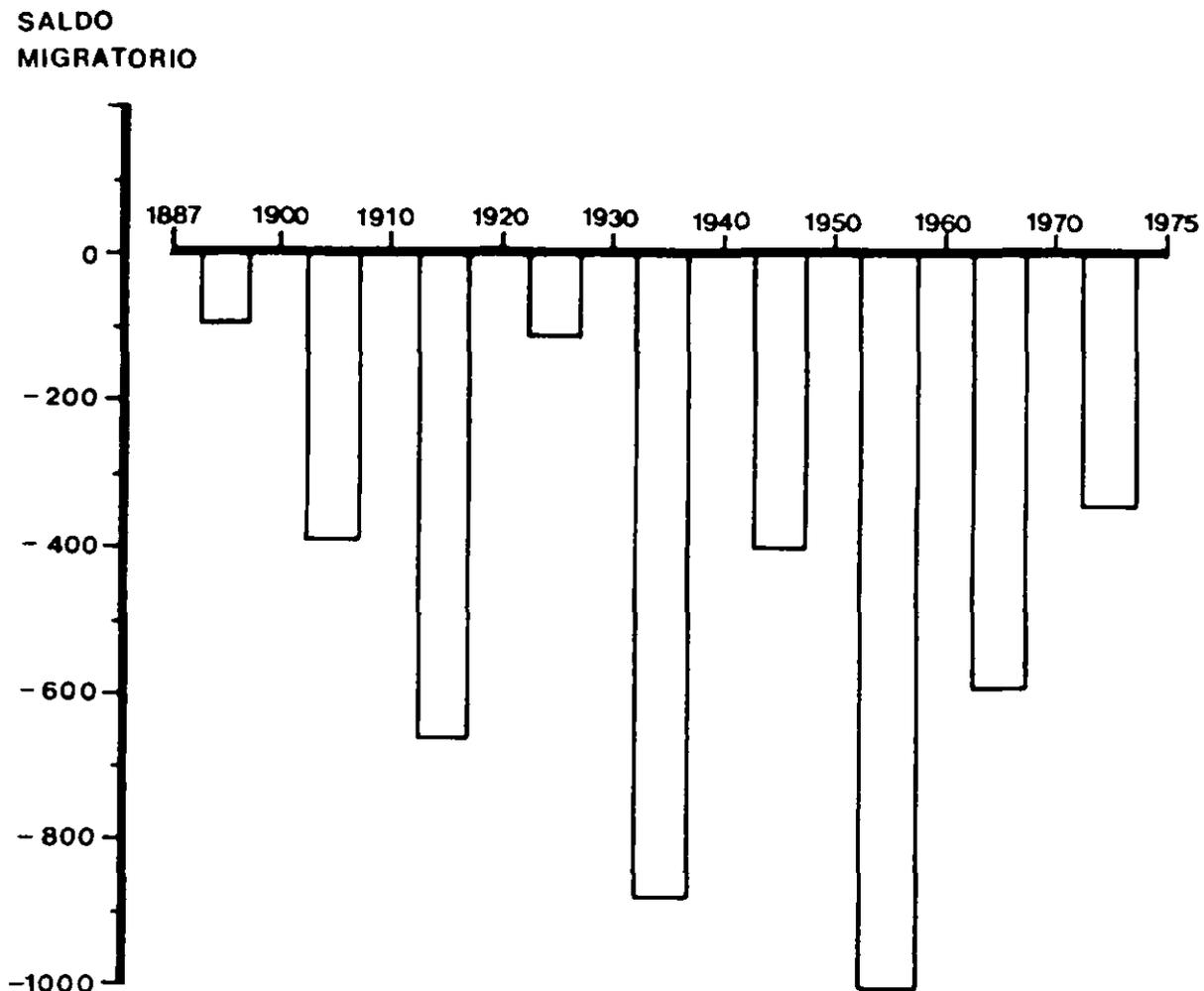
| <i>Los Nogales</i> | | | <i>España</i> | |
|--------------------|----------|----------|----------------|----------|
| <i>Período</i> | <i>N</i> | <i>%</i> | <i>Período</i> | <i>%</i> |
| 1871-1879 | 220 | 16,34 | | |
| 1880-1889 | 324 | 19,49 | 1906-1910 | 4,72 |
| 1890-1899 | 252 | 15,93 | 1911-1915 | 4,79 |
| 1900-1909 | 218 | 12,47 | 1916-1920 | 5,78 |
| 1910-1919 | 201 | 14,45 | 1921-1925 | 5,92 |
| 1920-1929 | 143 | 11,29 | 1926-1930 | 6,09 |
| 1930-1939 | 99 | 9,77 | 1941-1945 | 5,64 |
| 1940-1949 | 93 | 11,19 | 1946-1950 | 5,33 |
| 1950-1959 | 28 | 5,86 | 1951-1955 | 4,56 |
| 1960-1975 | 8 | 1,72 | 1956-1960 | 2,86 |
| TOTAL | 1587 | 13,47 | | |
| nacimientos | 11782 | | | |

porcentaje de uniones consanguíneas se traduce en un coeficiente de consanguinidad elevado. Tal como se ha comentado anteriormente, el coeficiente medio de consanguinidad hallado en Los Nogales, aunque superior al promedio nacional (Pinto-Cisternas et al., 1979), resulta inferior al citado para otras comarcas españolas como la Maragatería,

León (Bernis, 1974) y la Cabrera, Zamora (Blanco, 1998). De estos resultados, surge la cuestión de por qué en Los Nogales y por extensión en toda Galicia, a pesar de caracterizarse por ser una población predominantemente rural, muy dispersa, de orografía complicada, con fraccionamiento de las propiedades y deficientes vías de comunicación en el pasado, no es más elevada la consanguinidad. Una explicación plausible de lo anterior puede sustentarse en unas elevadas tasas de ilegitimidad en Los Nogales y en toda la región gallega (Fuster 1985, 1986). Admitiendo que esas tasas han sido similares en los años precedentes a los mostrados en la Tabla 3, y que una parte importante de esos individuos ilegítimos jamás son reconocidos por el padre, e incluso ni por la madre, una fracción de las genealogías que se pretendan reconstruir a partir de parejas de contrayentes, quedarán abortadas en el punto correspondiente a un antecesor desconocido, resultando que determinados individuos se consideren como biológicamente no emparentados a pesar de serlo en realidad. En otras palabras, una parte de los parentescos pasarían desapercibidos. Esto supone admitir una subestimación de la consanguinidad media en la población gallega, proporcional a la frecuencia de nacimientos ilegítimos. Además, lo anterior también explicaría el defecto de matrimonios entre parientes lejanos respecto a los próximos, ya que a mayor número de generaciones implicadas, mayor será la probabilidad de poseer un antecesor nacido extramaritalmente, lo que daría razón de los elevados cocientes C22/C33 encontrados en Los Nogales.

La población de Los Nogales se caracteriza por un saldo migratorio permanentemente negativo, tanto para varones como para mujeres (Figura 3). No resulta claro el papel de la emigración como condicionante de la consanguinidad, ya que mientras algunos autores afirman que aumentaría los niveles de consanguinidad debido a la reducción del número de cónyuges potenciales (Barrai et al., 1969; Morton, 1971), otros señalan que la emigración conduce a una dispersión geográfica de los parientes o bien a una emigración diferencial de éstos (Cavalli-Sforza, 1969). En Los Nogales se observa que entre 1887 y 1920 hay un continuo incremento del saldo migratorio hacia niveles más negativos, coincidiendo con una elevación del coeficiente de consanguinidad (Figura 2). Entre 1920 y 1930 el saldo migratorio, aún siendo negativo, se aproxima a cero, mientras que el coeficiente de consanguinidad ALFA se reduce de 0.00273 a 0.00202 (Tabla 2). Entre 1930-1940 y 1950-1960 el saldo migratorio alcanza los dos mayores valores negativos (aproximadamente equivalente a 1/5 de la pobla-

FIGURA 3
Saldo migratorio intercensal



ción), al tiempo que ALFA continua decreciendo. Parece pues que en Los Nogales el descenso de la consanguinidad no se ajusta a la emigración de residentes ya que previamente a 1910 la consanguinidad aumentó coincidiendo con un saldo migratorio negativo, iniciando su descenso a partir del período 1910-19, es decir antes de que la emigración alcanzara sus máximos niveles.

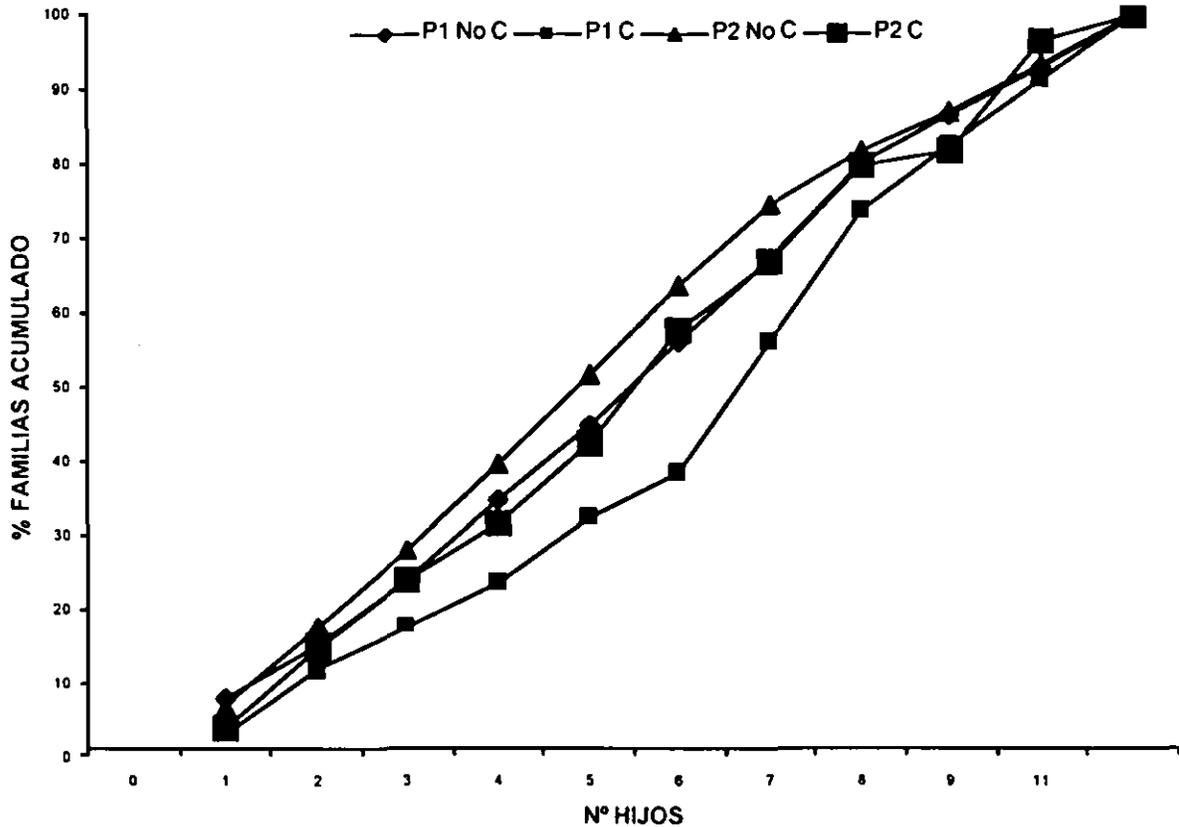
Por lo que se refiere a la nupcialidad, puede tenerse en cuenta tanto la tasa de nupcialidad como la proporción de matrimonios en primeras nupcias. En Los Nogales las tasas de nupcialidad han sido máximas (aproximadamente 6 por mil) antes de 1900 y entre 1940 y 1960. Parece razonable pensar que en la época de mayor nupcialidad, en respuesta a una mayor demanda de cónyuges, se incrementara la frecuencia de uniones entre parientes. Esto podría aceptarse para el primer período estudiado, pero no para el segundo. Además, desde

1871 a 1899 la frecuencia de primeras nupcias fue del 85.22%, reduciéndose a 81.88% entre 1900 y 1929, fase en la que se aprecia, al principio, un incremento de la consanguinidad. El descenso de la tasa bruta de nupcialidad y la menor proporción de matrimonios en primeras nupcias coincide con una fase de crecimiento de la consanguinidad, lo que podría atribuirse a una emigración diferencial de solteros en dicho período. Aunque no es posible confirmar lo anterior por carecerse de información sobre los individuos que abandonaron la población, ello sería compatible con una mayor demanda de cónyuges que fueran parientes.

Además de los aspectos que acaban de comentarse, el estudio de la consanguinidad toma especial interés cuando se considera el grado de adaptabilidad de una población («fitness») en términos de éxito reproductor. Aunque suele aceptarse que la consanguinidad puede tener consecuencias detectables en forma de variabilidad en fecundidad o viabilidad de la descendencia, no resulta sencillo demostrarlo de forma concluyente (Bittles y Makow, 1988). Es posible encontrar en la Bibliografía ejemplos en los que se indica un efecto, tanto nulo (Reid, 1976; Roberts y Bonne, 1973; Ward, 1975), como moderado (Freire-Maia y Krieger, 1975; Fried y Davies, 1974; Shull y Neel, 1972) o incluso considerable (Böök, 1957). Esta disparidad de resultados puede ser debida a que el efecto del parentesco sea poco importante en sí mismo, o bien a que intervengan, además del parentesco, factores de tipo socioeconómico o cultural capaces de enmascarar las consecuencias de la consanguinidad. Por los que se refiere a Los Nogales, en la Figura 4 se muestran las distribuciones acumuladas del número de hijos nacidos vivos por mujer (familias reconstruidas) para los períodos 1871-1899 y 1900-1929. La mayor fecundidad se encuentra entre las uniones consanguíneas del siglo XIX. La distribución de los matrimonios consanguíneos de 1900-1929 se aproxima a la de los no emparentados del período precedente como consecuencia de un desplazamiento de ambas distribuciones hacia el origen de coordenadas. Si bien las diferencias no son significativas, los promedios correspondientes (Tabla 4) indican que el número de hijos nacidos vivos es algo más elevado entre las uniones consanguíneas y en menor grado, también el número de hijos supervivientes a los 15 años, ello a pesar de que, en el segundo período (1900-1929), la mortalidad infantil es ligeramente superior entre los matrimonios consanguíneos. En general suele reseñarse una asociación entre parentesco y mortalidad infantil (Alvarez-Edo, 1983; Fraser y Biddle, 1976, Freire-Maia y Krieger,

FIGURA 4

Distribución, en frecuencias acumuladas, del número de hijos nacidos vivos por familia y de supervivientes a los 15 años. (P1: 1871-1899; P2: 1900-1929; C: matrimonio consanguíneo)



1975; Freire- Maia y Takehara, 1977, Rao e Inbarag, 1977, Rodríguez-Otero et al., 1991; Sánchez, 1989; Seemanova, 1971) aunque ha de indicarse que las diferencias raramente superan el nivel de significación. Puesto que los posibles efectos de la consanguinidad se manifiestan través de anomalías hereditarias de tipo recesivo, es de esperar, tal como señalaron Sutter y Tabah (1971), que «las diferencias entre las tasas de mortalidad de las poblaciones testigo y consanguíneas sean mucho más elevadas para la mortinatalidad, la mortalidad endógena, y por consiguiente, la mortalidad perinatal, que para la mortalidad exógena». Si consideramos, siguiendo a Shull et al. (1970), que el número de descendientes supervivientes determina la eficacia reproductora (fecundidad neta) de una población, en Los Nogales los matrimonios consanguíneos superan a los que no lo son, pero si se corrige para las diferencias en fecundidad, la mayor supervivencia de la descendencia solo sería favorable a los matrimonios consanguíneos en el primer período. A diferencia de Shull y Neel (1972), no es posible demostrar en los Nogales un «efecto compensatorio» según el cual una menor probabilidad de supervivencia se compensa con una mayor

fecundidad, ya que en el primer período una mayor fecundidad se añade a una mayor probabilidad de supervivencia. Sin duda la menor frecuencia de matrimonios sin descendencia entre las parejas consanguíneas debe tenerse en cuenta a la hora de interpretar los promedios incluidos en la Tabla 4. Además, una edad media al tener el primer hijo y al contraer matrimonio inferior (Tabla 5) y una duración de la unión marital algo mayor entre las parejas consanguíneas, pudiera ser responsable de esa mayor fecundidad. A la vista de los anteriores resultados, coincidimos en la vigencia de lo indicado por Georges y Jacquard (1968) cuando afirmaban que «la resolución de las dudas relativas a la cuestión de las consecuencias de los matrimonios consanguíneos solo podrá ser aclarada por la acumulación de estudios realizados en poblaciones diversas».

Los aspectos que acaban de comentarse no agotan las posibilidades de análisis de la consanguinidad en el marco de un amplio estudio biodemográfico. Además del análisis del patrón de los matrimonios

TABLA 4

Nacidos vivos por familia, mortalidad infantil, supervivientes a los 15 años y porcentaje de parejas infértiles: matrimonios consanguíneos y no consanguíneos

| Periodo | 1871-1899 | | | | 1900-1929 | | | |
|-------------------|-------------|-------|----------|-------|-------------|-------|----------|-------|
| | No consang. | | consang. | | No consang. | | consang. | |
| | m | em | m | em | m | em | m | em |
| NACIDOS/FAMILIA | 5,053 | 0,134 | 6,459 | 0,607 | 4,768 | 0,158 | 5,218 | 0,428 |
| MORT. INF./FAM. | 0,751 | 0,045 | 0,540 | 0,139 | 0,548 | 0,043 | 0,690 | 0,157 |
| SUPERV. 15 A./FAM | 3,506 | 0,105 | 4,892 | 0,484 | 3,846 | 0,137 | 3,909 | 0,371 |
| % INFERTILIDAD | 7,366 | | 2,703 | | 6,763 | | 3,636 | |

TABLA 5

Características demográficas de las familias reconstruidas y de las uniones consanguíneas

| Periodo | Tipo de familia | % primeras nupcias | Edad 1ª maternidad | Edad marital | Duración marital | Periodo reproductor | Ilegítimos por madre |
|-----------|-----------------|--------------------|--------------------|--------------|------------------|---------------------|----------------------|
| 1871-1899 | CONSANG. | 90,62 | 23,77 | 24,47 | 30,53 | 14,44 | 0,25 |
| | TOTAL | 85,22 | 25,14 | 25,55 | 26,12 | 12,21 | 0,22 |
| 1900-1929 | CONSANG. | 89,13 | 25,02 | 24,69 | 29,12 | 10,08 | 0,12 |
| | TOTAL | 81,88 | 25,90 | 25,41 | 28,11 | 10,70 | 0,15 |

consanguíneos (evolución y estructura) y de las consecuencias biodemográficas de la consanguinidad, cuando la población es lo suficientemente extensa y diversa, es posible estudiar la variación microgeográfica del patrón de consanguinidad, teniendo en cuenta para cada localidad, su censo, altitud, su nivel de endogamia o porcentaje de parejas de la misma procedencia.

Agradecimientos

Se dan las gracias a todas las personas que han hecho posible la obtención de la información, en especial a Anxo Eiriz y a Leonardo Abelairas.

Bibliografía

- ABADE, A. (1992): *A população inexistente. Estrutura Demográfica e Genética da População da Lombada Bragança*. Tesis doctoral. Universidad de Coimbra, Coimbra.
- ÁLVAREZ-EDO, M. (1983): Consanguinidad y mortalidad en el valle de Sanabria (Zamora). En: *Actas III Cong. Antrop. Biol. España*. Santiago de Compostela. pp 1-13.
- BARRAI, I., CAVALLI-SFORZA, L.L. y MORONI, A. (1969): The prediction of consanguineous marriage, *Japan J. Genet.* 44, Supp.1, 230-233.
- BERNIS, C. (1974): *Estudio biodemográfico de la población maragata*. Tesis doctoral. Universidad Complutense de Madrid. Madrid.
- BITTLES, A.H. y MAKOV, E. (1988): Inbreeding in human populations: An assessment of the costs. En: *Human mating patterns*. Edited by C.G.N. Mascie-Taylor & A.J. Boyce. Cambridge University Press. Cambridge. pp153-167.
- BLANCO, M.J. (1998): *Biodemografía y estructura biológica de la Cabrera*. Tesis Doctoral. Univ. de León. León.
- BÖÖK, J.A. (1957): Genetical investigations in a north Swedish population. The offspring of first-cousin marriages. *Ann. Hum. Genet.* 21, 191-221.
- CALDERÓN, R.; PEÑA, J.A.; MORALES, B. y GUEVARA, J.I. (1993): Inbreeding patterns in the Basque Country (Alava Province, 1831-1980). *Hum. Biol.*, 65, 743-770.
- CAVALLI-SFORZA, L.L. (1969): Genetic drift in an Italian population. *Sci. Amer.* 221, 30-37.

- FRASER, F.C. y BIDDLE, C.J. (1976): Estimating the risks for offspring of first-cousin matings. An approach. *Am. J. Hum. Genet.* 28, 522-526.
- FREIRE-MAIA, A. y KRIEGER, H. (1975): Human genetic studies in areas of natural radiation. VIII Genetic load not related to radiation. *Am. J. Hum. Genet.* 27, 385-393.
- FREIRE-MAIA, N. y TAKEHARA, N. (1977): Inbreeding effect on precocious mortality in Japanese communities of Brazil. *Ann. Hum. Genet.* 41, 99-102.
- FRIED, K. y DAVIES, A.M. (1974): Some effects on the offspring of uncle-niece marriage in the Moroccan Jewish community in Jerusalem. *Am. J. Hum. Genet.* 26, 65-72.
- FUSTER, V. (1982): *Estructura antropogenética de la población de nueve parroquias del municipio de Los Nogales, Lugo (1871-1977)*. Tesis Doctoral. Ediciones de la Universidad Complutense. Madrid.
- FUSTER, V. (1985): Extramarital reproduction and family size in a Spanish rural community. *DYN (The Journal of the Durham University Anthropological Society)*. 8, 80-89.
- FUSTER, V. (1986): Illegitimacy and infant mortality variation in Northwest Spain. En: *Essays in Human Sociobiology*, Vol 2 J.Wind & V. Reynolds Eds. Brussels: V.U.B. Study Series 26 pp 83-89.
- FUSTER, V., JIMÉNEZ, A.M. y COLANTONIO, S.E. (2001): Inbreeding in Gredos mountain range (Spain): Contribution of multiple consanguinity and inter-valley variation. *Hum. Biol.* 73, 249-270.
- GEORGES, A. y JACQUARD, A. (1968): Effets de la consanguinité sur la mortalité infantile. Resultats d'une observation dans le departement des Vosges. *Population* 23, 1055-1064.
- HAJNAL, J. (1963): Concept of random mating and the frequency of consanguineous marriages. *Proc. R. Soc. Lond.*, ser. B. 159, 125-177.
- JACQUARD, A. (1975): Inbreeding. One word, several meanings, 1975, *Theoretical Pop. Biol.* 7, 338-363.
- MADRIGAL, L. y WARE, B. (1997): Inbreeding in Escazú, Costa Rica (1800-1840, 1850-1899): Isonymy and ecclesiastical dispensations. *Hum. Biol.* 69, 703-714.
- MORALES, M.B. (1992): *Estructura de la consanguinidad en la Diócesis de Sigüenza-Guadalajara. Variación histórica, microgeográfica y genealógica*. Tesis doctoral, Universidad del País Vasco, Bilbao.
- MORONI, A.; ANELLI, A.; ANGHINETTI, W.; LUCCHETTI, E.; ROSSI, O. y SIRI, E. (1972): La consanguineità umana nell'isola di Sardegna dal secolo XVIII al sc. XX. *Ateneo Parmense* 8, 69-72.
- MORTON, N.E. (1971): Kinship and population size. En: *Génétiq ue et Populations. Hommage a Jean Sutter*. INED. Travaux et Documents. Cahier 60. Presses Univ. de France. pp 103-110.
- PETTENER, D. (1985): Consanguineous marriages in the Upper Bologna Appennine (1565-1980): Microgeographic variations, pedigree structure

- and correlation of inbreeding secular trend with changes in population size. *Hum. Biol.* 57, 267-288.
- PINTO-CISTERNAS, J.; ZEI, G. y MORONI, A. (1979): Consanguinity in Spain, 1911-1943: General methodology, behaviour of demographic variables, and regional differences. *Soc. Biol.* 26, 55-71.
- RAO, P.S. e INBARAG, S.G. (1977): Inbreeding effects on human reproduction in Tamil Nadu of South India. *Ann. Hum. Genet.* 41, 87-98.
- REID, R.M. (1976): Effects of consanguineous marriage and inbreeding on couple fertility and offspring mortality in rural Sri Lanka. *Hum. Biol.* 48, 139-146.
- ROBERTS, D.F. y BONNE, B. (1973): Reproduction and inbreeding among the Samaritans. *Soc. Biol.* 20, 64-70.
- RODRÍGUEZ-OTERO, H.; ÁLVAREZ-EDO, M.; BLANCO, M.J.; GALLARDO, M.B. y SÁNCHEZ, E. (1991): Influencia de la consanguinidad y de la endogamia sobre la fertilidad, mortalidad infantil y supervivencia a la edad reproductora en la comarca de Fuentes Carrionas desde 1880 a 1979. En: *Actas VI Congr. Esp. Antrop. Biol.*, Bilbao. pp. 315-325.
- SÁNCHEZ, E. (1989): *Babia. Biodemografía y estructura familiar*. Tesis Doctoral. Ediciones de la Universidad de León. León.
- SCHULL, W.J.; FURUSHO, T y YAMAMOTO, M. (1970): The effects of parental consanguinity and inbreeding in Hirado, Japan. IV. Fertility and reproductive compensation. *Humangenetik* 9, 294-315.
- SCHULL, W.J y NEEL, J.V. (1972): The effects of parental consanguinity and inbreeding in Hirado, Japan. V. Summary and interpretation. *Am. J. Hum. Genet.* 27, 425-453.
- SEEMANOVA, E. (1971): A study of children of incestuous mating. *Hum. Hered.* 21, 108-128.
- SUTTER, J. y TABAH, L. (1971): Structure de la mortalité dans les familles consanguines. En: *Génétique et Populations. Hommage a Jean Sutter*. INED. Travaux et Documents. Cahier 60. Presses Univ. de France. pp 11-29.
- VARELA, T.A.; LODEIRO, R. y FARIÑA, J. (1997): Evolution of consanguinity in the Archbishopric of Santiago de Compostela (Spain) during 1900-1979. *Hum. Biol.* 69, 517-531.
- WARD, R.H. (1975): Fertility patterns and inbreeding levels in a small genetics isolate. *Am. J. Phys. Anthrop.* 42, 337-344.