

## **ISONIMIA Y CONSANGUINIDAD INTRAGRUPAL: POSIBILIDADES DE APLICACION EN LA EPOCA COLONIAL**

*Sonia E. Colantonio*<sup>1</sup>

*Vicente Fuster*<sup>2</sup>

*María del Carmen Ferreyra*<sup>3</sup>

**PALABRAS CLAVE:** Apellidos, Consanguinidad, Parentesco, Grupos etno-sociales

**RESUMEN:** La aplicación de la isonimia presenta dificultades cuando las poblaciones analizadas son de pequeño tamaño, hay elevadas tasas de ilegitimidad o coexisten grupos etno-sociales con diferente comportamiento respecto a la adquisición y transmisión de apellidos. Tales dificultades están presentes en la población del Curato de Pocho (Córdoba, Argentina), por lo cual se aplican distintos procedimientos que usan la isonimia, evaluándose comparativamente los resultados obtenidos. Se utilizan todas las Actas de Matrimonio del Curato entre 1766 y 1842. Se estima la consanguinidad aleatoria y no aleatoria usando alternativamente los dos apellidos paternos o los paternos y maternos de cónyuges que son hijos legítimos. Se verifica concordancia de resultados entre los métodos de Crow y de Pinto-Cisternas en Españoles y no en Indios y Mesti-

---

1 Facultad de Ciencias Exactas, Físicas y Naturales. Universidad Nacional de Córdoba. CONICET. 5000 Córdoba. Argentina.

e-mail: scolanto@gtwing.efn.uncor.edu.ar

2 Departamento Biología Animal I (Antropología). Facultad de Biología. Universidad Complutense de Madrid. España.

3 Centro de Investigaciones (CIFYH). Facultad de Filosofía y Humanidades. Universidad Nacional de Córdoba. 5000 Córdoba. Argentina.

zos, con la mayor discordancia en las poblaciones de escaso tamaño. Por otro lado, los parentescos Rii obtenidos maximizando el N poblacional se correlacionan con los correspondientes a los apellidos paternos en el caso de Españoles, mientras que en Indios lo hacen con los Rii obtenidos con los apellidos maternos de cónyuges ilegítimos. Se concluye que la consanguinidad por isonimia es más fiable en poblaciones con pautas bien estabilizadas de herencia del apellido. Asimismo, la estimación del parentesco aleatorio en grupos con elevada ilegitimidad sería más efectiva si se consideraran los apellidos maternos en lugar de los paternos. *Rev. Arg. Antrop. Biol.* 4 (1): 21-33, 2002.

**KEY WORDS:** Surnames, Inbreeding, Kinship, Ethno-social groups

**ABSTRACT:** Isonymy analysis presents some difficulties when the population size is small, different ethno-social groups coexist or there is an elevated illegitimacy rate. The above difficulties are present in the "Curato de Pocho" population (Córdoba, Argentina). Therefore, several procedures based on surnames are compared in the present paper in order to evaluate the results obtained. From marriage records comprising the period 1766-1842, the random and non-random inbreeding is estimated. This is made using alternatively the two paternal surnames or the paternal and maternal surnames of mates born legitimately. Results provided by the methods of Crow and Pinto-Cisternas are concordant, for Spanish individuals but not for Indians or "Mestizos", mainly in small size groups. The Rii kinship coefficients obtained by maximizing N (sample size) correlate to those derived from paternal surnames in Spanish; however in Indians they correlate to the maternal surnames of illegitimate mates. It is concluded that the consanguinity by isonymy is more reliable in populations where surname transmission is well established. In addition, the estimation of random kinship would be more effective if maternal surnames instead of paternal ones were considered. *Rev. Arg. Antrop. Biol.* 4 (1): 21-33, 2002.

## INTRODUCCION

El método de la "isonimia", recurrencia del mismo apellido en diferentes líneas ancestrales de un mismo pedigree (Lasker, 1969) o presencia del mismo apellido en algún antecesor de un par de esposos (Lasker, 1968) se ha venido usando con diversos fines desde su creación por Crow y Mange (1965).

En muy numerosos trabajos se ha aplicado la isonimia en la estimación del grado de consanguinidad presente en el interior de poblaciones determinadas (James, 1983; Bittles y Smith, 1994; Roguljic et al., 1997, entre otros), casi siem-

pre discriminando sus componentes aleatorio ( $F_r$ ), no aleatorio ( $F_n$ ) y consanguinidad total ( $F$ ). En esta aplicación la principal dificultad ha estribado especialmente en lograr un tamaño de muestra (o de población) lo suficientemente grande como para la obtención de estimadores confiables, a lo que se suma la necesidad de dejar de lado todos aquellos casos en los que aparecen los denominados “hijos naturales”, de los cuales consta únicamente el apellido de la madre. La cuestión del tamaño poblacional se ha superado parcialmente con la modificación al método de isonimia propuesta por Pinto-Cisternas et al. (1985), que tiene en cuenta los apellidos de los cónyuges de acuerdo a la pauta en el Sistema Iberoamericano de Apellidos, con las cuatro combinaciones posibles entre los apellidos maternos y paternos, lo que aumenta en cuatro veces el número de personas cuyos apellidos se emplean para el cálculo. Pero son las poblaciones hispano-hablantes -que ofrecen especiales ventajas para este tipo de estudios (Shaw, 1960)-, las que precisamente se reproducen con frecuencia bajo pautas de ilegitimidad, llegando a representar ésta una significativa proporción de la población. Ello significa, consecuentemente, que bajo el supuesto de herencia del apellido a la manera del cromosoma Y, la muestra elegida para las estimaciones (y que excluye necesariamente a dichas personas) podría no llegar a ser representativa de la población total que se pretende estudiar.

El presente trabajo explora en una población con relativamente alta ilegitimidad las dificultades enunciadas, implicando a la vez otro problema característico cuando se analizan poblaciones históricas americanas de la época posterior a la conquista española: la presencia de diferentes grupos etno-sociales cuyas pautas diferenciales respecto al apellido pueden sesgar los resultados encontrados. Con estos objetivos, se comparan procedimientos basados en la isonimia que toman en consideración diferentes datos de la misma población.

## **MATERIAL Y METODOS**

Los datos empleados consisten en la totalidad de los matrimonios efectuados en el Curato de Pocho (área de Traslasierra, Córdoba) entre los años 1766 y 1842. El primer año corresponde a los primeros libros de actas que se conservan para la región y 1842 es el momento en que deja de consignarse el grupo etno-social de pertenencia de los cónyuges en estos registros. De las Actas de Matrimonio se extrajo la información correspondiente a: 1) lugar de casamiento (cada una de las seis parroquias constituyentes del Curato -Salsacate (SALSA), Pocho (POCHO), Las Palmas (PALMAS), El Coro (CORO), Guasapampa (GUASA), Sancaña (SANCA)-); 2) apellido y nombre de los cónyuges; 3) apellido y nombre del padre y de la madre de cada cónyuge; 4) grupo etno-social de pertenencia de los cónyuges.

Con la finalidad de comparar las estimaciones intra-grupales, se trabajó solamente con aquellos casamientos en los cuales ambos cónyuges tienen la misma procedencia etno-social. Cabe destacar que los matrimonios empleados no constituyen una muestra, sino que corresponden a todas las bodas que tuvieron lugar en la población.

Se emplearon en el análisis solamente tres grupos etno-sociales endógamos: 1) Españoles -y sus descendientes americanos blancos-, 2) Indios y 3) Mestizos. Debido a su exiguidad numérica los restantes (Negros, Pardos, Zambos, etc.) fueron excluidos del análisis e incorporados a la categoría "Otros" conjuntamente con los matrimonios mixtos.

Para cada grupo y parroquia se estimó la consanguinidad aleatoria (Fr), no aleatoria (Fn) y total (F), mediante dos procedimientos: 1) empleando el apellido paterno de cada cónyuge y contando los isónimos según el método de Crow (1980) por medio de:

$$Pr = \sum p_{m_i} p_{f_i}, Fr = Pr/4, Fn = (Po-Pr) / 4(1-Pr)$$

donde:  $p_{m_i}$  y  $p_{f_i}$  son las proporciones del  $i^{\text{th}}$  apellido en hombres y en mujeres de la población, Pr es la isonimia esperada, Po la observada, Fr la consanguinidad aleatoria y Fn la no aleatoria; 2) empleando ambos apellidos (materno y paterno) de cada cónyuge y contabilizando los isónimos presentes en las cuatro combinaciones posibles de los apellidos, según Pinto-Cisternas et al. (1985) de manera que:

$$Pr = \sum x_1 x_3 + \sum x_1 x_4 + \sum x_2 x_3 + \sum x_2 x_4$$

donde: x es la frecuencia del  $i^{\text{th}}$  apellido entre personas designadas en el subíndice como (1) padres de esposos, (2) madres de esposos, (3) padres de esposas y (4) madres de esposas (Allen, 1988) y Po (proporción de isonimia observada) considera estas mismas cuatro combinaciones de isónimos.

Asimismo, se calculó el parentesco intra-grupal (Rii) mediante el algoritmo de Lasker (1977), de acuerdo a los dos procedimientos anteriormente enunciados y se realizaron tres estimaciones de Rii no sesgadas por la diferente proporción de apellidos en hombres y mujeres según Morton (1973), en las cuales la isonimia aleatoria se calcula como:

$$Iii = (\sum n_{k_i} (n_{k_i} - 1)) / Ni (Ni - 1)$$

donde:  $n_{k_i}$  es la frecuencia del  $k^{\text{th}}$  apellido en la población y Ni el tamaño de la misma. El algoritmo fue usado considerando por vez sólo un grupo de apellidos (paternos, maternos y maternos de hijos ilegítimos, en cada caso). La utilización del algoritmo de Morton obedeció a la necesidad de comparar los coeficientes obtenidos en las tres distintas líneas de apellidos con los resultantes de los métodos usualmente empleados (apellidos paternos o los cuatro apellidos).

Finalmente, se calculó la correlación (r de Pearson) entre las diferentes estimaciones y se compararon los resultados obtenidos para cada grupo etno-social.

Cabe destacar que el ensayo estuvo dirigido a la confrontación entre los procedimientos de estimación de la consanguinidad y no al grado y significación de la misma, por cuanto los resultados serán interpretados siempre en términos relativos y no del nivel de consanguinidad presente en los grupos considerados.

## RESULTADOS Y DISCUSION

La Tabla 1 consigna el número de matrimonios disponible, por grupo etno-social y legitimidad de los cónyuges. Como puede observarse, hay una relativamente alta proporción de cónyuges nacidos en condición de ilegítimos, alcanzando el máximo en el grupo indio (30%) y el mínimo en los blancos (10%).

En las Figuras 1 a 3 se representan, respectivamente en Españoles, Indios y Mestizos, los valores de  $F_r$  y  $F_n$  ( $F_rC$  y  $F_nC$  con el procedimiento de Crow y Mange;  $F_rP$  y  $F_nP$  con el de Pinto-Cisternas) para cada Parroquia. Los valores de cada población se han unido con líneas a los fines de comparar la distribución de los mismos con los distintos métodos.

Cuando se analiza la Figura 1, correspondiente a Españoles, se verifica una estrecha concordancia entre la distribución de los valores de  $F_r$  obtenidos cuando se emplea el apellido paterno de los cónyuges (según el procedimiento de Crow y Mange, líneas continuas) y cuando se usan los apellidos paternos y maternos de acuerdo al procedimiento de Pinto-Cisternas (líneas discontinuas). La única diferencia en valor absoluto (pero no en tendencia) se presenta en Guasapampa, que es precisamente la parroquia con menor  $N$  tanto en Españoles cuanto en Mestizos (20 y 34 matrimonios, respectivamente). Estos resultados indican que en el grupo español y sus descendientes blancos, el empleo de dos o cuatro apellidos para estimar la consanguinidad son equivalentes, aunque los valores absolutos del método de Pinto-Cisternas son generalmente algo mayores debido a la probabilidad de encontrar isónimos cuando se duplica el número de apellidos empleados para el cálculo. Asimismo, se observa que la concordancia entre ambos procedimientos disminuye cuando el  $N$  poblacional es bajo, indicando que los resultados son obviamente más robustos cuanto más elevado es el número de individuos considerados.

La discordancia entre métodos es notoria cuando se observa la Figura 2 correspondiente a los Indios. En ella se verifica que no hay en absoluto coincidencia entre las estimaciones de consanguinidad según se utilicen dos o cuatro apellidos y ello no está causado por un reducido tamaño poblacional. Una explicación posible para estas discordancias residiría en la confiabilidad del método de la isonimia cuando se quiere estimar el grado de consanguinidad en el interior de la población indígena para épocas en las cuales podría no haberse establecido definitivamente

el modo de transmisión del apellido. Si bien en el Censo de 1778 solamente se registran dos individuos con apellido indígena y el resto ya posee en su totalidad apellido español, la adquisición de los apellidos por parte de los indios podría haberse efectuado de manera casi aleatoria. Asimismo, en la época analizada puede no haber transcurrido tiempo suficiente para la estabilización de los nombres entre el momento de su adquisición por parte de la población indígena y el momento del registro. Otra causa probable podría encontrarse en diferencias entre el patrón de apellidos en individuos masculinos (usados por Crow y Mange) y los femeninos (que son incluidos en el procedimiento de Pinto-Cisternas).

Estas mismas razones pueden ser válidas para explicar en los Mestizos (Fig.3) las discordancias entre los valores de consanguinidad aleatoria y no aleatoria provistas por los dos procedimientos empleados. Como es sabido, estos individuos resultan de cruzamientos entre blancos e indígenas, donde el apellido podría haber seguido una dirección de “deriva” aleatoria dependiente de si el individuo que transmite el apellido era blanco o indio y si además era el padre o la madre de los cónyuges cuyos casamientos hemos considerado.

Con respecto a la posibilidad de usar el apellido paterno en cada cónyuge o alternativamente, el paterno y el materno, la duplicación del tamaño de la población con este último método posibilita encontrar mayor cantidad de relaciones de parentesco derivadas de generaciones anteriores, lo que se comprueba al observar en las figuras siempre un nivel más alto de consanguinidad aleatoria cuando ésta se calcula con el procedimiento de Pinto-Cisternas (FrP). Simultáneamente, los cálculos a partir de un N notablemente mayor contribuirían a evitar cualquier sesgo que pudiera producirse con reducidos tamaños poblacionales.

Finalmente, una confirmación de lo anteriormente expuesto viene dada por el análisis de los coeficientes de parentesco intrapoblacional ( $R_{ii}$ ) obtenidos con el procedimiento de Lasker (1977) que considera los apellidos en hombres y en mujeres de la población, comparados con los obtenidos mediante la estimación de Morton (1973) diseñada para sesgos en la proporción sexual, donde las frecuencias de apellidos en un sexo quedan ponderadas por un factor de  $N-1$  que correspondería al sexo opuesto. La Tabla 2 muestra para cada grupo etno-social los valores del coeficiente de correlación  $r$  de Pearson entre los parentescos intrapoblacionales ( $R_{ii}$ ) resultantes del uso de los apellidos paternos ( $R_{ii2}$ ), del de los paternos y maternos conjuntamente ( $R_{ii4}$ ) y del procedimiento de Morton utilizando el apellido de los padres ( $R_{iiPa}$ ), de las madres ( $R_{iiMa}$ ) y de las madres de cónyuges nacidos en condición de ilegitimidad ( $R_{iiIlleg}$ ).

En la Tabla 2 se verifica que existe en el grupo blanco (Españoles) una correspondencia entre los procedimientos de Lasker tomando 2 apellidos ( $R_{ii2}$ ) y 4

apellidos (Rii4) y también entre ellos y el procedimiento de Morton seleccionando los apellidos paternos. Ello resulta lógico ya que los Españoles son el grupo que detenta la menor proporción de ilegitimidad y por lo tanto estarán correlacionados los resultados que se deriven del uso de los apellidos paternos, siendo éstos los que otorgan la legitimidad a los hijos.

En los Indios, además de la esperada correlación entre Rii2 (que son apellidos paternos) y RiiPa (también apellidos paternos ponderados por N-1), las correlaciones se dan en cambio entre el método de Lasker empleando los cuatro apellidos de la pareja -que es el procedimiento que maximiza el número y por lo tanto el de resultados más confiables- y los coeficientes derivados de los apellidos de madres ilegítimas (RiiIleg). Ello sería demostrativo del peso y la representatividad que tiene la ilegitimidad en la población india, ya que el alto porcentaje de madres de personas ilegítimas (30% en Tabla 1) muestra la misma distribución de apellidos que el total de apellidos paternos y maternos juntos en la población indígena. Si, en estos casos, el método de la isonimia se empleara en su forma usual -es decir considerando la transmisión del apellido paterno equivalente a la del cromosoma Y- debería tenerse en cuenta que los resultados pueden estar lejos de ser representativos del comportamiento general ya que de esa forma se descarta el conjunto de personas que son hijos "naturales" o ilegítimos, además de reducir fuertemente el N muestral. Madrigal y Ware (1997) hacen notar este hecho en Escazú (Costa Rica) donde por causa del número de registros que no incluyen los cuatro apellidos, presumiblemente de ilegítimos, se pudo analizar menos de la mitad de los registros. Además, si se supone que la frecuencia de los apellidos puede resultar análoga a las frecuencias génicas, sería indistinto que el gen -apellido- llegue por vía materna o paterna. Si en los grupos con elevada ilegitimidad se consideran los apellidos de todas las mujeres, tengan éstas hijos legítimos o ilegítimos, la cobertura que se haga de la población será más amplia y menos sesgada que si se seleccionan los apellidos paternos de los cónyuges, lo que excluiría necesariamente a todos aquellos matrimonios en los cuales uno o ambos son hijos "naturales".

Por último, en los Mestizos no aparece ninguna estimación de la consanguinidad que se correlacione con otra, lo que hablaría en favor de una probable aleatoriedad de cualquier estima de consanguinidad intragrupal que se efectúe en este grupo en momentos en que todavía se está conformando la distribución definitiva de los apellidos de los blancos entre la población de "castas" (grupos no blancos y demás mestizajes).

Los resultados obtenidos muestran la validez del uso de la isonimia en la población blanca, con regularidad en la transmisión del apellido y de filiación

mayoritariamente legítima. En cambio, y si bien en otros ensayos se ha empleado el método de isonimia para calcular la consanguinidad en la población india y mestiza (Colantonio y Marcellino, 1997), ello debería considerarse con cierta precaución. En primer lugar, porque los apellidos en estos grupos han sido tomados de la población blanca y es posible que en algunos casos no haya transcurrido el tiempo necesario para que se regularice definitivamente su modo de transmisión. Según McCullough et al. (1985) los apellidos pueden además estar sujetos a presiones sistemáticas hacia determinadas combinaciones matrimoniales, por lo que debe ponerse un especial cuidado en las comunidades que tienen origen bi-étnico y evaluar el grado en que puede ser violado el supuesto de neutralidad. En segundo término, porque las estimaciones de consanguinidad y parentesco que se obtengan tendrán solamente valor relativo en términos de comparación y no como indicadores del nivel de consanguinidad presente. Finalmente, debido a que en estos grupos no parece haber sido la legitimidad al nacimiento una norma restrictiva y gran parte de la población podría estar reproduciéndose en condiciones de ilegitimidad -datos que se pierden con el uso de los apellidos paternos para la isonimia- cabe la posibilidad de un replanteo de los datos a usar en este tipo de poblaciones. Quizás sea más conveniente efectuar el mismo tipo de análisis con los apellidos maternos, los cuales serán sin duda más representativos de la reproducción de toda la población ya que no se excluirá a ningún individuo, haya éste nacido en el seno de un matrimonio o fuera del mismo.

Según Lasker, si los apellidos van a ser usados para estudios genéticos, no es necesario hacer la suposición de que los apellidos comunes representan ancestría común a través de líneas masculinas (no importa cuan remotas). En la mayoría de las situaciones, puede ser adecuado postular que el apellido común usualmente representa ancestría común (a través de cualquier línea) de manera que las poblaciones pueden ser comparadas mediante el uso de apellidos (Lasker, 1968).

## CONCLUSIONES

a) La estimación de la consanguinidad mediante el método de isonimia arroja resultados concordantes cuando se emplean en el cálculo los dos apellidos paternos de los cónyuges y cuando se usan los cuatro apellidos (paternos y maternos) solamente en el grupo Español. Se verifican pequeñas diferencias entre los procedimientos en las poblaciones de escaso tamaño.

b) La discordancia entre los dos procedimientos mencionados en Indios y Mestizos se debe posiblemente a que en la época estudiada estos grupos no han estabilizado aún la herencia y transmisión de los apellidos adquiridos de los blancos.



c) Los coeficientes de parentesco Rii obtenidos para cada grupo maximizando el tamaño de la población de apellidos se correlacionan en Españoles con aquellos derivados del uso de apellidos paternos, ya que éstos son demostrativos de la alta legitimidad en el grupo.

d) Los mismos coeficientes que maximizan el N se correlacionan en los indios con los Rii resultantes del uso de apellidos maternos de cónyuges ilegítimos, lo que habla de representatividad numérica de la ilegitimidad en indígenas.

e) Cabe la posibilidad de re-evaluar los datos que se empleen cuando se trabaja en poblaciones con alta ilegitimidad y considerar más representativos los cálculos de consanguinidad y parentesco aleatorios que utilizan los apellidos maternos.

## **AGRADECIMIENTOS**

Este trabajo ha sido parcialmente subvencionado por el programa de Cooperación Científica con Iberoamérica del Ministerio Español de Educación, Cultura y Deportes (PR77/00-9002).

**Tabla 1**

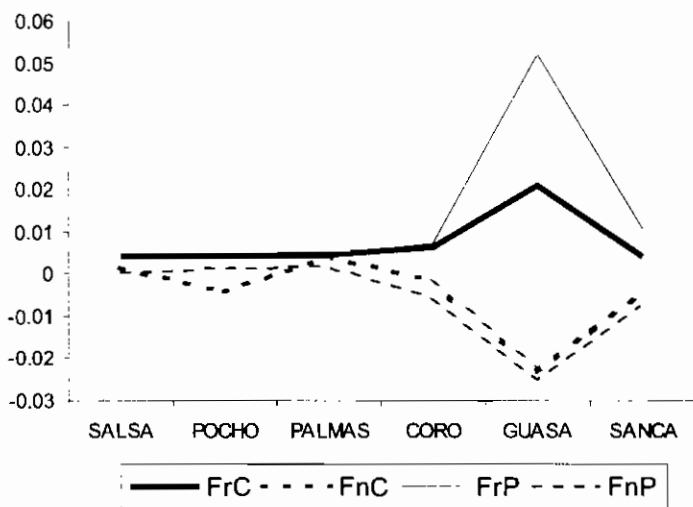
Población de matrimonios, por grupo etno-social y legitimidad de los esposos

Matrimonios por grupo etno-social	Matrimonios		Legitimidad de esposos y esposas		
	N	%	Sin datos de padres	Ilegítimos (sólo madre)	
			N	N	%
Español-Española	523	33.02	111	109	10.42
Indio-India	291	18.37	43	176	30.24
Mestizo-Mestiza	340	21.46	55	152	22.35
Otros	348	21.97	75	122	17.53
No especifica	82	5.18	84	14	8.54

**Tabla 2**

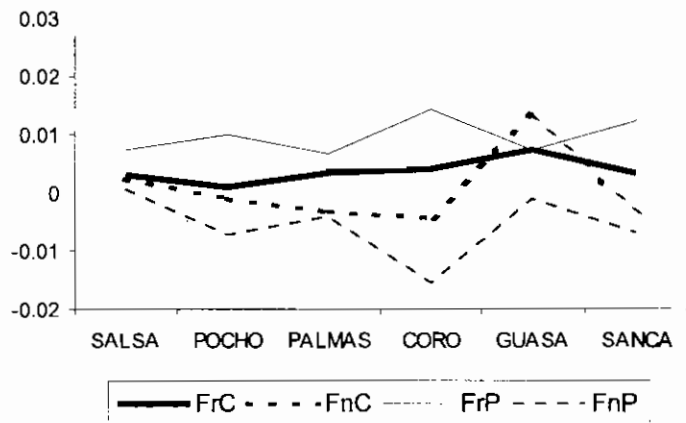
Correlaciones  $r$  de Pearson entre coeficientes de parentesco intragrupal estimados con los apellidos de los padres de cónyuges a partir de los métodos de: Lasker con 2 apellidos (Rii2), Lasker con 4 apellidos (Rii4), Morton con apellidos paternos (RiiPa), Morton con apellidos maternos (RiiMa) y Morton con apellidos maternos de ilegítimos (RiiIleg)

Grupo	Rii	Rii4	RiiPa	RiiMa	RiiIleg
ESPAÑOL	Rii2	0.986***	0.915*	-0.663 (N/S)	-0.682 (N/S)
	Rii4		0.941**	-0.677 (N/S)	-0.593 (N/S)
	RiiPa			-0.418 (N/S)	-0.341 (N/S)
	RiiMa				0.690 (N/S)
INDIO	Rii2	-0.197 (N/S)	0.971***	0.813*	0.230 (N/S)
	Rii4		-0.219 (N/S)	-0.083 (N/S)	0.890*
	RiiPa			0.702 (N/S)	0.220 (N/S)
	RiiMa				0.192 (N/S)
MESTIZO	Rii2	0.091 (N/S)	-0.094 (N/S)	0.741 (N/S)	0.741 (N/S)
	Rii4		0.199 (N/S)	-0.316 (N/S)	0.395 (N/S)
	RiiPa			-0.546 (N/S)	0.664 (N/S)
	RiiMa				-0.645 (N/S)



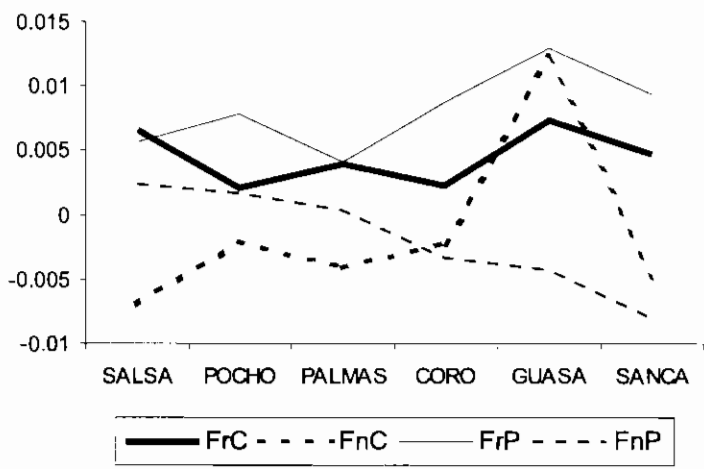
**Figura 1**

Españoles. Consanguinidad aleatoria (Fr) y no aleatoria (Fn) según procedimiento de Crow y Mange (C) y de Pinto-Cisternas (P) en las parroquias del Curato. Las líneas unen los valores medios de cada población.



**Figura 2**

Indios. Consanguinidad aleatoria (Fr) y no aleatoria (Fn) según procedimiento de Crow y Mange (C) y de Pinto-Cisternas (P) en las parroquias del Curato. Las líneas unen los valores medios de cada población.



**Figura 3**

Mestizos. Consanguinidad aleatoria (Fr) y no aleatoria (Fn) según procedimiento de Crow y Mange (C) y de Pinto-Cisternas (P) en las parroquias del Curato. Las líneas unen los valores medios de cada población.

## BIBLIOGRAFIA CITADA

Allen G (1988) Random genetic drift inferred from surnames in old colony Mennonites. *Hum.Biol.* 60 (4):639-653.

Bittles AH y Smith MT (1994) Religious differentials in postfamine marriage patterns, Northern Ireland, 1840-1915. I. Demographic and isonymy analysis. *Hum. Biol.* 66(1):59-76.

Colantonio SE y Marcellino AJ (1997) Apellidos y endogamia de clases etno-sociales en el Curato de Pocho (1810-1840). *Revista de la Junta Provincial de Historia de Córdoba* 16:73-91.

Crow JF (1980) The estimation of inbreeding from isonymy. *Hum. Biol.* 52(1):1-14.

Crow JF y Mange AP (1965) Measures of inbreeding from the frequency of marriages between persons of the same surname. *Eugen. Q.* 12:199-203.

James AV (1983) Isonymy and mate choice on St. Bart, French West Indies: Computer simulations of random and total isonymy. *Hum. Biol.* 55:297-303

Lasker GW (1968) The occurrence of identical (isonymous) surnames in various relationships in pedigrees: a preliminary analysis of the relation of surname combinations to inbreeding. *Am. J. Hum. Genet.* 20:250-257.

Lasker GW (1969) Isonymy (recurrence of the same surname in affinal relatives): a comparison of rates calculated from pedigrees, grave markers and death and birth registers. *Hum. Biol.* 41(8):309-321.

Lasker GW (1977) A coefficient of relationship by isonymy: A method for estimating the genetic relationship between populations. *Hum. Biol.* 49(3):489-493.

McCullough JM, Giles Ey Thompson RA (1985) Evidence for assortative mating and selection in surnames: a case from Yucatán, México. *Hum. Biol.* 57(3):375-386.

Madrigal L y Ware B (1997) Inbreeding in Escazú, Costa Rica (1800-1840, 1850-1899): isonymy and ecclesiastical dispensations. *Hum. Biol.* 69(5):703-714.

Morton N (1973) Kinship Bioassay. En Morton NE (ed): *Genetic Structure of Populations*. Honolulu, University Press of Hawaii, pp.158-163.

Pinto-Cisternas JÑ, Pineda L y Barrai I (1985) Estimation of inbreeding by isonymy in Iberoamerican populations: an extension of the method of Crow and Mange. *Am. J. Hum. Genet.* 37:373-385.

Roguljic D, Rudan I y Rudan P (1997) Estimation of inbreeding, kinship, genetic distances, and population structure from surnames: the Island of Hvar, Croatia. *Am. J. Hum. Biol.* 9:595-607.

Shaw RF (1960) An index of consanguinity based on the use of the surname in Spanish-speaking countries. *J.Hered.* 51:221-230.