

PARAMETROS DEMOGRAFICOS Y PROPORCION DE SEXOS

BERTRANPETIT, J. SALA, E.

* Departamento de Antropología. Facultad de Biología. Universidad de Barcelona.

INTRODUCCION

La proporción de sexos al nacimiento o proporción secundaria de sexos en las poblaciones humanas es un parámetro que ha sido estudiado de forma bastante exhaustiva ya desde el momento en que Darwin propuso que debía existir algún mecanismo selectivo que la regulara e intentara explicar las diferencias halladas entre poblaciones. El análisis de la proporción de sexos puede realizarse a diferentes niveles, desde el inmunológico hasta el poblacional. Los estudios a este último nivel se han centrado en el análisis de las variables demográficas que pueden influir sobre la proporción de sexos, es decir, han intentado explicar los diferentes valores hallados en el tiempo y en el espacio a través de los patrones reproductores de las distintas poblaciones.

Desde los primeros trabajos de Novitski (Novitski y Sandler, 1956; Novitski y Kimball, 1958) los estudios se centraron básicamente en tres factores: edad materna, edad paterna y paridad. En estos trabajos no se apreció relación alguna con la edad de la madre, y sí una correlación negativa entre la proporción de sexos y la edad paterna por un lado, y con la paridad por otro. Teitelbaum et al. (1971) criticaron estos trabajos al considerar que no se había tenido en cuenta la alta correlación que presentan entre sí las tres variables, proponiendo que el factor más importante sería en realidad la paridad. Con muestras y tratamientos estadísticos diferentes Erickson (1976) confirma a grandes líneas los resultados anteriores, apuntando que sólo algo menos del 10% de la variación de la proporción sexual puede explicarse por la paridad.

En los nacimientos japoneses Imaizumi y Murata (1979) encontraron resultados diferentes: si bien el efecto de la paridad persistía, la edad materna presentaba una correlación ligeramente positiva, y el efecto de la edad paterna sería prácticamente negligible. En un trabajo más reciente Ruder (1985), además de proponer otros métodos estadísticos, concluye que tanto la paridad como la edad paterna, o factores biológicos asociados con ellos,

juegan un papel significativo en la determinación de la proporción secundaria de sexos.

Estas asociaciones pueden ser también analizadas desde la perspectiva de la fecundación y de las interacciones biológicas básicas. Se han realizado esfuerzos para encontrar una base biológica a nivel citológico, bioquímico e inmunológico (Dewey et al., 1965; Jackson et al., 1969) que puedan dar fundamento a lo observado a nivel poblacional sin que hasta el momento los resultados puedan considerarse satisfactorios.

Persiste pues el interés de delimitar los parámetros demográficos, y es a este nivel donde se sitúa el presente trabajo, el cual aporta una serie de resultados obtenidos del análisis de los nacimientos ocurridos en Cataluña en el período 1975-1979. En este sentido, este estudio es una ampliación del realizado anteriormente (Sala y Bertranpetit, 1985). En ambos se trabaja, más que con la proporción secundaria propiamente dicha, con la probabilidad de nacimiento de un varón (p), que se calcula como el número de niños dividido por el número total de nacimientos. Las conclusiones a las que se llegaron en dicho trabajo fueron las siguientes:

- Al aumentar la edad materna, p disminuía de forma significativa.
- A pesar de que, como ya se ha apuntado más arriba, la edad paterna ha sido citada con más frecuencia que el factor anterior como influyente sobre p , nuestro análisis no detectó asociación significativa entre ambas variables, aunque se apreciaba una tendencia general a la disminución de p al aumentar la edad paterna.
- No se encontró asociación significativa alguna entre p y la paridad, mostrando ésta, además, una serie de oscilaciones que no respondían a ninguna tónica general. Todo ello a pesar de que la mayoría de los autores lo consideran como el principal factor modificador de p .

El presente estudio amplía y perfecciona el análisis realizado, enfrentando los tres factores mencionados con p mediante una regresión lineal múltiple.

MATERIAL Y METODOS

Para este estudio se han utilizado los datos individualizados referentes a los nacimientos ocurridos en Cataluña entre 1975 y 1979, recogidos en cintas por el Instituto Nacional de Estadística, a las que hemos podido acceder a través de la Conselleria de Sanitat de la Generalitat de Catalunya. En ellas se encuentran registrados 502469 nacimientos, 259594 de los cuales corresponden a niños y 242875 a niñas. La proporción de sexos global es por lo tanto de 0.5166. Para cada nacimiento se describen 32 variables; las utilizadas en este trabajo son edad paterna, edad materna, paridad y sexo. Las restantes ya mostraron no tener ninguna influencia (Sala y Bertranpetit, 1985).

La explotación estadística de los datos se ha realizado en el Centro de Informática de la Universidad de Barcelona, en un ordenador IBM 3083.

Para examinar la posible asociación entre los tres factores ya citados y la proporción secundaria de sexos (p) de forma simultánea, se ha utilizado una regresión múltiple. Para ello, y en primer lugar, se agruparon todos los nacimientos por sexos en una serie de casillas. Cada una de ellas representa una combinación única de los tres parámetros que se enfrentan a p . El número de clases por factor es el siguiente:

<i>parámetro</i>	<i>clases</i>
edad paterna	(<20, 20-, 25-, 30-, 35-, 40-, 45+)
edad materna	(<20, 20-, 25-, 30-, 35-, 40+)
paridad	(1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9+)

De este modo se obtuvieron 378 casillas. Para cada una de ellas se calculó el número de niños, el de niñas, el total de nacimientos y p . Los casos en que alguno de los valores era cero no se consideraron para el análisis, quedando entonces el total en 296 casillas no vacías.

En la regresión múltiple utilizada las variables independientes son la edad paterna, la edad materna y la paridad, y la variable dependiente, p . Los parámetros de la ecuación se estimaron mediante el método de los mínimos cuadrados, utilizando un factor de ponderación, w_f . Tomamos como w_f a la inversa de la varianza de \hat{p} , el mismo factor que ha sido usado por la mayoría de los autores (Novitski y Sandler, 1956; Novitski y Kimball, 1958; Erickson, 1976; Imaizumi y Murata, 1979).

$$w_f = N_c / p_c \cdot q_c \text{ donde } N_c = \text{número de nacimientos en la casilla } c.$$

$$p_c = p \text{ de la casilla } c.$$

$$q_c = 1 - P_c$$

Dado que la utilización de un factor de ponderación genera un número muy elevado e irreal de casos, se ha corregido de forma que el valor total final fuese el número de casillas no vacías (296).

La regresión así planteada se efectuó mediante uno de los programas del paquete estadístico SPSSX. Este programa realiza una regresión lineal múltiple a pasos (stepwise regression), que consiste en la construcción de una ecuación de regresión con el menor número de términos posible, entrando las variables independientes una a una, y sólo si cumplen cierto criterio estadístico. El orden de inclusión viene determinado por la respectiva contribución de cada variable a la varianza explicada de p . Es decir, en cada paso se incluye en la ecuación la variable que explique la mayor proporción de la varianza no explicada por las variables que ya están en la ecuación.

RESULTADOS

Partimos pues de 296 casillas no vacías, que agrupan a 493277 nacimientos. El orden de entrada de las variables en la ecuación de la recta de regresión es: edad materna, paridad y edad paterna. En el cuadro 1 se presentan los valores del coeficiente de correlación múltiple (R), R^2 y el cambio de R^2 , que representa la aportación que añade cada variable que entra en la regresión a la varianza explicada de la variable dependiente p.

variable	R	error estandar	R^2	cambio R^2	Análisis varianza		
					F	g.l.	probab
edad materna	-0,12595	0,01186	0,01586	0,01586	4,739	1,294	0,0303
paridad	-0,12788	0,01190	0,01635	0,00049	2,435	2,293	0,0893
edad paterna	-0,12813	0,01245	0,01642	0,00007	1,625	3,292	0,1837

Cuadro 1. -Orden de entrada de las variables en la ecuación de regresión.

La primera variable (edad materna) explica un 1.59% de la variación de p, valor extraordinariamente bajo para el factor que más importancia tiene en la regresión. Al añadir la paridad se aumenta sólo en un 0.05%, siendo negligible la aportación de la edad paterna (0.007%). Con las tres variables actuando conjuntamente se llega a explicar un 1.64% de la variación total.

Si bien la regresión resulta significativa para la primera variable ($F=4.739$ para 1 y 294 grados de libertad; probabilidad= 0.0303), se aparta ya algo más del límite de significación para las dos primeras y es claramente no significativa para las tres variables integradas en la regresión ($F=1.625$ para 3 y 292 grados de libertad; probabilidad= 0.1837).

El cuadro 2 presenta los parámetros de la ecuación de la recta de regresión para los diferentes modelos. Se observa que todos los coeficientes de regresión son muy bajos, lo cual indica que p apenas variará si alguna de las variables independientes se modifica. En este caso, los valores de R y R^2 miden la correlación entre cada variable o grupo de variables y p, sin considerar el efecto de las demás. Se destacan los relativamente altos valores del coeficiente de correlación para las variables paridad y edad paterna con p, aunque tienen muy poca importancia en la regresión conjunta debido a la alta correlación que presenta con la edad materna, que es la variable que más explica.

Modelo	R	R^2	$b_1(x10^{-4})$	$b^2(x10^{-4})$	$b^3(x10^{-4})$
EM	-0,1259	0,01586	-13,3		
PA	-0,0502	0,00252		-4,889	
EP	-0,0965	0,00932			-9,638
EM, PA	-0,1279	0,01635	-14,86	2,569	
EM, EP	-0,1260	0,01587	-13,06		-3,478
PA, EP	-0,0966	0,00932		0,398	-9,862
EM, PA, EP	-0,1281	0,01642	-13,99	2,814	-1,275

Cuadro 2. -Coeficientes de correlación y parámetros de la ecuación de regresión para todos los posibles modelos.

EM = edad materna; PA = paridad; EP = edad paterna

Las correlaciones parciales (cuadro 3) muestran claramente que la edad materna es la única variable que presenta algún interés en la regresión, y que las otras variables, cuando se controla para la primera, tienen correlaciones prácticamente nulas con p .

v_1	v_2	correlación parcial
E M	P A	-0,1177
E M	E P	-0,0813
E M	EP, P A	-0,1259
P A	E M	0,0222
P A	E P	-0,0034
P A	EM, EP	-0,0502
E P	E M	-0,0023
E P	P A	-0,0825
E P	EM, P A	-0,0965

Cuadro 3. -Correlaciones parciales de las variables V_i con p , al eliminar el efecto de la(s) variable(s) V_j .

El hecho de que R^2 presentase un valor tan bajo para los tres factores a la vez, nos impulsó a intentar hallar algún tipo de relación no lineal que explicase un mayor porcentaje de la variación de la variable dependiente. Para ello utilizamos diversas funciones de p : $p=\ln(p)$, $p=e^p$, $p=p^2$, y aplicamos el mismo programa de regresión. Sin embargo, los resultados no difieren de los anteriores de un modo significativo, ya que la variación explicada no llegó tan sólo a un 2% para el modelo logarítmico, siendo igualmente la edad materna la variable que explica la mayor parte de este porcentaje.

DISCUSION Y CONCLUSIONES

El estudio mediante regresión lineal de la relación entre la proporción secundaria de sexos y las variables edad paterna, edad materna y paridad en los nacimientos de Cataluña entre 1975 y 1979, nos ha llevado a comprobar que éstas explican sólo un bajísimo porcentaje de la variación de la primera (1.64%). Este resultado, sin embargo, parece estar bastante de acuerdo con los valores obtenidos en la población blanca americana estudiada por Erickson (1976), en cuya muestra, de 1.5 millones de nacimientos, R^2 era sólo del orden del 8%. Asimismo, los estudios de Rostron y James (1977) sobre 1 millón de nacimientos en Escocia, mostraron que la variación de p con las tres variables era tan pequeña que era difícil detectar asociaciones significativas. Es curioso que analizando un número tan elevado de nacimientos la variación explicada sea tan diferente entre los diversos trabajos. Ello sugiere que la posible influencia de las variables demográficas sobre p no deba ser consi-

derada uniforme entre las distintas poblaciones, ya que las diferencias observadas no pueden ser debidas a oscilaciones muestrales.

En nuestro caso, los resultados apuntan hacia la edad materna como principal fuente de variación de p , a la que le une una correlación negativa. Sin embargo, y al contrario de lo esperado (y de lo observado por otros autores) los factores edad paterna y paridad aportan una explicación de la variación francamente baja.

La edad materna fue uno de los primeros factores a los que se atribuyó importancia, por hipotéticas razones biológicas, a la hora de explicar la variación de la proporción secundaria de sexos. Parecía que los cambios en la fisiología de la mujer al aumentar su edad debían tener un reflejo en los cambios de la proporción sexual. Sin embargo, al iniciarse los primeros análisis de tipo estadístico se puso de manifiesto que, en realidad, eran la edad paterna y la paridad los factores a tener en cuenta. La variación observada con la edad de la madre se debía, según los resultados de los primeros trabajos, a su alta correlación con éstos.

Por otra parte, desde los trabajos de Renkonen y Seppala (1962) se sabe que existen mecanismos inmunológicos que pueden sensibilizar a las mujeres después de un embarazo, modificando las probabilidades de que la siguiente concepción sea masculina o femenina. Los trabajos de Renkonen se centraron sobre el sistema Rh. Dewey et al. (1965) y Jackson et al. (1969) postularon la existencia de un mecanismo similar de incompatibilidad feto-materna debida al antígeno sanguíneo Xg^a. Recientemente se ha contemplado la posibilidad de que el antígeno masculino H-Y provoque la sensibilización de la madre frente a las siguientes concepciones masculinas, aunque esta teoría parece poco probable en vista de los recientes resultados experimentales (Hoppé y Koo, 1984). A la vista de estos hechos, y como sugiere Erickson (1976), podría resultar que la sensibilización materna frente a los antígenos masculinos pudiera provocar la disminución de p al ir aumentando el número de hijos, es decir, la paridad.

También se buscó una explicación de tipo citológico al efecto de la edad paterna (Novitski y Sandler, 1956): la frecuencia relativa de los espermatozoides portadores de cromosomas X e Y aumentaba al hacerlo la edad del padre. Sin embargo, esta explicación que no parece muy plausible hoy en día no ha sido refutada experimentalmente de modo concluyente.

Al estar además estrechamente correlacionados paridad y edad paterna, sus efectos sobre la proporción sexual se pueden acumular, de modo que en la mayoría de los trabajos se consideran como los factores primordiales causantes de la variación.

Nuestros resultados se apartan, a grandes rasgos, de este esquema en el sentido de que la paridad no aparece como la variable más importante. Sin embargo hay que plantearse si los resultados de los diferentes estudios describen, de hecho, situaciones diversas, respecto a cuál de las variables tendría una mayor importancia. Es difícil, desde un punto de vista biológico,

armonizar los resultados de los trabajos mencionados con una realidad única. Dada la alta correlación entre las tres variables los cambios de orden en la regresión a pasos pueden surgir debido a ligeras variaciones, posiblemente aleatorias, en la distribución de los grupos. Pero es difícil explicar las diferencias en la fracción de la varianza explicada.

Así pues, las variaciones espacio-temporales de la proporción secundaria de sexos no pueden explicarse por estas variables demográficas. Lo que sí podría presentar diferencias entre las poblaciones es el grado en que estas variables afectan a p , en el sentido de que la intensidad de su impacto podría tener una variación geográfica y seguramente, genética. Postulamos por tanto la posibilidad de que exista una regulación genética de esta intensidad con que determinados parámetros demográficos pueden incidir sobre la proporción de sexos.

RESUMEN

Se presentan en este trabajo los resultados obtenidos del análisis de la proporción secundaria de sexos en los nacimientos ocurridos en Cataluña entre 1975 y 1979. Dicho análisis se ha realizado mediante una regresión lineal a pasos, que enfrenta a tres variables tradicionalmente consideradas como influyentes sobre esta proporción (edad materna, edad paterna y paridad) con una variable dependiente p , que es la probabilidad de nacimiento de un varón. Los resultados muestran que es la edad materna la única variable capaz de explicar, aunque sea en un porcentaje muy bajo, la variación de p ; las otras dos variables no tienen prácticamente ningún efecto.

Además de las diferencias en la proporción de sexos entre poblaciones, se encuentran importantes divergencias en la fracción de la variación explicada por los parámetros demográficos. En consecuencia nos planteamos si podría existir alguna base genética que pudiese explicar las diferentes incidencias de las variables demográficas sobre la proporción sexual.

SUMMARY

In this paper we present the results derived from the analysis of the secondary sex ratio of 502469 births occurred in Catalonia between 1975 and 1979. This was done by means of a stepwise linear regression, which confronted the variables supposed to affect the sex ratio in man (i.e., parental ages and birth order) with a dependent variable p , the probability of a male birth. The results showed us that only one of these variables, the age of the mother, could account for a slight percentage of the variation of p (1.64%), while the other two had an almost negligible effect.

Besides the differences on sex ratio among populations, a great divergence has been found in the fraction of the variation explained by demographic parameters. Therefore, we wonder if there could be a genetic basis that could explain the differential incidence of these variables on sex ratio.

AGRADECIMIENTOS

Queremos expresar nuestro agradecimiento a la Consellería de Sanitat de la Generalitat de Catalunya, y especialmente al Dr. Andreu Segura, Cap del Gabinet Tècnic, por permitirnos el acceso a los datos.

BIBLIOGRAFIA

- DEWEY, W.Y. et al. (1965). *Apparent interaction between Xg^a blood group system and sex ratio*. Nature 206: 412-413.
- ERICKSON, J. D. (1976). *The secondary sex ratio in the United States 1961-71: Association with race, parental ages, birth order, paternal education and legitimacy*. Ann. Hum. Genet. 40:205-212.
- GUERRERO, R. (1974). *Association of the type and time of insemination within the menstrual cycle with the human sex ratio at birth*. New England Journal of Medicine 291: 1056-9.
- HOPPE, P.C.; KOO, G.C. (1984). *Reacting mouse sperm with monoclonal H-Y antibodies does not influence sex ratio of eggs fertilized in vitro*. J. reprod. Immunol. 6:1-9.
- IMAIZUMI, Y.; MURATA, M. (1979). *Secondary sex ratio, paternal age and birth order in Japan*. Ann. Hum. Genet. 42: 457-465.
- JACKSON, C.E. et al. (1969). *Xg^a blood group system and the sex ratio in man*. Nature 222: 445-446
- NOVITSKI, E.; SANDLER, L. (1956). *The relationship between parental age, birth order and the secondary sex ratio in humans*. Ann. Hum. Genet. 21: 123-131.
- NOVITSKI, E.; KIMBALL, A. W. (1958). *Birth order, parental ages and sex of offspring*. Am. J. Hum. Genet. 10: 268-275.
- RENKONEN, K.O.; SEPPALA, M. (1962). *The sex of the «immunizing» Rh positive Child*. Annls Med. exp. Biol. Fenn. 40: 108-112.
- ROSTRON, J.; JAMES, W .H. (1977). *Maternal age, parity, social class and sex ratio*. Ann. Hum. Genet. 41: 205-217.
- RUDER, A. (1985). *Paternal age and birth-order effect on the human secondary sex ratio*. Am. J. Hum. Genet. 37: 362-372.
- SALA, E.; BERTRANPETIT, J. (1985). *La proporción secundaria de sexos en Cataluña, 1975-1979*. Actas del IV Congreso Español de Antropología Biológica: 131-140.
- TEITELBAUM, M. S. et al (1971). *Limited dependence of the human sex ratio on birth order and parental ages*. Am. J. Hum. Genet. 23: 271-280.