

Demografía de la difusión neolítica en Europa y los datos paleoantropológicos

La explicación de la neolitización en Europa bascula entre dos modelos básicos: colonización o difusión cultural de las plantas y animales domésticos. Para cada uno de ellos es posible esperar modelos demográficos distintos. El patrón demográfico se representa como los perfiles de variación de los Índices de Crecimiento en relación con su distancia cronológica al frente de difusión neolítico. A partir de una documentación paleodemográfica constituida por 54 necrópolis mesolíticas y neolíticas –22 tras una crítica previa de su información– que representan el espectro crono-espacial del Índice de Juventud –juvenility index: IJ– se ha estimado un perfil del crecimiento demográfico. Aunque no ha resultado posible decidir entre ambos modelos, a causa del reducido número de necrópolis utilizables, esta aproximación muestra cómo es posible contrastar las hipótesis sobre la neolitización a partir de datos paleodemográficos.

Palabras clave: Demografía. Neolítico. Índice de Juventud. Necrópolis.

INTRODUCCIÓN

Hace ahora casi 30 años que Ammerman y Cavalli-Sforza (1971; 1984) propusieron una visión coherente de la expansión neolítica en Europa, a través del modelo ola de Fisher. Recordemos brevemente que, en este modelo, el cambio neolítico se produce por la difusión de colonizadores, todavía así llamados, recogiendo un concepto procedente de la biología de las poblaciones, una expansión démica. El mecanismo demográfico generador de la expansión es el de una tasa de crecimiento muy elevada de las poblaciones neolíticas colonizadoras, en comparación con la de las poblaciones mesolíticas locales que es nula, formando de este modo un frente de “ola”. Este frente está determinado por un diferencial considerable de *capacidad de carga*, entre las poblaciones neolíticas y la de los cazadores recolectores mesolíticos locales, a favor de los primeros. La verificación empírica del modelo se funda en una correlación entre los gradientes de frecuencias genéticas, suponiendo que han sido generadas por la expansión démica, y la dirección geográfica principal sudeste-noroeste de la expansión neolítica (Ammerman y Cavalli-Sforza, 1984). Ninguna discusión sobre la difusión del Neolítico en Europa pue-

de escapar del modelo de expansión démica de Ammerman y Cavalli-Sforza. Las objeciones principales a este modelo son arqueológicas, biológicas y/o de ambos tipos.

Arqueológicamente no se aprecian cambios culturales bruscos como los que generaría una expansión colonial, a escala continental de Europa, en la gran mayoría de los yacimientos arqueológicos, sino más bien un continuo y lento cambio cultural (Price y Gebauer, 1992; Whittle, 1996¹). En el extremo oeste de la difusión neolítica, en Portugal, durante el paso mesolítico-neolítico, no se aprecia ni cambio cultural brusco, ni, tampoco, poblacional, tales como aquellos que debiera haber generado una invasión (Jackes *et alii*, 1997).

Biológicamente, los gradientes genéticos supuestos, que probarían la expansión démica neolítica, pueden también interpretarse en términos de una hipótesis contraria: la de la acción de la selección natural sobre las poblaciones locales, de acuerdo con la intensidad de las enfermedades aportadas por la agricultura y la ganadería (Fix, 1996). Fix señala que, entre los alelos correlacionados con la geografía de la expansión neolítica, analizados por Sokal *et alii* (1989), 11 alelos, entre 14, forman parte del sistema HLA, un componente importantísimo del sistema inmunitario contra las

* CNRS, EP 2147, 44, rue de l'Amiral Mouchez 75014 Paris. France. E-mail: bocquet-appel@ivry.cnrs.fr

** Departamento de Prehistoria, Universidad de Alicante, Alicante, España. E-mail: pdm@ua.es

enfermedades. Los patrones genéticos muestran que un gradiente sudeste-noroeste puede interpretarse igualmente en términos de difusión poblacional como de adaptación a la difusión cultural de la agricultura y de la ganadería.

Las consecuencias demográficas de estos dos modelos son diferentes. Llamaremos “distancia cronológica al frente de difusión” al período de tiempo que separa este frente de la datación de un yacimiento neolítico localizado geográficamente sobre el propio frente o por detrás del frente. En el caso de la expansión démica, de una colonización, Ammerman y Cavalli-Sforza indican que la variación de la tasa de crecimiento es, en el frente de difusión, abrupta como una ola, disminuyendo posteriormente esta tasa de crecimiento de manera relativamente rápida de acuerdo con la distancia cronológica al frente (1984: 74, fig 5.5). 500 años después de la difusión inicial, la población satura su *capacidad de carga* y la tasa de crecimiento vuelve al valor cero. A diferencia de una colonización, que es la penetración de una población aportando su tecnología y su cultura, la cual es operativa instantáneamente y puede generar un cambio económico brusco (por ejemplo, pudiera ser el caso de la cultura LBK: Bogucki, 1988; Keeley, 1992; pero ver *contra*: Gronenborn, 1999), una difusión cultural conlleva la penetración de elementos dispersos de esta cultura, que pueden ser atributos aislados, espaciados en el tiempo, los cuales deberán ser integrados en la cultura de la población receptora, no necesariamente de forma directa. Por ejemplo, en los yacimientos mesolíticos, en el oeste mediterráneo, éste ha podido ser el caso de la cabra, de la cerámica, que aparecen un milenio antes que en los yacimientos plenamente neolíticos (Donahue, 1992); en el sur de Escandinavia, sería el caso de numerosos objetos (hachas con empuñadura de astas de ciervo en forma de T, peines de hueso) que provienen de zonas neolíticas localizadas 200 km más al norte (Price y Gebauer, *op. cit.*). Debe esperarse que los cambios económicos locales inducidos por una difusión cultural sean más lentos que los debidos a los grupos pioneros invasores. En el caso de una difusión cultural, la consecuencia demográfica es que la variación positiva de la tasa de crecimiento, en relación con el período precedente a la difusión, debe ser de poca importancia o débil respecto al frente de difusión y se incrementa lentamente para alcanzar un máximo a una distancia cronológica relativamente retrasada con respecto a la llegada del frente.

Los patrones demográficos predecibles pueden entonces formalizarse por el perfil de variación de la tasa de crecimiento en relación con la distancia cronológica al frente de la difusión neolítica. A partir de un valor aproximadamente cero de la tasa de crecimiento, correspondiente al de una población mesolítica inicial en equilibrio homeostático con la *capacidad de carga* (ver Lee, 1987), para cada uno de los dos modelos el perfil debería ser el siguiente:

i) Para la expansión démica, una variación positiva aguda de la tasa de crecimiento, como una ola, antes de volver

al valor cero de una población homeostática, en una distancia cronológica relativamente corta. Este patrón de variación corresponde a una demografía de frontera (Sgaramella-Zonta y Cavalli-Sforza, 1973; Ammerman y Cavalli-Sforza, 1984; Bogucki, 1988).

ii) Para la difusión cultural, una variación positiva lenta de la tasa de crecimiento, sin cambio brusco, sobre una distancia cronológica relativamente larga, antes de que la tasa de crecimiento alcance un valor máximo, y después vuelve al valor cero de una población homeostática.

¿Es posible poner en evidencia el perfil de la tasa de crecimiento respecto de la distancia cronológica, a lo largo de la difusión neolítica? ¿Con qué datos? Como se ha visto anteriormente, los gradientes genéticos tienen una interpretación relativamente ambivalente en los dos modelos de difusión y no son variables datadas cronológicamente. Es el mismo modelo de expansión démica el que data las variables genéticas identificadas para validar el modelo. Por tanto, no se pueden deducir, directamente, las variables demográficas de los gradientes genéticos. A diferencia de los datos genéticos, los datos paleoantropológicos de las necrópolis están relativamente bien datados y permiten obtener una información demográfica simple y relativamente fiable. Ésta está representada por la proporción de jóvenes en relación con los adultos. Entre las variables demográficas (esperanza de vida, migración, *sex ratio*), la proporción de jóvenes en una población refleja la tasa de crecimiento de la misma. En una población en crecimiento, la proporción de jóvenes es elevada; en una población decreciente, es baja. ¿A partir de una base de datos paleodemográfica, que represente una muestra de la distribución espacio-temporal de esta proporción, es posible evidenciar el perfil demográfico neolítico y, aún más, evaluar cuál de los dos modelos de difusión se corresponde mejor con los datos?

MATERIAL Y MÉTODOS

Los datos

Los datos están representados por la proporción de esqueletos de niños y de adolescentes en relación con los de los adultos que han sido encontrados en las necrópolis europeas, y han sido obtenidos a través de una búsqueda bibliográfica exhaustiva. Se han tenido en cuenta cuatro criterios de selección para estas necrópolis: i) demográfico antropológico: la posibilidad de redistribuir, si es necesario, con un mínimo de manipulaciones razonables, los efectivos de esqueletos de grupos de edad no-demográficos en clases demográficas (ver más abajo); ii) homogeneidad cultural: se han desechado las necrópolis en las cuales se identificaron diferentes períodos cronológicos revueltos. Esto concierne particularmente a los dólmenes, que han sido con frecuencia vaciados y reutilizados, desde el Neolítico hasta la Alta Edad Media; iii) existencia

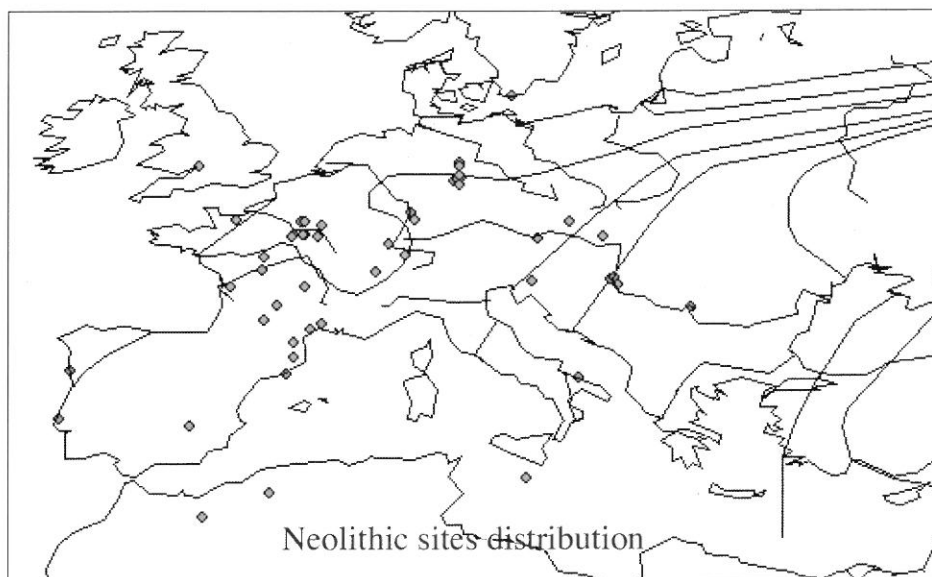


Figura 1. Distribución geográfica de las necrópolis sobre las isocromas de la difusión neolítica.

de una datación, absoluta o relativa; iv) apariencia de “muerte natural” de los individuos, excluyendo las necrópolis sospechosas para los arqueólogos de ser el resultado de muertes violentas en masa (ej.: fosas comunes). La distribución geográfica de estos datos se representa en la figura 1.

En la bibliografía, a pesar de algunos progresos realizados durante los últimos años, los esqueletos están repartidos en subdivisiones por edad bastante variables, no estandarizadas, que dificultan una interpretación demográfica. Ello nos ha obligado a realizar algunas manipulaciones de los datos primarios para poder distribuirlos en dos clases de edades utilizables demográficamente: “5-14 años” y “20 años o más”. Las manipulaciones han consistido en simples reclasificaciones de los datos (tanto individual, como por redistribuciones uniformes de efectivos), o bien en redistribuciones de grupos de edad no estándares en clases demográficas estándares (en ausencia de datos individuales): por ejemplo, el grupo “4-6 años” en las clases 0-4 y 5-9 años. Estas redistribuciones de individuos se han realizado a partir de probabilidades extraídas de la media de las tablas de mortalidad de referencia (ver más abajo). Las diferentes manipulaciones realizadas (ver anexo 1) se han resumido en forma de 5 reglas simples y están enunciadas en la tabla 1.

Entre las 52 necrópolis inicialmente seleccionadas, sólo dos eran mesolíticas (grupo de Djerdap y Skatelhom), lo que no es suficiente para representar este periodo. Hemos añadido dos necrópolis más, Columnata y Taforal, cuyos efectivos son relativamente numerosos, el estado de conservación de los esqueletos excelente y las excavaciones exhaustivas. Ambas están situadas en África del Norte, pero no tenemos razones para pen-

sar que el Mesolítico norteafricano se diferencie demográficamente del europeo. El conjunto forma un total de 54 necrópolis. Están recogidas en la tabla 2, con los efectivos de edades 5-14 y 20+; las referencias bibliográficas se recogen en la tabla 3. Bajo la hipótesis de un proceso demográfico único, que constituyó la transición demográfica neolítica en Europa, se va a eliminar, pues, la geografía de la distribución espacio temporal para conservar simplemente la distribución temporal referida al frente de difusión neolítico. Analizaremos, por tanto, un perfil común a todos los datos, sin tener en cuenta la geografía.

Recuerdo de técnicas paleodemográficas

A partir de una información demográfica no convencional, obtenida por el Índice de juventud (definido como el efectivo de esqueletos de: infantiles fallecidos entre los 5 y 14 años, dividido por el de adultos de 20 años o más; en abreviatura $JI = d\ 5-14 / d\ 20+$), diferentes parámetros demográficos han sido estimados por regresiones sobre poblaciones estables conocidas. Estas poblaciones estables se han obtenido de tablas de mortalidad referidas a mortalidades previas a Jenner y la introducción de la vacuna (1796), de cuando no disponían de vacunación e higiene en masa (Bocquet y Masset, 1977, 1996). A las 40 tablas originarias de mortalidad, se han añadido 6 provenientes de zonas geográficas (África, Japón), de periodos (siglo XVIII japonés) o de economías (pastores nómadas, horticultores) que no estaban representados en la publicación de origen³. La nube de puntos (fig. 2) muestra que la relación es excelente y que no se percibe la influencia particular de la cronología o/y de la geografía sobre la dispersión.

TABLA 1	
Reglas de corrección aplicadas a las distribuciones de esqueletos publicadas en clases de edad no demográficas	
<i>Regla 1:</i>	Recuento de los huesos y redistribución en clases demográficas. Recuento: para las clases de edad: i) de inmaduros: media de huesos derecha + izquierda del efectivo mayor; ii) de adultos: hueso derecho o izquierdo más numeroso.
<i>Regla 2:</i>	Distribución de 0-5 años (0-5,9), según los datos sumados de las necrópolis de Bruchstedt, Sondershausen, Sammelserie y Wandersleben (N inmaduros = 158; N adultos = 247; N total = 405; Bach, 1978, 1986). En esta distribución 0-5 años, la proporción observada del grupo 0-3,9 años es: $N_{0-3,9} / N_{0-5,9} = 46/61 = 0.75$ (redondeando), y la del grupo 4-5,9 años es: $1 - 0.75 = 0.25$.
<i>Regla 3:</i>	El efectivo del grupo de edad 4-5,99 años, sea de la publicación original o sea obtenido a través de una etapa anterior, ha sido redistribuido en las clases 1-4 y 5-9 años en las proporciones de 0.6 y 0.4, respectivamente. Estas proporciones representan las probabilidades observadas sobre la media de las 46 tablas de mortalidad (sexos unidos) de referencia. Estas probabilidades se han obtenido a partir de los efectivos de los supervivientes, por interpolación <i>spline</i> a edades: $S(4) = 6143$, $S(5) = 5961$, $S(6) = 5843$; donde se extrae fácilmente $p(4) = 182/300 = 0.606$, $p(5) = 118/300 = 0.394$, redondeando a 0.6 y 0.4.
<i>Regla 4:</i>	Reparto equitativo entre las clases de edad demográficas correspondientes, según una distribución considerada como uniforme, para el grupo 12-21 años.
<i>Regla 5:</i>	Se sabe que actualmente el 10% de los adultos no tienen el 3 ^{er} molar (Olivier, 1960: 177; McKern y Stewart, 1957: 38-39) y son clasificados, erróneamente, como inmaduros 15-19 años. El 10% de efectivos de esta clase se ha redistribuido en la clase 20 años y más.

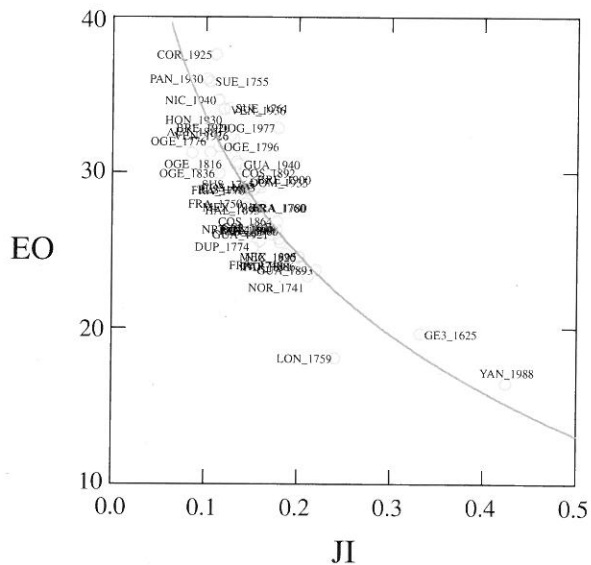


Figura 2. Relación entre la esperanza de vida al nacer (e_0) y el índice de juventud (JI) en las 46 tablas de mortalidad arcaica (tasa de crecimiento $r=0$).

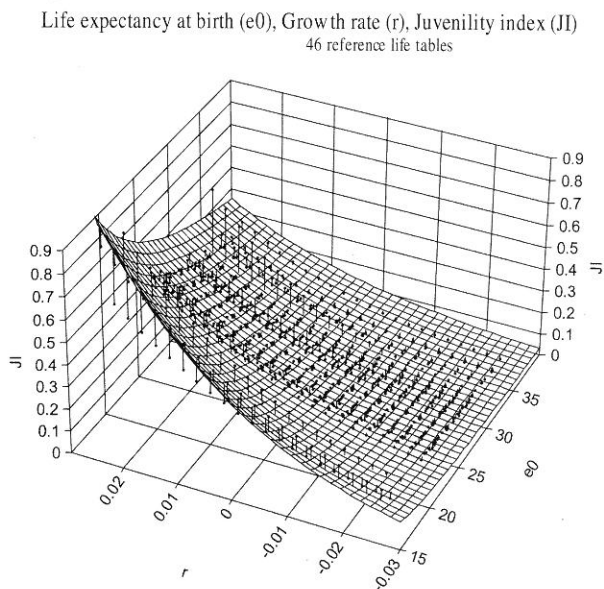


Figura 3. Superficie de estimación del índice de juventud (JI) por la esperanza de vida al nacer (e_0) y la tasa de crecimiento simulada (r), entre -2.5 y 2.5%, al paso de 0.25% ($R^2 = 0.956$; $F = 10541.4$, $P = 0.00000$) de las poblaciones estables de las 46 tablas de referencia.

TABLA 2. Lista de las 54 necrópolis mesolíticas y neolíticas analizadas

<i>Yacimiento</i>	<i>Latitud</i>	<i>Longitud</i>	<i>Fechas 14C BC</i>			<i>d</i>				<i>IJ</i>
			<i>Site</i>	<i>Front</i>	<i>dt</i>	<i>5-14</i>	<i>15-19</i>	<i>20+</i>		
Ajdovska	46.055	14.514	4394	5423	1028	8	0	11	0.7272	
Aven de l	43.866	3.933	3294	5400	2105	4	0	36	0.1111	
Bade Wute	49.513	8.436	5250	4906	0	11.8	1	11	1.0727	
Baume Bou	43.583	3.367	4700	5400	900	2.25	1.66	9.33	0.2411	
Bellevill	49.05	3.1	2548	4906	2358	19		95	0.2	
Brochtorf	36.05	14.264	3900	5423	1523	7.85	7.15	55	0.1427	
Bruchsted	51.183	10.783	5250	4906	0	15.8	3	34	0.4647	
Cabe o de	39.1	-9.267	4000	4906	906	10	1	53	0.1886	
Cala Colo	41.133	16.85	3250	5913	266	35.25	1	13.75	0.3818	
Calle San	41.383	2.183	3750	5400	1650	7	3	7	1	
Casa da M	39.35	-9.383	4927	4906	0	46	15	126	0.3650	
Cauna de	44.1	1.033	4514	4906	392	10	1	15	0.6666	
Cerro Ort	38.7	-2.7	2000	5400	3400	4	1	12	0.3333	
Chambland	46.516	6.65	3000	4906	1906	16	8	67	0.2388	
Columnata	35.366	1.3	8850	6500	-2350	11.62	5	47	0.2472	
Cova de A	42.167	2.5	4771	5400	628	2	2	11	0.1818	
Dedeleben	52.033	10.9	2967	4906	1938	7.77	1.49	11.16	0.6962	
Derenburg	51.866	10.9	2967	4906	1938	13.03	3.75	32.42	0.4019	
Diconche	45.75	-0.633	2392	4906	2514	2	0	24	0.0833	
Djerdap s	44.683	22.516	6630	5913	-717	17	5	112	0.1517	
Fontenay	49.1	-0.35	3500	4359	859	9		40	0.225	
Gours aux	48.383	3.033	2548	4906	2358	9	2	32	0.2812	
Grossbrem	51.366	10.866	3195	4359	1163	22.32	5.91	58.33	0.3826	
Hazleton	51.833	-2.25	3642	4000	358	11	5	21	0.5238	
Heidelshe	49.101	8.645	3350	4906	1556	6.2	3.6	6.9	0.8985	
Jungstein	51.366	10.866	3195	4906	1710	16	4	64	0.25	
La Clape	42.95	2.566	2500	5400	2900	12	2	8	1.5	
Lenzburg	47.383	8.183	3000	4906	1906	19.12	6.75	39.12	0.4887	
Les Mourn	48.3	3.766	2126	4906	2780	10.77	9	31	0.3474	
Loisy en	48.883	3.9	2404	4906	2501	22	9	114	0.1929	
Maillets	49	2.95	2484	4906	2421	4.5	0	33	0.1363	
Malesherb	48.3	2.417	4550	4906	356	0	5.5	17.5	0	
Monte Can	41.533	-8.75	3120	4906	1786	22	3	97	0.22680	
Moragy B	46.216	18.65	4750	5913	1163	20.8	5.4	39.6	0.52525	
Niederbö	51.266	11	3119	4906	1786	23.6	4.5	50.5	0.46732	
Nitra	48.317	18.083	6000	5423	0	9	4	47	0.19148	
Nordhause	51.366	10.866	3195	4359	1163	15	8	24	0.625	
Octrois	47.866	7.35	5200	4906	0	6	0	33	0.1818	
Paradis	48.367	2.5	3176	4359	1182	7	0.5	7.5	0.9333	
Pech l	44.833	1.7	2350	4906	2556	7	0	28	0.25	
Pierre Fo	46.55	0.983	2350	4906	2556	9.85	1.15	24	0.4104	
Pontchara	45.783	3.083	4197	4906	708	15	7.42	54.58	0.2748	
Rutzing H	48.217	14.833	5250	4906	0	0	2	9	0	
Réaudins	48.4	3.133	4350	4906	556	7	0	24	0.2916	
Sammelser	51.366	10.866	5250	4906	0	9.4	6	59	0.1593	
Schönsted	51.116	10.566	3100	4906	1805	14.73	3.75	28.42	0.5182	
Skateholm	55.383	13.483	4150	3899	-251	0	8	44	0	
Sondersha	51.366	10.866	5250	4906	0	7.8	3	32	0.2437	
Taforalt	34.133	-2.05	9000	5500	-3500	15	6	80	0.1875	
Vedrovice	49.016	16.383	5500	4906	0	9	3	77	0.1168	
Villaine	47.266	1	2000	4906	2906	22.43	4.11	87.46	0.2564	
Villanyko	45.867	18.806	4750	5913	1163	5	0	14	0.3571	
Wandersle	50.9	10.85	2812	4906	2093	37.5	22.5	118	0.3177	
Zengovark	46.166	18.433	4750	5913	1163	1	4	56	0.0178	

TABLA 3. Referencias bibliográficas de las necrópolis de la Tabla 2

Necrópolis	Bibliografía	Necrópolis	Bibliografía
Ajdovska Jam	Corrian y Capiano, 1991	Lenzburg	Scheffrahn, 1967
Aven de la B	Duday 1980; Duday, 1987a; Duday, 1987b	Les Mournoua	Leroi-Gourhan <i>et alii</i> , 1962
Bade Wutembe	Orschiedt, 1997		Leroi-Gourhan y Monmignaut, 1962
Baume Bourbo	Coste <i>et alii</i> , 1983		Brézillon, 1962
Belleville	Baudouin, 1911; Bocquet y Masset, 1977	Loisy en Bri	Bocquet-Appel, 1977, 1994
Brochtorff c	Malone <i>et alii</i> , 1995	Maillets	Patte, 1979; Baumann, 1979
Bruchstedt	Bach, 1978	Malesherbes	Simonin <i>et alii</i> , 1997
Cabeço de Ar	Silva, 1999	Monte Canela	Silva, 1996, 1997; Silva y Cunha, 2001
Cala Colombo	Lucia <i>et alii</i> , 1977	Njederbösa	Bach, 1979
Calle Sant P	Anfruns <i>et alii</i> , 1991	Nitra	Pavúk, 1972, 1993
Casa da Mour	Jackes, 1988	Nordhausen	Ullrich, 1972; Feustel y Ullrich, 1965
Cauna de Bel	Claustre <i>et alii</i> , 1993	Octrois	Jeunesse, 1997
Cerro Ortega	Gil Pitarch <i>et alii</i> , 1999	Paradis	Girard, 1973
Chamblandes	Moina y Simon, 1985-1986; Voruz, 1991	Pech 1	Riquet, 1970; Carrière y Clottes, 1970
Columnata	Chamla, 1970	Pierre Folle	Joussaume, 1976; Brabant, 1976
Cova de Avel	Mercadal <i>et alii</i> , 1990	Pontcharaud	Loison, 1998; Gisclon, 1993
Dedeleben	Bach, 1981; Behrens, 1981	Réaudins	Chambon, 1997; Mordant, 1997
Derenburg	Bach, 1981; Behrens, 1981	Rutzing Haid	Veit, 1992
Diconche	Semlier, 1999	Sammelserie	Bach, 1978
Djerdap site	Roksandic <i>et alii</i> , 2000	Schönstedt	Bach, 198
Djerdap site	Roksandic <i>et alii</i> , 2000	Sondershause	Bach, 1978
Fontenay le	Dastugue <i>et alii</i> , 1973-1974	Taforalt	Ferembach, 1962
Gours aux Li	Masset y Mordant, 1967	Trebur	Spatz, 1999
	Baron <i>et alii</i> , 1967	Vedrovice	Crubézy <i>et alii</i> , 1995
Grossbrenbac	Ullrich, 1972	Villaine	Cordier <i>et alii</i> , 1972
Hazleton Nor	Rogers, 1990	Villanykoves	Zoffmann, 1968
Heidelsheim	Lichardus, 1986	Wandersleben	Bach, 1986
Jungsteinzei	Ullrich, 1972	Zengovarkony	Zoffmann, 1969-1970
La Clape 8	Guilaine, 1972; Lavergne, 1972		

Las estimaciones que hemos utilizado son las cuatro siguientes: i) el índice JI, conociendo la esperanza de vida al nacer (e_0) y la tasa de crecimiento (r); ii) la tasa de crecimiento (r), de natalidad (b) y de mortalidad (d), conociendo la esperanza de vida al nacer (e_0) y el índice JI. La regresión i) no es un estimador demográfico. Permite obtener el valor esperado de JI de las tablas bajo diferentes hipótesis demográficas (de esperanza de vida y de tasa de crecimiento) y hacer comparaciones con el valor arqueológico observado. Las estimaciones ii) permiten obtener parámetros demográficos característicos de la dinámica de poblaciones, considerando una hipótesis demográfica (esperanza de vida al nacer) y JI observado. La figura 3 representa el área de estimación del índice JI, a través de la esperanza de vida al nacer de las tablas de referencia y de

la tasa de crecimiento simulado, entre -2.5 y 2.5% , al paso de 0.25% ($R^2 = 0.956$; $F = 10541.4$; $P = 0.00000$). Las figuras de la 4 a la 6 representan, respectivamente, las relaciones entre la tasa de crecimiento ($R^2 = 0.956$; $F = 10542.4$; $P = 0.00000$), de natalidad ($R^2 = 0.964$; $F = 13168.7$; $P = 0.00000$), de mortalidad ($R^2 = 0.944$; $F = 8092.9$; $P = 0.00000$), y la esperanza de vida al nacer y JI según los casos, estas dos últimas variables transformadas por los coeficientes de las ecuaciones de regresión dadas (tabla 4). Las relaciones son satisfactorias. Se debe observar que, en tanto que las estimaciones de la tasa de crecimiento y de mortalidad requieren la introducción de una variable demográfica (e_0) suplementaria a JI, éste no es el caso de la tasa de natalidad, para la que es suficiente JI. JI proporciona una información (a través de los fallecimientos)

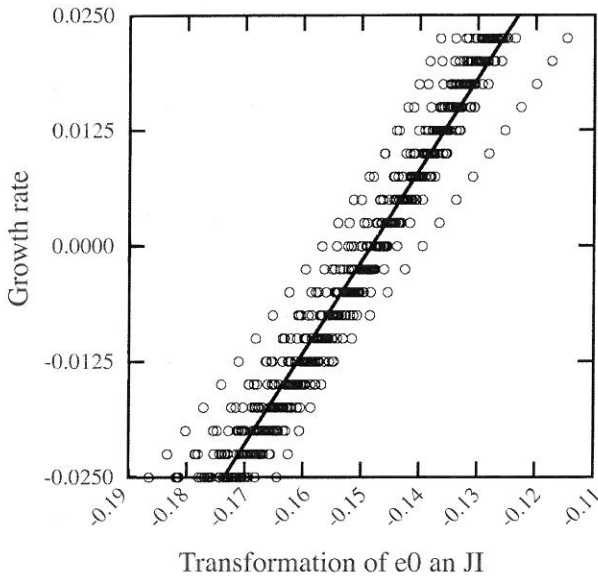


Figura 4. Relación entre la tasa de crecimiento (r) de las poblaciones estables simuladas y la transformación de la esperanza de vida al nacer (e_0) y el índice de juventud (JI) por los coeficientes de regresión dados en la Tabla 4 ($R^2=0.956$; $F=10541.4$, $P>F=0.00000$).

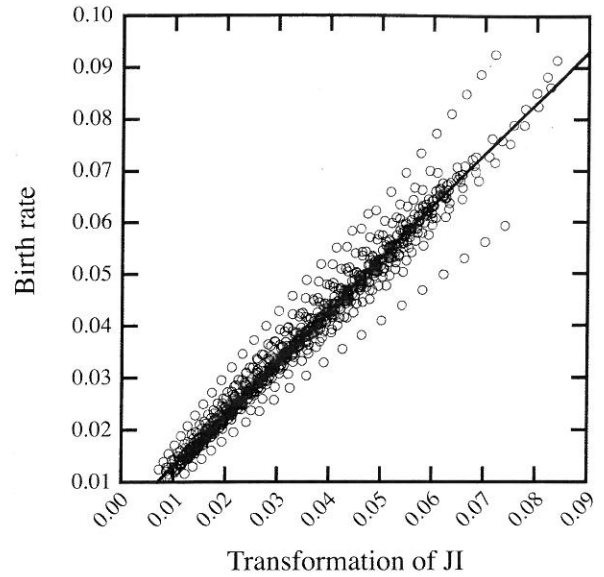


Figura 5. Relación entre la tasa de natalidad (b) de las poblaciones estables simuladas y la transformación del índice de juventud (JI) por los coeficientes de regresión dados en la Tabla 4 ($R^2=0.964$; $F=13168.7$, $P=0.00000$).

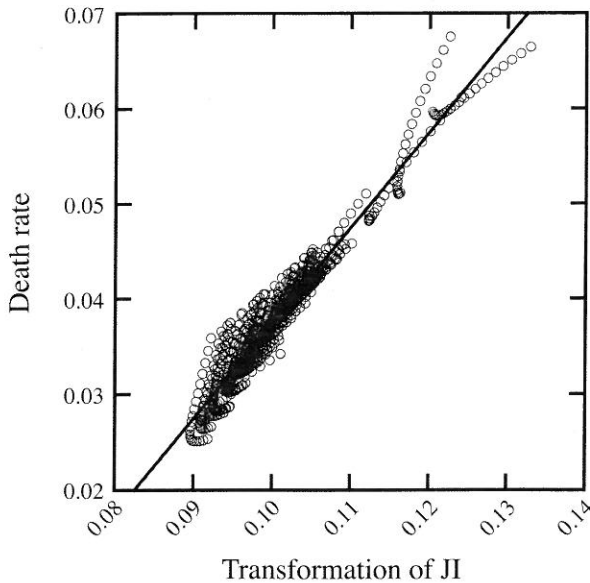


Figura 6. Relación entre la tasa de mortalidad (d) de las poblaciones estables simuladas y la transformación de la esperanza de vida al nacer (e_0) y el índice de juventud (JI) por los coeficientes de regresión dados en la Tabla 4 ($R^2=0.944$; $F=8092.9$, $P=0.00000$).

sobre la forma de la pirámide de edades, la cual es principalmente un efecto de la tasa de natalidad (ver también Johanson y Horowitz, 1986). Las otras tasas (de crecimiento, de mortalidad) se obtienen –vía los estimadores– cuando, sobre esta natalidad, la mortalidad se fija por la esperanza de vida al nacer.

ANÁLISIS DE LOS DATOS

En esta parte, previamente a la estimación del perfil demográfico neolítico, examinaremos tres cuestiones: i) la distancia cronológica al frente de difusión, ii) la muestra de los valores individuales de los JI en los cementerios, iii) el procedimiento de estimación del perfil por *Loess fitting* y el muestreo del proceso demográfico investigado (una distribución de valores de JI sobre una cronología).

En las necrópolis se ha detectado un sesgo en la muestra, relacionado con sus tamaños, que produce valores estadísticos de JI muy elevados en las necrópolis pequeñas. ¿Cuál puede ser la causa de este incremento de inmaduros? El resultado del procedimiento estadístico utilizado para estimar el perfil demográfico, llamado procedimiento *Loess fitting*, es sensible a la densidad *a priori* de los datos, así como a la propor-

Estimator	R ²	a	B	c	e	F	P
Juvenility index Ln JI = a + b/ln e0 + c e ^{-r}	0.942	34.24773	14.23906	-40.34141	0.03308	7814.4	0.00000
Growth rate r = a + b / ln e0 + c ln JI	0.956	0.14853	-0.35842	0.02141	0.00316	10541.4	0.00000
Birth rate b = a + b JI + c JI ln JI	0.964	0.00304	0.08617	-0.06608	0.00307	13168.7	0.00000
Death rate d = a + b/ln e0 + c JI ^{0.5} ln JI	0.944	-0.06250	0.37804	0.01995	0.00165	8092.9	0.00000

Tabla 4. Cuatro estimadores paleodemográficos, obtenidos a partir de poblaciones estables (N=920), extraídas de 46 tablas de mortalidad de referencia, con corta esperanza de vida al nacer. Las poblaciones estables varían de -2.5% a 2.5%, al paso de 0.25%. JI: índice de juventud, r = tasa de crecimiento, b = tasa de natalidad, d = tasa de mortalidad.

ción de esta densidad considerada por el propio procedimiento (ver debajo). ¿La densidad muestreada de los cementerios de la difusión neolítica, su distribución, es suficiente para representar un proceso que pudo haberse desarrollado durante un periodo relativamente corto (500 años, en el modelo démico), o bien el grado de definición cronológica es insuficiente?

Los valores de JI se consideran como una muestra espacio temporal aleatoria de necrópolis, generada por poblaciones locales vivas, sobre duraciones relativamente cortas (digamos <500 años); la influencia de los movimientos migratorios sobre los valores de JI se consideran despreciables. Como ya hemos expuesto, con la esperanza de vida al nacer (e0) fijada, la variación de JI refleja la variación de la tasa de crecimiento (r), y de sus dos componentes que son la tasa de natalidad (b) y la de mortalidad (d), con r = b-d. Se denominará perfil demográfico observado, al perfil de variación de la tasa de crecimiento de acuerdo con la distancia cronológica al frente de difusión neolítica. Una esperanza de vida al nacer de 25 años (e0 = 25 años) y una tasa de crecimiento nulo (r = 0) parecen representar las condiciones demográficas mínimas para asegurar a una población su perduración a largo plazo, ignorando la influencia de las fluctuaciones aleatorias relacionadas con su tamaño (Bocquet-Appel y Masset, 1982). Consideramos por tanto que los valores de los dos parámetros, e0 = 25 años y r = 0, representan la hipótesis nula en (paleo)demografía de los hombres modernos. En este artículo será utilizada frecuentemente.

Distancia cronológica al frente de difusión neolítico

La distancia cronológica de una necrópolis con respecto al frente de difusión neolítico, ambos localizados en X, es la duración dt que separa la datación del frente, t₀(X), y la de la necrópolis, t(X): dt(X) = t₀(X) - t(X). Las fechas del frente neolítico han sido tomadas de Ammerman y Cavalli-Sforza (1984:

59, isocronas del mapa 4.5). Estas fechas han sido calibradas (Stuiver *et alii*, 1998). Teniendo en cuenta los avances de las dataciones recientes del frente de difusión, en particular del Mediterráneo y del sudoeste, las fechas 14C BC del mapa de Bogucki han sustituido a las anteriores cuando eran distintas (Bogoucki, 1996: 247, mapa 5). Las fechas (calibradas) de los cementerios han sido tomadas de las publicaciones originales, bien de las fechas medias de las culturas (o de los horizontes) de estos cementerios (Amal *et alii*, 1991; Binder, 1987; Camps, 1974; Whittle, op. cit: tabla 3.4 y 6.3). La isocrona de referencia de una necrópolis, a partir de la cual ha sido calculada la distancia cronológica al frente de difusión, era la geográficamente más próxima a esta necrópolis. No se ha tomado en consideración la influencia de la distancia geográfica entre el frente y la necrópolis correspondiente. Las dataciones del frente de difusión y de los yacimientos arqueológicos están llenas de errores, así que tomar en consideración esta distancia geográfica nos parece que eventualmente tendría un efecto menor sobre el valor de dt. Dadas las anomalías de las fechas 14C, los yacimientos del Neolítico antiguo pueden tener fechas más antiguas que las del frente de difusión de referencia, produciendo un valor dt negativo. En este caso, la necrópolis neolítica se ha considerado como propia del mismo frente de difusión y dt ha tomado el valor cero.

Sesgo del muestreo: muestreo seleccionado

En este apartado se analizará la dispersión de JI, pero escrito bajo la forma de una variable binomial para utilizar algunas propiedades estadísticas simples de esta conocida ley de distribución. Llamando P₅₋₁₄ a la proporción de d 5-14 con relación al conjunto de dos clases d 5-14 y d 20+, que considerando como el tamaño N de la muestra de una necrópolis: P₅₋₁₄ = d 5-14 / N = JI / (1+JI) y, recíprocamente: JI = P₅₋₁₄ / (1-P₅₋₁₄) (Masset y Parzys, 1985).

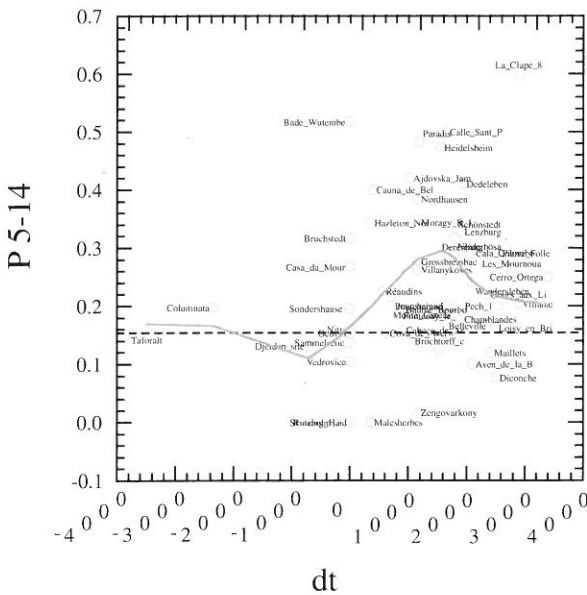


Figura 7. Perfil observado de P_{5-14} (en ordenadas) sobre la distancia al frente de la difusión neolítica dt (en abscisas) obtenido utilizando el procedimiento *Loess fitting* (proporción $\alpha=0.5$; ver texto) (54 necrópolis). En línea discontinua: P_{5-14} sobre la hipótesis demográfica nula. Esto podría interpretarse como el perfil demográfico neolítico observado (en una transformación cercana).

La figura 7 representa el perfil observado (54 necrópolis) de P_{5-14} con respecto a la distancia cronológica dt , utilizando el procedimiento denominado *Loess fitting*. Brevemente, el procedimiento *Loess* es un ajuste polinomial (grado 1) local. El ajuste $P_{5-14}(X)$ al punto $dt(X)$ se hace utilizando una proporción de puntos en la proximidad de $dt(X)$, ponderada por la distancia a partir de $dt(X)$ (Cleveland y Devlin, 1988). Ignorando la relación funcional del perfil de P_{5-14} sobre dt , este procedimiento de ajuste local deslizante se ha debido a que muestra una buena flexibilidad a la covariación de los datos resistentes a la influencia de los puntos extremos aislados. Hay una amplia bibliografía sobre el tema, que queda fuera de la perspectiva de este trabajo (ver Simonoff, 1996). Esta figura 7 podría ser interpretada como la representación (en una transformación cercana) del patrón demográfico buscado: para el Mesolítico, $dt = -4000$ a 0 años, el valor de P_{5-14} es coincidente de forma aproximada con el valor de las tablas (vía JI, Tabla 4) bajo la hipótesis demográfica nula (en abreviatura: $P_{5-14} | e0 = 25, r = 0$) (línea horizontal de trazos); después, en el Neolítico, los valores de P_{5-14} , son interpretables en término de un crecimiento demográfico que culmina hacia $dt = 1800$ años, seguido de una vuelta al estado es-

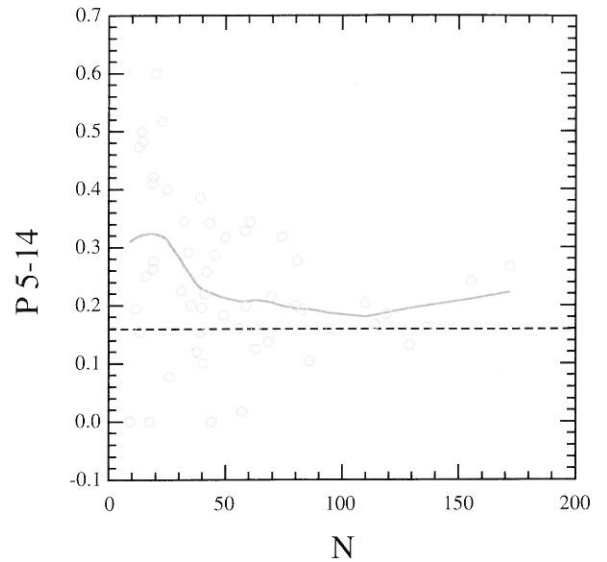


Figura 8. Proporción de niños fallecidos entre 5 y 14 años (P_{5-14}) en función del tamaño de las necrópolis (N). La línea representa el ajuste de P_{5-14} por *Loess fitting*. Remarcar la desviación de P_{5-14} hacia valores elevados cuando N resulta pequeña.

tacionario. A pesar del interés de la figura 7, esta no tiene valor. Dos efectos de la muestra alteran este perfil.

La figura 8 representa los valores observados de P_{5-14} en función de N . La curva representa el valor ajustado de N por el procedimiento *Loess fitting*. La línea horizontal de trazos representa el valor de P_{5-14} proporcionado por la estimación de las tablas (vía JI, Tabla 4), bajo la hipótesis nula ($P_{5-14} | e0 = 25, r = 0$). Constatamos en los cementerios una marcada desviación hacia valores elevados de P_{5-14} cuando N es pequeña, es decir, del número de inmaduros respecto de los adultos. ¿Qué sucede en la distribución binomial teórica? Con los mismos parámetros⁴, cuando N es pequeña, se constata una frecuencia acumulada de pequeños valores de d_{5-14} (es decir, por debajo la media de la distribución: $N \times P_{5-14} - 1$) que se incrementa ligeramente con relación a los grandes valores (es decir, por debajo de la media: $N \times P_{5-14} + 1$). Por ejemplo, pasando de $N = 50$ a $N = 20$, la relación de las dos proporciones (pequeños valores / grandes valores) pasa de $0.4437 / 0.4165 = 1.0653$ a $0.4114 / 0.3704 = 1.1106$, indicando una ligera disminución de la proporción de los inmaduros en la distribución binomial cuando N disminuye. La tendencia observada en los cementerios

≤ 0.239		> 0.239		Total
+		+		
< 30	5	11		16
≥ 30	25	13		38
+		+		
Total	30	24		54
Test statistic	Valor	df	Prob	
Yates corrected Chi-square	4.131044	1.000000	0.042103	

≤ 0.239		> 0.239		Total
+		+		
< 40	9	14		23
≥ 40	21	10		31
+		+		
Total	30	24		54
Test statistic	Valor	df	Prob	
Yates corrected Chi-square	3.295477	1.000000	0.069471	

≤ 0.239		> 0.239		Total
+		+		
< 50	14	17		31
≥ 50	16	7		23
+		+		
Total	30	24		54
Test statistic	Valor	df	Prob	
Yates corrected Chi-square	2.273036	1.000000	0.131642	

Tabla 5. Variación del valor χ^2 de independencia entre las líneas (efectivo de necrópolis) y las columnas ($p_{5,14}$) de las tablas.

Las **líneas** representan dos clases de efectivo: efectivo $< o \geq N$; $N = 30, 40, 50$ sucesivamente.

Las **columnas** representan dos clases de $p_{5,14}$: $p_{5,14} \leq o > 0.239$, con 0.239 como la media observada de $p_{5,14}$.

Nota: Hasta $N=40$ el Yates χ^2 es significativo, al límite del umbral habitual de rechazo 5%. Se constata una desproporción elevada de pequeñas necrópolis, hasta 40 esqueletos, teniendo un valor $p_{5,14}$ elevado.

va, pues, en dirección opuesta a la de la distribución estadística teórica. Hay demasiados inmaduros en las necrópolis pequeñas, generando $P_{5,14}$ (y J_I) elevados, en relación con lo que se observa en las otras necrópolis; o bien, en la distribución observada de los cementerios, los pequeños cementerios, principalmente compuestos de adultos, incluyendo pocos o ningún inmaduro, no son bastante numerosos con relación a la distribución teórica. ¿Cuál puede ser la causa de esta baja representación de pequeñas necrópolis que tienen pocos o ningún inmaduro? Dos hipótesis, de naturaleza arqueológica, van a ser examinadas: la de una seriación cronológica del tamaño de los cementerios, y la de una observación sesgada.

La hipótesis de una seriación cronológica plantea que los pequeños cementerios son también, cronológicamente, más antiguos que los grandes, ya sea en valor absoluto o teniendo en cuenta su distancia cronológica al frente de difusión dt. Y, por lo tanto, la aparente relación entre el tamaño de los cementerios y la variación de $P_{5,14}$ enmascara, de hecho, un fenómeno demográfico real comparable a una serie cronológica. Sin embargo, las correlaciones entre el valor de $P_{5,14}$ y la cronología (BC), por una parte, así como con la distancia cronológica dt, por otra parte, son nulas ($r = -.210, P = .38, r = 0.207, P = 0.40$, respectivamente, $N = 54$). Y esta hipótesis de una seriación cronológica del tamaño de los cementerios queda rechazada.

La hipótesis de una distribución truncada consiste en que los pequeños cementerios, que tienen pocos o ningún niño, no han sido reconocidos como tales por los arqueólogos. Un cementerio, considerado como normal, tiene que tener niños. Por tanto, si se considera que el límite inferior de la distribución de los efectivos (N) en los cementerios es la de un individuo único (por ejemplo: un cementerio paleolítico), hay que tener mucha suerte para que éste sea un individuo inmaduro. La hipótesis de la realización aleatoria de una distribución de cementerios (de tamaño N) se ignora. Estos cementerios fuertemente engañosos no están recogidos como cementerios, sino bajo otras etiquetas, tales como las "series antropológicas". Una ojeada a la bibliografía, por ejemplo del Neolítico LBK, muestra la publicación de "series antropológicas" compuestas únicamente por adultos, sin referencia a una necrópolis. La distribución truncada, que induce a un muestreo estadístico sesgado, parece ser la causa principal de la desviación de los pequeños cementerios hacia valores elevados de $P_{5,14}$ (y de J_I). ¿Hasta qué tamaño de necrópolis es visible este sesgo estadístico? La tabla 5 muestra la variación de c^2 de independencia entre el tamaño de los cementerios y el valor de $P_{5,14}$ (de una parte a otra de la media de la distribución). Se observa que con 50 esqueletos, el sesgo desaparece. Durante el desarrollo de este trabajo, como se ha visto anteriormente, sólo han sido analizados los valores J_I observados para $N \geq 50$, además de haber eliminado Djerdap (Mesolítico-Neolítico) cuya definición cronológica es demasiado imprecisa. El conjunto restante ha sido denominado muestra seleccionada y comprende 22 necrópolis.

Muestreo estadístico de las necrópolis y patrón demográfico observado por Loess fitting

La densidad de cementerios⁵ observada en relación con la distancia cronológica dt, con aproximadamente 1 cementerio cada 900 años, ¿es suficiente para comprender el modelo de expansión démica, que se extiende sobre la duración dt relativamente corta de 500 años? ¿No se arriesga el modelo démico a pasar por las mallas demasiado anchas de la criba de los datos del muestreo? Como en todas

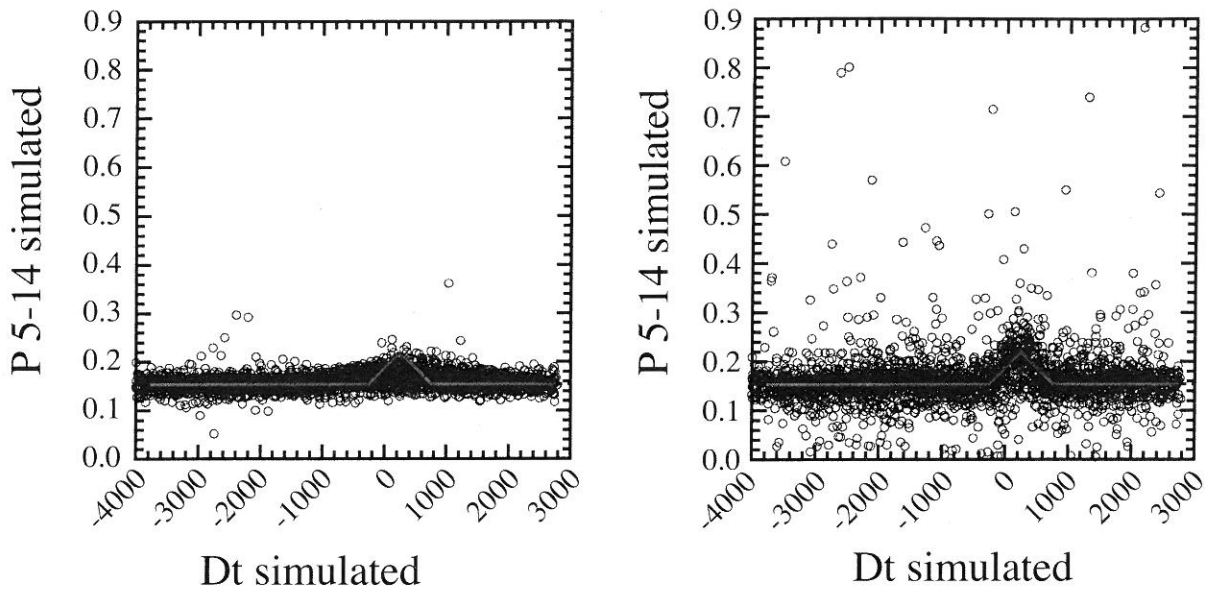


Figura 9 (izq. 9a; der. 9b). Intervalos de confianza del modelo démico (una colina localizada en $dt=0-500$) por *Loess fitting*, obtenidos por simulación sobre dos hipótesis de densidad y tamaño de las necrópolis, utilizando en el proceso de ajuste dos proporciones α de datos diferentes. Valores simulados, en ordenada: P 5-14 en abscisa: dt.

La línea horizontal, en puntillado, representa la hipótesis demográfica nula (ver texto).

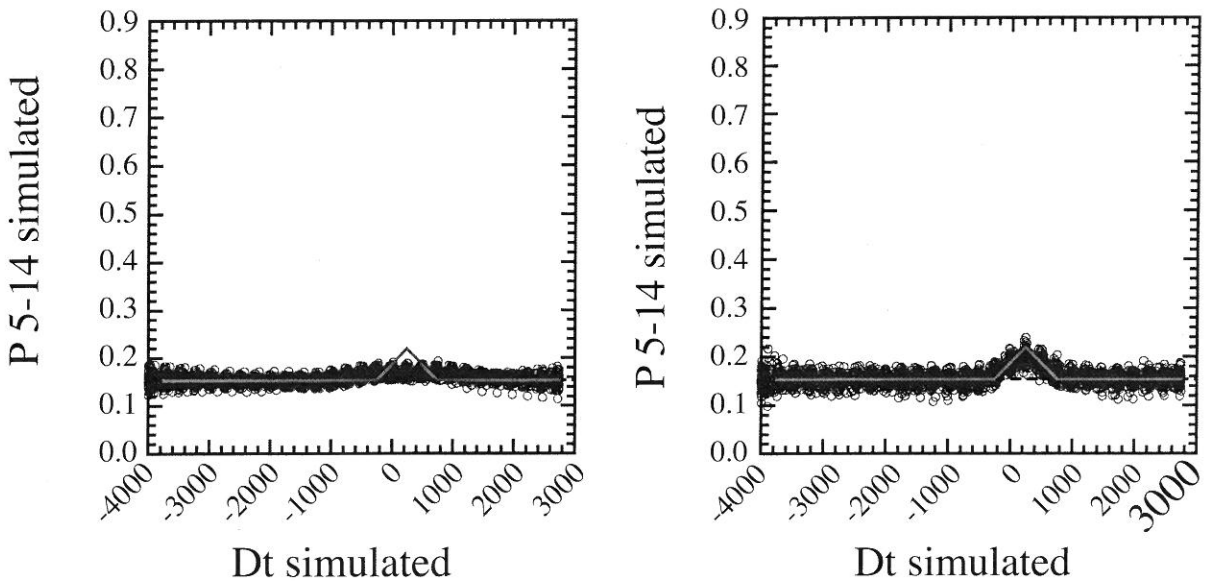


Figura 9 (izq. 9c; der. 9d). Simulaciones: Número de yacimientos: pequeño (media 2), tamaño de los yacimientos: grande (media: 180 esqueletos); proporción estimada: arriba izq. $\alpha=0.5$ (Figura 9a), arriba der. $\alpha=0.2$ (Figura 9b). Número de yacimientos: grande (media 7), tamaño de yacimientos: pequeño (media: 90 esqueletos); proporción estimada: abajo izq. $\alpha=0.5$ (Figura 9c), arriba der. $\alpha=0.2$ (Figura 9d).

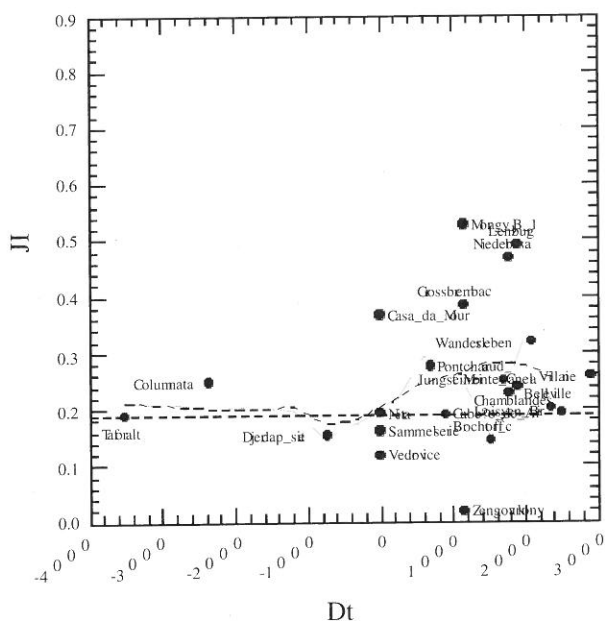


Figura 10. Perfiles obtenidos por *Loess fitting* (muestra seleccionada) con los parámetros de proporción $\alpha=0.3$ (línea rayada grande) y 0.5 (línea rayada pequeña). La línea horizontal, en puntillado, representa la hipótesis demográfica nula (ver texto).

las muestras, la precisión de los valores observados de JI (o de P_{5-14}) depende del tamaño de las necrópolis. En la figura 7 este tamaño de los cementerios no se ha tomado en cuenta. ¿Ejerce alguna influencia sobre la estimación del patrón? El procedimiento de *Loess fitting* posee un parámetro que permite controlar la proporción α de los puntos próximos que entran en la estimación, dada la densidad de los datos observados. En la bibliografía (como en la figura 7) este parámetro tiene, la mayoría de las veces, el valor de rutina $\alpha = 0.5$ (50% de los puntos próximos de los valores estimados de P_{5-14}), pero en el caso del cambio brusco, representado por la “ola” del modelo de expansión démica, es decir, de un fenómeno que no sufre la influencia directa de la tendencia demográfica mesolítica anterior, se puede pensar que el valor α del parámetro de densidad *Loess fitting* debe expresar una influencia principalmente local, la de los puntos contemporáneos al fenómeno demográfico. La forma del perfil obtenido por el procedimiento *Loess fitting* parece depender, pues, principalmente de tres parámetros: i) densidad de las necrópolis con respecto a la distancia cronológica dt , ii) tamaño de los cementerios, iii) proporción α de los puntos próximos al ajuste durante el proceso de *Loess fitting*. Por simulación, estas tres influencias van a ser examinadas sucesivamente.

La figura 9 representa los intervalos de confianza del modelo de expansión démica (una curva de elevación sobre $dt = 0-500$) por *Loess fitting* obtenidos por simulación⁶ (100 simulaciones), sobre dos hipótesis de densidad (distribución uniforme alrededor de la media: 2 y 7 cementerios, por subdivisión de 500 años sobre dt) y de tamaño (distribución Poissoniana, de las medias: 90 y 180 esqueletos) de las necrópolis, utilizando en el procedimiento de ajuste dos proporciones α diferentes. Estas dos proporciones están preparadas para tener en cuenta un muestreo temporal más o menos “local” ($\alpha = 0.2$ y 0.5) de los datos. Hay, pues, en total, $2 \times 2 \times 2 = 8$ simulaciones. La línea horizontal, en puntillado, representa la hipótesis demográfica nula.

En la inspección visual se observa que la detección de la ola del modelo de expansión démica mejora, por orden de importancia, cuando:

- el parámetro de proporción α del proceso de ajuste expresa una influencia temporal local ($\alpha = 0.2$; figura 9b y 9d),⁷ y no en general;

- la densidad de yacimientos es elevada (media de 7 yacimientos por unidad de $dt = 500$ años \times 14 subdivisiones de 500 años [yendo de $dt = -400$ a 3000 años] = 98 yacimientos sobre el eje dt). Entre una densidad elevada de yacimientos pero con un tamaño pequeño (media de 90 esqueletos) (figura 9d) y una densidad de yacimientos débil (media de 2 yacimientos por unidad de $dt \times 14$ subdivisiones = 28 yacimientos sobre el eje dt) pero con un tamaño grande (media 180 esqueletos) (figura 9b), es la influencia de la densidad de yacimientos la que resulta claramente preponderante. En el primer caso (densidad alta, tamaño pequeño), en la zona de la ola $dt = 0-500$ años, el límite inferior del intervalo de confianza se sitúa francamente más allá de la hipótesis nula. Ésta es rechazada y el modelo de expansión démica es aceptado. En el segundo caso (densidad débil, tamaño grande), si bien el desarrollo del intervalo de confianza coincide con la forma del patrón de simulación, la hipótesis nula se sitúa en el límite inferior de dicho intervalo. La hipótesis nula no es rechazada.

El análisis de dispersión de los restos con los ajustes va en la misma dirección. Por economía de espacio, no lo mostraremos aquí.

¿Qué sucede con los datos? Indiquemos primeramente que con sólo 22 yacimientos seleccionados, distribuidos de una forma heterogénea sobre el eje dt , la situación parece todavía más desfavorable que en el caso desfavorable simulado anteriormente (28 yacimientos), que no nos ha permitido aceptar el modelo de expansión démica aunque fuera cierto. La figura 10 representa los patrones demográficos observados por *Loess fitting* con los parámetros de proporción $\alpha = 0.3$ y 0.5 . El valor de proporción $\alpha < 0.3$ da un perfil errático (correspondiente al sobre ajuste de los datos) que ha sido descartado. La proporción $\alpha = 0.4$ (no re-

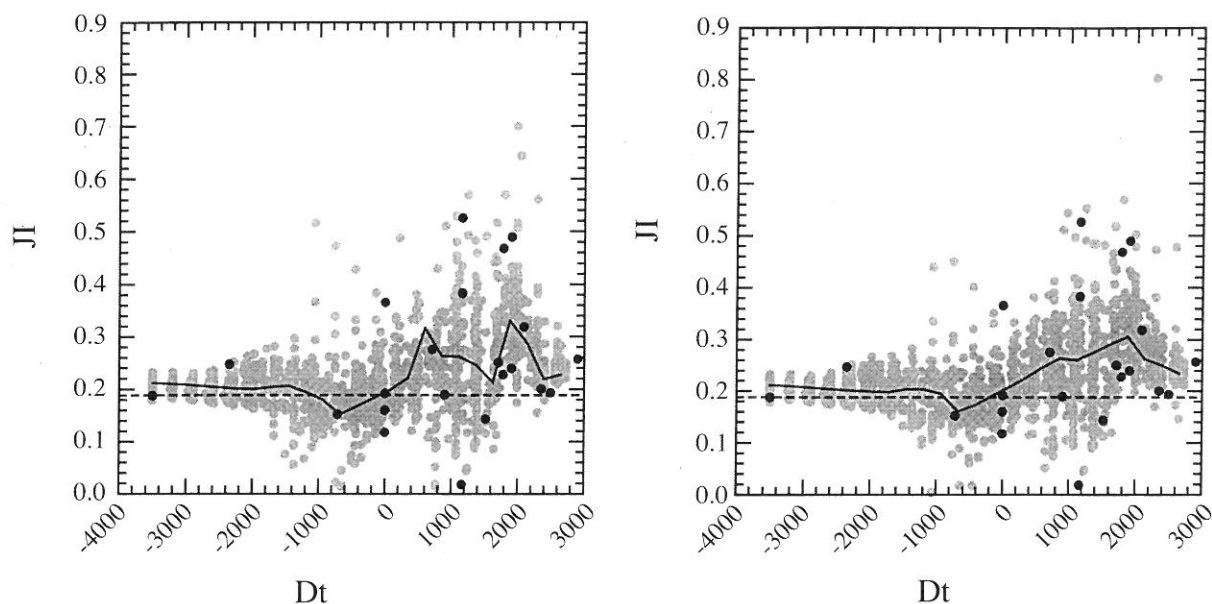


Figura 11 (izq. 11a; der. 11b). Intervalos de confianza simulados por *bootstrap* (100 tiradas), para cada uno de los dos perfiles obtenidos. Proporción, izq.: $\alpha=0.3$; der.: $\alpha=0.5$. La hipótesis nula no es rechazada salvo en las zonas $dt=600$ ($\alpha=0.3$) y $dt=1800$ y 2100 ($\alpha=0.3$; $\alpha=0.5$).

presentada) produce un perfil casi idéntico a $a = 0.3$. La línea horizontal, en puntillado, representa la hipótesis nula (ver anteriormente). La figura 11 representa los intervalos de confianza simulados por *bootstrap* (100 pruebas), para cada uno de los dos patrones demográficos observados⁸ (proporción $a = 0.3$ y 0.5). Como era de esperar, dado el efectivo de los yacimientos, la hipótesis nula no queda rechazada salvo, puede ser, en las zonas $dt = 600$ ($a = 0.3$, figura 11) y $dt = 1800$ y 2100 ($a = 0.3$, figura 11; $a = 0.5$, figura 11). Aunque estos resultados no permiten incidir sobre el enfoque general, se comentan brevemente los dos patrones observados y, como ejercicio, se presentan las estimaciones demográficas derivadas.

Los dos perfiles observados, del Mesolítico hasta $dt = 0$ son aproximadamente planos. Posteriormente, en el Neolítico, mientras que el perfil $a = 0.3$ (figura 11a) presenta dos elevaciones, sucesivamente en $dt = 0-1600$ años (valor de JI máximo en $dt = 500$ años) y en $dt = 1600-2300$ años (valor de JI máximo en $dt = 1800$ años), el perfil $a = 0.5$ (figura 11 b), como también cabría esperar (dadas las simulaciones), no tiene más que una sola elevación que ocupa todo el Neolítico (valor de JI máximo en $dt = 1900$ años). Si el perfil obtenido con el parámetro de proporción $a = 0.3$ es el que proporcionan los datos, entonces, con dos elevaciones distribuidas sobre todo el eje de dt , los datos poco

numerosos no permiten elegir entre el modelo de expansión démica (una elevación, en $dt = 0-500$ años) o el de la difusión cultural (una elevación, en $dt = 0 \gg 500$ años).

Estimaciones demográficas sobre la distancia cronológica al frente de difusión

Los perfiles demográficos se obtienen directamente del *Loess fitting* de JI con respecto a la distancia cronológica dt al frente de difusión, a través de las estimaciones paleodemográficas (tabla 4). Recordemos que la estimación de la tasa de natalidad sólo depende de JI , sin hipótesis demográfica suplementaria, no siendo el caso de las tasas de crecimiento y de mortalidad. Se han considerado diferentes hipótesis, yendo de $e_0 = 25$ años a $e_0 = 23$ años. Hacer variar, a la baja o a la alta, la esperanza de vida cambia el nivel de las tasas (de crecimiento y de mortalidad), pero no los perfiles de dt . Para cada uno de los dos parámetros de proporción a del *Loess fitting*, han sido representados dos grupos de perfiles demográficos (figura 12a y 12 b), con $e_0 = 23$ años. Con una e_0 superior a 23 años, el crecimiento de la población es absolutamente irreal. En los dos grupos, en el Mesolítico, desde $dt = -4000$ hasta aproximadamente $dt = -1000$ años, la tasa de crecimiento fluctúa alrededor de 0. Luego, de $dt = -1000$ a 0 años, la tasa de crecimiento es negativa. Del grupo de estimación con sensibilidad local de *Loess fitting* (del parámetro $a = 0.3$; figura

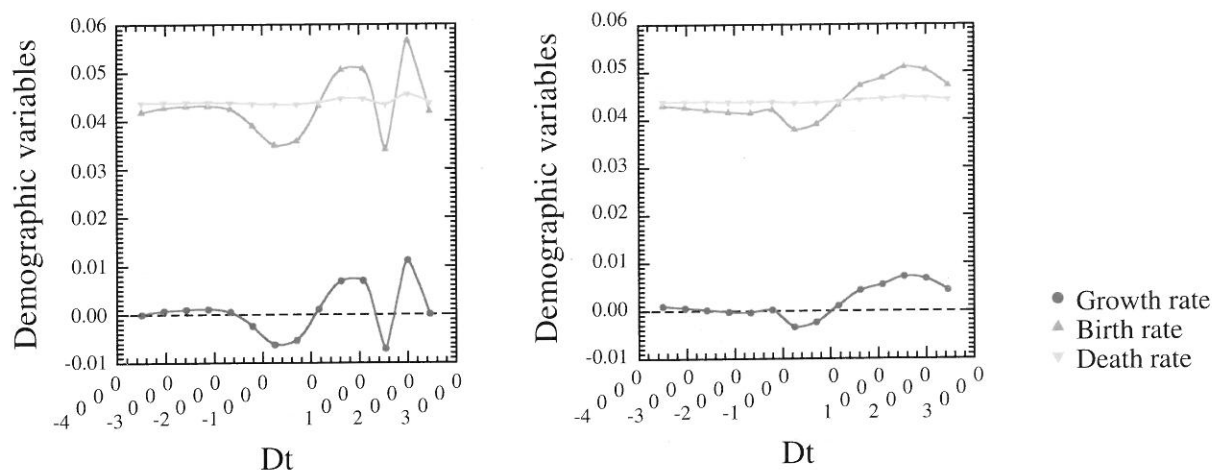


Figura 12 (izq. 12a; der. 12b). Perfiles demográficos derivados directamente de *Loess fitting* del índice de juventud (JI) sobre la distancia cronológica dt del frente de difusión, a través de los estimadores paleodemográficos (Tabla 4), sobre la hipótesis de una esperanza de vida al nacer de 23 años. Parámetro de proporción de *Loess fitting*: izquierda $\alpha=0.3$; derecha $\alpha=0.5$. Tasa de crecimiento, de natalidad y de mortalidad.

12a) sólo comentaremos la primera elevación, la que va de $dt = 0$ a 1533 años. En este intervalo la población se multiplicó por 86.9, dada la hipótesis señalada, $e_0 = 23$ años (para estimar la tasa de crecimiento), apreciándose que la tasa de mortalidad permanece aproximadamente constante (con $d=43-44$ por mil). Bajo este modelo, únicamente la variación de la tasa de natalidad es la que permite a la población crecer o decrecer (con b yendo de 35 a 50 por mil, en el intervalo de la primera elevación $dt = 0-1533$). En el segundo grupo de *Loess fitting* (del parámetro $a = 0.5$; figura 12b), que va de $dt = 0$ a 2448 años, la población se multiplica por el valor irreal 8999.9. ¿Qué enseñanzas extraemos de este ejercicio?

DISCUSIÓN Y CONCLUSIÓN

Este trabajo muestra cómo pueden ser testados los dos modelos actuales de difusión neolítica a partir de los datos paleoantropológicos. Permite también sugerir un escenario de la transición con la sucesión de los acontecimientos demográficos. Bajo la hipótesis de que toda población natural vive en equilibrio homeostático, esta transición puede ser subdividida en dos fases.

En una fase inicial de transición meso-neolítica, bajo la hipótesis de una esperanza de vida al nacimiento que permanece aproximadamente constante durante la fase de transición entre los dos periodos, la población se incrementa con el aumento de la tasa de natalidad (verificada por los datos,

vía JI) y, más allá, de la fecundidad. En los datos demográficos de sociedades tradicionales, los agricultores tienen una fecundidad media más elevada que la de los cazadores-recolectores y los horticultores (Bentley *et alii*, 1993; ver también Sellen y Mace, 1997). La duración de la vida fecunda de las mujeres permanece aproximadamente constante (entre los 15-50 años), por lo que el crecimiento de la fecundidad sólo ha podido estar causado por la disminución del intervalo entre los nacimientos. La influencia determinante sobre la duración de este intervalo corresponde, fuera de los tabúes sexuales postparto, a la edad de destete. El verdadero efecto del Neolítico sobre la fecundidad es el de haber disminuido (3-4 meses) la edad media del destete. El cambio de alimentación meso-neolítico (introducción de gramíneas, productos lácteos), junto con influencias sociales tales como una nueva división del trabajo, ha podido ser la causa técnica potencial del acortamiento de la edad del destete y, por tanto, de una elevación concomitante de la fecundidad.

En una segunda fase de la transición demográfica, durante el Neolítico, la fecundidad permanece en su nivel elevado, así que la detención del crecimiento de la población y su vuelta al equilibrio estacionario no ha podido provenir más que del aumento correspondiente de la mortalidad. Se puede pensar que este crecimiento sustancial de la mortalidad estuviera causado por la promiscuidad de los hombres y de los animales, y por el proceso de anastomosis de las poblaciones rurales durante este periodo, facilitando a la vez la emergencia de nuevos patógenos y sus difusiones geográficas.

Brevemente, en este escenario de la primera transición demográfica humana, la neolítica, los actores y las direcciones que tomaron (*fecundidad en alza, seguida después de mortalidad en alza*) están en orden y dirección inversa a los de la segunda transición demográfica de los siglos XIX-XX en los países occidentales (*mortalidad en baja, seguida después de fecundidad en baja*; ver, por ejemplo: Chesnais, 1986), que le siguió algunos miles de años más tarde.

Los datos paleoantropológicos analizados muestran esencialmente (vía JI únicamente), una tasa de natalidad creciente a lo largo del Neolítico. Los otros estimadores (perfil de la ratio de *envejecimiento y muerte*) dependen, aparte de JI, de hipótesis demográficas sobre la mortalidad (vía e_0): su nivel, su estabilidad. Esta hipótesis de estabilidad de e_0 durante el Neolítico y, por tanto, también de la mortalidad, contradice la fuerte hipótesis de homeostasis que requiere que el nivel de la mortalidad termine por alcanzar al de la natalidad. Para reconciliar las dos hipótesis, es necesario que el e_0 termine por descender sobre dt cuando la tasa de natalidad se incrementa. En el e_0 , es el peso de la mortalidad de los niños de menos de 5 años la que ejerce la mayor influencia. Con precaución, la hipótesis de un crecimiento de la mortalidad de los niños menores de 5 años sobre dt , podría ser verificada en los datos arqueológicos. A pesar de la sub-representación manifiesta de este grupo de edad en las necrópolis, si la mortalidad de los niños de este grupo se incrementa, también deberíamos observar posiblemente un crecimiento de su número sobre dt , validando del mismo modo la potente hipótesis de homeostasia.

Si el patrón de expansión démica ha sido modelo (y luego parámetro) gracias a sus autores, éste no es el caso del de la difusión cultural, que es un concepto general, multiforme, impreciso. No modelizado, luego no parametrado. En un futuro próximo, el patrón démico podrá ser testado por un test habitual de ajuste del patrón demográfico observado (el perfil obtenido a través del *Loess fitting*) con respecto a un patrón teórico (la ola sobre $dt = 0-500$ años). El patrón cultural no puede serlo fácilmente. No es conocido estrictamente. Se tiene la tentación de aceptar el modelo de difusión cultural, *in absentia*, es decir, si el modelo de expansión démica es rechazado y si el patrón observado se extiende sobre una distancia máxima $dt \gg 500$ años.

¿Un patrón de transición único? ¿La hipótesis de un solo patrón demográfico, orientado en la dirección sudeste-noroeste, es suficiente? En las dos direcciones principales tomadas por la difusión neolítica a partir de la península helénica hacia 6500 BC, una hacia el noroeste, la otra a lo largo del Mediterráneo (Bogucki, 1996), ¿no correspondería, por un lado, una difusión de naturaleza "más" démica, y por el otro, una difusión más cultural? De hecho nos podemos preguntar si uno de los perfiles observados a partir de los datos (figura 12a), no es más que una mezcla de los dos pa-

trones demográficos, el uno de inspiración europea *rubané*, el otro mediterráneo.

Además del efecto de la insuficiente muestra de las necrópolis, la superposición de numerosos patrones puede haber contribuido a generar el perfil demográfico con dos elevaciones, que acaso puede ser híbrido. Técnicamente, con el procedimiento *Loess fitting* (utilizando un parámetro de proporción a local), bajo condiciones de densidad suficiente de necrópolis (una treintena o más), deberíamos poder estimar los perfiles demográficos subyacentes a los datos. Este no es un objetivo inalcanzable en un plazo razonable de tiempo.

AGRADECIMIENTOS

Este trabajo está dedicado a Claude Masset, investigador iconoclasta de primera hora, por su 75 cumpleaños. Queremos mostrar nuestro agradecimiento a Dr Herbert Ullrich (Humboldt Universität, Berlin), Dr Mauro S. Hernández Pérez (Departamento de Prehistoria, Universidad de Alicante, España), Dr Mary Jackes (Department of Anthropology, University of Alberta, Canada), Dr Christian Jeunesse (Service régional de l'Archéologie, Strasbourg, France), Dr Bernat Martí Oliver (Servei d'Investigació Prehistòrica, Valencia, España), Gilles Loison (Association pour les Fouilles Archéologiques Nationales, Montpellier, France), Dr Chris Meiklejohn (Department of Anthropology, University of Winnipeg, Canada), Javier de Miguel Indurain (España), Dr Daniel Mordant (Service Départemental d'Archéologie de Seine et Marne, Dammarie-Les-Lys, France), Dra M^a Jesús de Pedro Michó (Servei d'Investigació Prehistòrica, Valencia, España), Daniel Simonin (Musée de Préhistoire d'Ile de France, Nemours, France), Dr Arkadiusz Soltysiak (Institute of Archaeology, Warsaw University), Dr Laszlo Szathmary (Department of Evolutionary Zoology and Human Biology, Debrecen University, Hungary), Dr K Zsuzsanna Zoffmann (Magyar Nemzeti Múzeum, Budapest).

NOTAS

1. En la imagen de la Europa neolítica descrita por Whittle (1996), la demografía está curiosamente ausente.
2. El índice de juventud JI ha sido recientemente criticado: para poblaciones estables, la variación de JI es amplia y por ello también es amplia la variación de las estimaciones demográficas que se desprenden de él, más amplia que las estimaciones obtenidas con una técnica que utiliza 5 parámetros y, así mismo, más amplia que la variación del cociente d_{30+} / d_{5+} (Paine y Harpending, 1996). La razón de esta amplia variación para JI es sencilla. Reescribamos d_{5-14} como una variable binomial (Masset

- y Parzys, 1985), con $n = d_{5-14}$, $N =$ la población total viva y $p = n/N$. En una tabla de esperanza de vida al nacimiento de 50 años, como la tabla tipo utilizada por Paine y Harpending (op. cit.), para testar JI y los otros dos indicadores, la proporción de niños fallecidos de 5-14 años, en relación con la población viva total, es relativamente pequeña ($p = 4,2\%$: tabla-tipo de las Naciones Unidas, 19, hombres; Naciones Unidas, 1956). Esta proporción será todavía más pequeña si la población decrece a la de 1% , como la simulan Paine y Harpending (op.cit.): la parte de la población adulta se acrecienta. Para una proporción p pequeña, si el efectivo resulta pequeño, la varianza $var(p)$ resulta grande y la distribución de las frecuencias observadas de una variable binomial, f , resultan muy disimétricas, pudiendo igualmente tocar el valor 0. El índice d_{30+}/d_{5+} representa una proporción más estable que JI cuando el efectivo N resulta pequeño. Es cierto que utilizar la distribución por edad de 5 clases de edad de una necrópolis, como lo hicieron Paine y Harpending (op.cit.) con su técnica, es decir disponiendo de 2,5 veces más información que la proporcionada por JI (2 clases), produce una variación menor de la estimación de JI . Pero estas dos estimaciones tienen, ante todo, un inconveniente antropológico que las hace difícil de emplear: la información que necesitan (las distribuciones por edad) no está disponible en una necrópolis. Finalmente, Paine y Harpending, testan el valor informativo de JI sobre una población con una esperanza de vida al nacer de 50 años ($p = 4.2\%$) –nivel alcanzado en Europa a inicios del siglo XX-, es decir, distinto de aquel para el cual JI ha estado concebido (20-35 años, en donde $p = 25\%$: tabla-tipo de las Naciones Unidas, 35, hombres; Naciones Unidas, 1956). Sin ninguna duda, comprobar JI sobre una población con una esperanza de vida de 80 años, prácticamente sin ningún fallecimiento entre 5-14 años, habría proporcionado resultados todavía peores que los ya obtenidos por Paine y Harpending, con $p = 0$. Construir un test comparativo de elementos paleodemográficos, midiendo sus valores relativos sobre parámetros inencontrables en las necrópolis (las clases de edades) y un tipo demográfico correspondiente a la Revolución Industrial en Europa (50 años), no es una orientación que se pueda calificar de rigurosa.
3. He aquí las 6 nuevas tablas: Ogen-Ji (1776, 1796, 1816, 1836), Japón central, edad de fallecimiento: registro de fallecimientos en los templos, rurales (Jannetta y Preston, 1991); Yanomami (1988), Venezuela sur y norte de Brasil, edad: examen físico, horticultores, sin servicio médico (Gage, 1988); Dogon (1977), Mali, edad: información retrospectiva, pastores nómadas, 1977, sin servicio médico (Brown y Cazes, 1993). Recientemente ha surgido un interrogante sobre la oportunidad, o no, de conservar la tabla de los Yanomami entre la muestra de re-

ferencia. Observemos que entre las 46 tablas, 3 de ellas proporcionan una esperanza de vida al nacer inferior a 20 años (una de los Yanomami y las otras dos: Londres 1759 y Ginebra clase III 1625), que no es la esperanza de vida de una sociedad normal, es decir, capaz de asegurar su perennidad a largo plazo. No obstante, si se eliminan estas 3 tablas con esperanza de vida muy baja y se ajusta una función de la forma $e_0 = a + b \ln JI$ en relación con las 43 tablas restantes, teniendo una esperanza de vida superior a 24 años, con a y b como coeficientes de ajuste, se constata que la función atraviesa correctamente la zona donde se sitúan los 3 puntos que faltan. Brevemente, los datos Yanomami no se separan del *continuum* demográfico arcaico. Ciertamente, los Yanomami tienen una esperanza de vida anormalmente muy baja, pero la proporción de juveniles con relación a los adultos, en esta sociedad muestreada, es la predecible para las otras poblaciones de la muestra, en ausencia de los Yanomami. Se observa una *ratio* de fallecimientos, inmaduros adultos, del mismo orden de magnitud que la de otras poblaciones europeas sometidas a condiciones medioambientales extremas.

4. Aproximadamente, para generar valores enteros de $n \times P_{5-14}$ de la esperanza de la distribución. P_{5-14} se ha puesto en 0.2 en lugar de 0.158. Ésta ligera diferencia no es de naturaleza tal como para modificar la tendencia.
5. Medida, por ejemplo, por la desviación standar de los valores dt alrededor de la media de conjunto, s_{dt} . Cuando s_{dt} es pequeña, la densidad es grande, y viceversa. Para $dt \geq 0$, es decir, incluyendo únicamente el Neolítico, $s_{dt} = 896$ años para comparar con los 500 años exigidos por el modelo de expansión demica. La densidad no es, aproximadamente, más que de $(500/896) \times 100 = 55\%$ de lo que debiera ser.
6. Para generar aleatoriamente un patrón paleodemográfico de variación de la tasa de crecimiento sobre la distancia cronológica dt al frente de difusión, son necesarios dos ingredientes principales: un modelo demográfico y un modelo de necrópolis.

El modelo demográfico. Sobre una duración, en unidad de distancia cronológica al frente de difusión, yendo $dt = -4000$ a 3000 años, subdividida en $q - 1$ intervalos de 500 años, el modelo de ola está representado por q valores de P_{5-14} (transformación de JI). Estos valores, obtenidos de las tablas (tabla 4, estimación de JI estando dados e_0 y r), representan la hipótesis demográfica nula ($e_0=25$ años y $r=0$) durante el Mesolítico, de $dt = -4000$ años a 0 años (con $P_{5-14} = 0.154$); por tanto, la hipótesis demográfica de expansión demica, $r=1\%$ (con $e_0=25$ años), a $dt=0-500$ años (Ammerman y Cavalli-Sforza, 1984: 74, fig 5.5; con $P_{5-14} = 0.219$) representa, de nuevo, la hipótesis nula para todas las subdivisiones posteriores, correspondientes a la saturación de la *capacidad de carga*, $dt=500-$

1000 años, 1000-1500 años, ..., hasta su fin; así pues: $P_{5-14} = (p_1=0.154, p_2=0.154, \dots, p_9=0.219, p_{10}=0.154, \dots, p_q = 0.154)$.

El modelo de necrópolis, distingue: i) el número M de necrópolis sobre un intervalo de dt (la densidad), ii) el tamaño N de cada necrópolis, iii) y el efectivo de $d\ 5-14$ en N . El modelo reposa sobre los valores aleatorios de tres distribuciones, sucesivamente: las densidades M son obtenidas de una ley uniforme (parámetro de rango $R = M$ máx - M mín, las densidades máx y mín posibles); los tamaños de los cementerios ($N = d\ 5-14 + d\ 20+$) se obtienen de una ley de Poisson (de parámetros $l =$ el tamaño medio de las necrópolis); el efectivo de los $d\ 5-14$ en un cementerio, dado su tamaño N , se obtiene de una ley binomial (de parámetros N, P_{5-14}).

La simulación se realiza de la forma siguiente: dado el modelo demográfico $\{P_{5-14}\}$, para cada intervalo de dt , el programa ofrece aleatoriamente:

- la densidad de las necrópolis en Uniforme (R),
- para cada necrópolis:
 - el valor de dt en Uniforme ($dt+ - dt-$; siendo $dt+$ y $dt-$ los límites superiores e inferiores de la subdivisión),
 - el valor de N en Poisson (l),
 - el valor de $d\ 5-14$ en Binomial (N, P_{5-14}).

7. Con $a = 0.5$ (figura 9a y 9c), la apariencia del intervalo de confianza se curva ligeramente en la dirección esperada, en $dt=0-500$ años, pero su límite inferior contiene la hipótesis nula.
8. Un intervalo de confianza del valor ajustado de JI se obtiene, por simulaciones, de la forma siguiente: por *bootstrapping* se extrae una muestra de datos, proporcionando un ajuste por *Loess fitting* de parámetro a , del cual se extraen valores (3) con un intervalo regular (500 años) sobre el eje de la distancia cronológica $dt = -4000-3000$ años. El procedimiento se repite 100 veces. La representación gráfica de estos valores simulados determina un intervalo de confianza.

BIBLIOGRAFÍA

- AMMERMAN, A.J. y CAVALLI-SFORZA, L.L. (1971): "Measuring the rate of spread of early farming in Europe". *Man*, 6: 674-688.
- AMMERMAN, A.J. y CAVALLI-SFORZA, L.L. (1984): *The Neolithic transition and the genetics of populations in Europe*. Princeton University Press. Princeton, New Jersey.
- AMPOULAGNGE, A. (1953): "Sépultures Néolithiques dans un gisement du Paléolithique supérieur". *Bulletin de la Société Préhistorique Française*, 50: 613-624.
- ANFRUNS, J.; MAJO, T. y OMS, JI. (1991): "Estudio preliminar de los restos humanos neolíticos procedentes del yacimiento de la calle Sant Pau (Barcelona)". *Nuevas Perspectivas en Antropología*: 43-51.
- ARNAL, G.B.; BŒUF, M. y FONTAN, P. (1991): "Mésolithique et Néolithique dans les massifs méridionaux". *Mésolithique et Néolithisation en France et dans les régions limitrophes*. Actes du 113^{ème} Congrès National des Sociétés Savantes (Strasbourg, 1988). Editions du Comité des Travaux Historiques et Scientifiques, Paris: 77-85.
- BACH, A. (1978): *Neolitische populationen im Mittelebe-Saale-Gebiet*. Weimar.
- BACH, A., (1979): *Zur anthropologie des Neolithikums im Mittelbe-Saale-Gebiet unter besonderer Berücksichtigung der Bandkeramike*. Weimar.
- BACH, A., (1981): "Skelettreste aus zwei Kollektivgräbern der Bernburger Kultur (Derenburg, Kr. Wernigerode, und Dedeleben, Kr. Halberstadt)". *Jshr. Mitteldt. Vorg.*, 63, Halle: 67-74.
- BACH, A., (1986): "Einige befunde an den skeletten aus den körpergräbern des linienbandkermischen gräberfeldes von Wandersleben, Kr. Gotha". *Anthropologie (Brno)*, 24, 2-3: 111-144.
- BARON, R.; DEMETZ, J.L. y MONMIGNAUT, C. (1967): "Les sépultures Collectives de Marolles-sur-Seine (Seine-et-Marne). Les hommes de la sépulture II". *Gallia Préhistoire* X, 1: 140-155.
- BAUDOIN, M. (1911): *La sépulture Néolithique de Belleville à Vendrest (Seine et Marne). Fouille et restauration*. Société Préhistorique Française, Paris.
- BEHRENS, H. (1981): "Radiocarbon-daten für das Neolithikum des Mittelbe-Saale-Gebiets". *Jshr. Mitteldt. Vorg.*, 63, Halle: 189-193.
- BENTLEY, R.G.; GOLDBERG, T. y JASIENSKA, G. (1993): "The fertility of agricultural and non-agricultural traditional societies". *Population Studies*, 47: 269-281.
- BINDER, D. (1987): *Le Néolithique ancien provençal. Typologie et technologie des outillages lithiques*. Supplément à *Gallia Préhistoire*, XXIV, 28.
- BOCQUET-APPEL, J.P. (1977): *Perspectives paléodémographiques*. Ph. D. dissertation. École des Hautes Études en Sciences Sociales. Paris.
- BOCQUET-APPEL, J.P. (1979): "Une approche de la fécondité des populations inhumées". *Bull. Mém. Soc. Anthropol. Paris*, XIII: 261-268.
- BOCQUET-APPEL, J.P. (1994): "L'hypogée néolithique de Loisy-en-Brie (Marne), lieu-dit Les Gouttes-d'Or. L'interprétation démographique". *Préhistoire et Protohistoire en Champagne Ardenne*, 18: 55-60.
- BOCQUET-APPEL, J.P. y MASSET, C.L. (1977): "Estimateurs en Paléodémographie". *L'Homme* XVII (4): 65-90.
- BOCQUET-APPEL, J.P. y MASSET, C.L. (1982): "Farewell to paleodemography". *J. of Human Evolution*, 11: 321-333.
- BOCQUET-APPEL, J.P. y MASSET, C.L. (1996): "Paleodemography: Expectancy and False Hope". *Am. J. Phys. Anthropol.*, 99: 571-583.

- BOCQUET-APPEL, J.P. y BACRO, J.N. (1997): "Estimates on some demographic parameters in a Neolithic rock-cut chamber (approximately 2000 BC) using iterative techniques for aging and demographic estimators". *Am. J. Phys. Anthropol.*, 102: 569-575.
- BOGUCKI, P. (1988): *Forest farmers and stockherders*. Cambridge University Press. Cambridge.
- BOGUCKI, P. (1996): "The spread of early farming in Europe". *American Scientist*, 84: 242-253.
- BOUVILLE, C. (1980): "L'hypogée de Roaix. Apport à l'étude de la démographie en Provence". *Bull. Mem. Soc. Anthropol. Paris*, 7, XIII: 85-89.
- BRABANT, H. (1976): "Le Dolmen Angevin de Pierre-Folle a Thiré (Vendée). Étude odontologique". *Gallia Préhistoire* 19, 1: 51-60.
- BRÉZILLON, M. (1962): "Démographie". En LEROI-GOURHAN, A.; BAILLOUD, G. et BRÉZ, M.: "L'hypogée II des Mourouards (Mesnil-sur-Oger, Marne)". *Gallia Préhistoire*, V, 1: 50-63.
- BROWN, E. y CAZES, M.H. (1993): "Differences de mortalité chez les Dogons de Boné". *Soc. Sci. Med.*, 36 (10): 1291-1296.
- CAMPS, G. (1974): *Les civilisations préhistoriques de l'Afrique du nord et du Sahara*. CNRS. Paris.
- CARRIÈRE, M. y CLOTTES, J. (1970): "Le dolmen du Pech n° 1 a Alviçnac (Lot). Étude archéologique". *Gallia Préhistoire*, XII, 1: 110-135.
- CHAMBON, P. (1997): "La nécropole de Balloy "Les Réaudins". Approche archéo-anthropologique". *La culture de Cerny. Actes du Colloque International de Nemours 1994*. Mémoire du Musée de Préhistoire d'Ile de France, 6: 489-498.
- CHAMLA, M.C. (1970): *Les hommes épipaléolithiques de Columnata (Algérie Occidentale), Étude anthropologique*. Arts et Métiers Graphiques. Paris.
- CHESNAIS, J.C. (1986): *La transition démographique. Étapes, formes, implications économiques*. PUF. Paris.
- CLAUSTRE, F.; ZAMMIT, J. y BLAIZE, Y. (1993): *La Caune de Bélesta. Une tombe collective il y a 6000 ans*. Centre d'Anthropologie des Sociétés Rurales. CNRS/EHESS. Toulouse.
- CLEVELAND, W.S. y DEVLIN, S. (1988): "Locally weighted regression analysis by local fitting". *J. of the Am. Statist. Assoc.*, 83: 596-640.
- CORDIER, G.; RIQUET, R.; BRABANT, H. y POULAIN, T. (1972): "Le site archéologique du dolmen de Villaine à Sublaines (Indre-et-Loire)". *Gallia Préhistoire*, 15, 1: 31-135.
- CORRIAN, C. y CAPIANO, M. (1991): "La necropoli neolitica di Ajdovska jama (Slovenia)". *Archiv per l'Antropologia e la Etnologia*, CXXI: 85-136.
- COSTE, A.; DUDAY, H.; GUTHERZ, X. y ROUDIL, J.L. (1983): "Les sépultures de la baume Bourbon à Cabrières (Gard)". *Premières communautés paysannes en Méditerranée occidentale*. CNRS eds.: 532-535.
- CRUBÉZY, E.; MURAIL, P.; BRUZEK, J.; JELINEK, J.; ONDRUS, V.; PAVÚK, J. y TESCHLER-NICOLA, M. (1995): "Sample characterization of danubian cemeteries in central Europe: the examples of Verdovice (Moravia) and Nitra-Horne Krskany (Slovakia)". *Le Néolithique danubien et ses marges entre Rhin et Seine*. Actes du 22ème Colloque Interrégional sur le Néolithique, Strasbourg 27-29 octobre 1995. Supplément aux Cahiers de l'Association pour la Promotion de la Recherche Archéologique en Alsace: 9-16.
- DASTUGUE, J.; TORRE, S. y BUCHET, L. (1973-1974): "Néolithique de Basse-Normandie". *L'Anthropologie*, 77 (5-6): 579-620; 78 (1): 113-164.
- DONAHUE, R.E. (1992): "Desperately seeking ceres : A critical examination of current models for the transition to agriculture in Mediterranean Europe". En GEBAUER, A.B. y PRICE, T.D. (eds.): *Transitions to Agriculture in Prehistory*. Monographs in World Archaeology, 4. Prehistory Press: 73-80.
- DUDAY, H. (1980): "Les rites funéraires en Languedoc au cours du troisième millénaire". *Le Groupe de Vézère et la fin des temps Néolithiques*. CNRS, 273-282.
- DUDAY, H. (1987a): "Contribution des observations ostéologiques à la chronologie interne des sépultures collectives". *Anthropologie Physique et Archéologie*. CNRS. Paris: 51-65.
- DUDAY, H. (1987b): "Organisation et fonctionnement d'une sépulture collective néolithique L'Aven de la Boucle à Corconne (Gard)". *Anthropologie physique et Archéologie*. CNRS. Paris: 89-109.
- DUDAY, H. (1990): "Le secteur funéraire". En ROUDIL, J.L. (ed.): *La Grotte du Claux (Gornières, Hérault)*. CNRS, 100-108.
- FEREMBACH, D. (1962): *La nécropole épipaléolithique de Taforalit (Maroc oriental). Étude des squelettes humains*. CNRS et Mission Universitaire et Culturelle Française au Maroc. Rabat.
- FEUSTEL, R. y ULLRICH, H. (1965): "Totenhütten der neolithischen walternienburger gruppe". *Alt-Thüringen*: 104-202.
- FIX, A.G. (1996): "Gene frequency clines in Europe: demic diffusion or natural selection?" *J. Roy. Anthropol. Inst (NS)*, 2: 625-643.
- GAGE, T.B. (1988): "Mathematical hazard models of mortality: an alternative to model life tables". *Am. J. Phys. Anthropol.*, 76: 429-441.
- GIL, P.; MIQUEL, M.J.; NEGRE, M.C.; POLO, M. y VILLALAIN, J.D. (1999): "Estudio antropológico y paleopatológico de los restos óseos del yacimiento neolítico de Villanueva de la Fuente (Ciudad Real)". *II Congreso del Neolítico a la Península Ibérica*. Saguntum-PLAV, Extra 2: 387-391.
- GIRARD, C. (1973): "Les vestiges anthropologiques". In "La sépulture collective du Paradis à Noisy-sur-Ecole (Seine et Marne)". *Cahier du Centre de Recherches Préhistoriques*, 2: 20-31.
- GISCLON, J.L. (1993): *La nécropole néolithique de Pontcharaud, Clermont-Ferrand (63). Rapport anthropologique de synthèse 1993*. Laboratoire d'Anthropologie de l'Université de Bordeaux 1.
- GRONENBORN, D. (1999): "A variation on a basic theme: the transition to farming in southern central Europe". *J. World Prehistory*, 13 (2): 123-210.
- GUILAINE, J. (1972): *La nécropole mégalithique de la Clape (La-*

- roque-de-Fa, Aude). Laboratoire de Préhistoire et de Paléthrologie. Carcassonne.
- JACKES, M.K. (1988): "Demographic change at the Mesolithic-Neolithic transition: Evidence from Portugal". *Rivista di Antropologia* (Supplemento), LXVI: 141-158.
- JACKES, M.; LUBELL, D. y MEIKLEJOHN, C. (1997): "On the physical anthropological aspects of the Mesolithic-Neolithic transition in the Iberian Peninsula". *Current Anthropology*, 38: 839-846.
- JANNETTA, A.B. y PRESTON, S.H. (1991): "Two centuries of mortality change in central Japan: The evidence from the Temple death register". *Population Studies*, 45: 417-436.
- JEUNESSE, CH. (1997): *Pratiques funéraires au Néolithique ancien. Sépultures et nécropoles danubiennes, 5500-4900 av. J.-C.* Ed. Errance. Paris.
- JOHANSSON, S.R. y HOROWITZ, S. (1986): "Estimating mortality in skeletal populations: influence of the growth rate on the interpretation of levels and trends during the transition to agriculture". *Am. J. Phys. Anthropol.*, 71: 233-250.
- JOUSSAUME, R. (1976): "Le Dolmen Angevin de Pierre-Folle a Thiré (Vendée). Étude architecturale et archéologique". *Gallia Préhistoire*, 19, 1: 1-37.
- KEELEY, L.H. (1992): "The introduction of agriculture to the western north european plain". En GEBAUER, A.B. and PRICE, T.D. (eds.): *Transitions to Agriculture in Prehistory*. Monographs in World Archaeology, 4, Prehistory Press: 81-95.
- LAVERGNE, M.J. (1972): "Étude odontologique". En GUILAINE, J.: *La nécropole mégalithique de la Clape (Laroque-de-fa, Aude)*: 126-157.
- LEE, R.D. (1987): "Population dynamics of humans and other animals". *Demography*, 24, 4: 443-65.
- LEROI-GOURHAN, A.; BAILLOUD, G. y BRÉZ, M. (1962): "L'hypogée II des Mournouards (Mesnil-sur-Oger, Marne)". *Gallia Préhistoire*, V, 1: 23-133.
- LEROI-GOURHAN, A. y MONMIGNAUT, C. (1962): "Les dents". En LEROI-GOURHAN, A.; BAILLOUD, G. et BRÉZ, M.: "L'hypogée II des Mournouards (Mesnil-sur-Oger, Marne)". *Gallia Préhistoire*, V, 1: 68-73.
- LICHARDUS, J. (1986): "Le rituel funéraire de la culture de Michelsberg dans la région du Rhin supérieur et moyen". *Le Néolithique de la France*. CNRS. Paris: 343-359.
- LOISON, G. (1998): "La nécropole de Pontcharaud en Basse-Auvergne". En GUILAINE, J. (dir.): *Sépultures d'Occident et genèses des mégalithismes (9000-3500 avant notre ère)*. Ed. Errance. Paris: 189-206.
- LUCIA, A.; FERRI, D.; GENIOLA, A.; GIOVE, C.; MAGGIORE, M.; MELONE, N.; PESCE DELFINO, V.; PIERI P. y SCATTARELLA, V. (1977): *La comunità neolitica di Cala Colombo presso Torre a Mare (Bari)*. Società di Storia Patria per la Puglia. Documenti e Monografia, 62.
- MALONE, C.; STODDART, S.; BONANNO, A.; GOUDER, T. y TRUMP, D. (1995): "Mortuary Ritual of 4th Millennium BC Malta: The Zebbug Period Chambered Tomb from the Brochtorff Circle at Xaghra (Gozo)". *Proceedings of the Prehistoric Society*, 61: 303-345.
- MASSET, C. y MORDANT, C. (1967): "Les sépultures Collectives de Marolles-sur-Seine (Seine-et-Marne)". *Gallia Préhistoire*, X, 1: 75-136.
- MASSET, C. y PARZYSZ, B. (1985): "Démographie des cimetières? Incertitude statistique des estimateurs en paléodémographie". *L'Homme*, XXV (2): 147-154.
- MCKERN, TW. y STEWART, TD. (1957): *Skeletal age changes in young American males*. Headquarters Quartermaster Research and Development Command, Technical Report EP 45, Natick, Mass.
- MEIKLEJOHN, C.; WYMAN, JM.; JACOBS, K. y JACKES, MK. (1997): "Issues in the archeological demography of the agricultural transition in western and northern Europe: A view from the Mesolithic". En R.R. PAINE (ed.): *Integrating archaeological demography: Multidisciplinary approaches to prehistoric Population*. Center for Archaeological Investigations, Occasional Paper, 24: 311-326.
- MERCADAL, O.; DEFAUS, J.M.; ALACAMBRA, P.J.; CHIMENOS, E.; CAMPILLO, D. y PÉREZ-PÉREZ, A. (1990): "L'Anàlisi Antropològica". En BOCH, A. i TARRÚS, J.: *La Cova sepulcral del Neolític Antic de l'Avellaner (Cogolls, Les Planes, La Garrotxa)*. Centre d'Investigacions Arqueològiques de Girona, Sèrie Monogràfica, 11. Girona: 33-57.
- MINZE, S.; REIMER, P.J.; BARD, E.; BECK, J.W.; BURR, G.S.; HUGHEN, K.A.; KROMER, B.; MCCORMAC, G.; VAN DER PLITZCHT, J. y SPURK, M. (1998): "Intcal98 radiocarbon age calibration, 24,000-0 cal BP". *Radiocarbon*, 40 (3): 1041-1083.
- MOINA, P. y SIMON, C. (1985-1986): "La nécropole Néolithique de Chamblandes (Pully, VD)". *Première Céramique. Premier Métal, du Néolithique à l'âge de bronze dans le domaine circum-alpin*. Musée Archéologique Lons-le-Saunier: 109-113.
- MORDANT, D. (1997): "Le complexe des Réaudins à Balloy: Encinte et nécropole monumentale". *La culture de Cerny. Actes du Colloque International de Nemours 1994*. Mémoire du Musée de Préhistoire d'Ile de France, 6: 449-479.
- OLIVIER, G. (1960): *Pratique Anthropologique*. Vigot. Paris.
- ORSCHIEDT, J. (1997): "Sépultures rubanées en habitat dans Basse-Wuttemberg". *Le Néolithique danubien et ses marges entre Rhin et Seine*. Actes du 22^{ème} colloque interrégional sur le Néolithique, Strasbourg 27-29 octobre 1995. Supplément aux cahiers de l'Association pour la Promotion de la Recherche Archéologique en Alsace: 57-63.
- PAINE, R.R. y HARPENDING, H. (1996): "Assessing the reliability of paleodemographic fertility estimators using simulated skeletal distributions". *Am. J. Phys. Anthropol.*, 101: 151-159.
- PAVÚK, J. (1972): "Neolithisches Gräberfeld in Nitra". *Slovenská Archeológia*, XX, 1.
- PRICE, T.D. y GEBAUER, A.B. (1992): "The final frontier: For-

- gers to farmers in southern Scandinavia". En AB. GEBAUER and TD. PRICE (eds.): *Transitions to Agriculture in Prehistory*. Monographs in World Archaeology, 4, Prehistory Press: 97-116.
- RIQUET, R. (1970): "Le dolmen du Pech n° 1 a Alvincac (Lot). Étude Anthropologique". *Gallia Préhistoire*, XII, 1: 137-149.
- ROGERS, J. (1990): "The human skeletal material". En SAVILLE, A.: *Hazleton North. The excavation of a Neolithic long cairn of the Cotswold-Seven Group*. English Heritage. Archaeological Report, 13: 182-198.
- ROKSANDIC, M.; JACKES, M. y MEIKLEJOHN, C. (2000): *The demography of the Djerdap Mesolithic/Neolithic transition. The Iron Gates in Prehistory: New Perspectives*. En C. BONSALL; V. BORONEANT and I. RADOVANOVIC (eds.). Archaeopress, Oxford.
- SCHEFFRAHN, W. (1967): "Paläodemographische Beobachtungen an den Neolithikern von Lenzburg, kt Aargau". *Germania*, 45: 34-42.
- SELLEN, D.W. (1999): "Relationships between fertility, mortality and subsistence: results of recent phylogenetic analyses". *Proceeding of the Dual Congress of the International Association of Human Biology* (in press).
- SELLEN, D.W. y MACE, R. (1997): "Fertility and mode of subsistence: a phylogenetic analysis". *Current Anthropology*, 38 (5): 878-889.
- SEMLIER, P. (1999): "Le matériel anthropologique". En BURNEZ, C. y FOUÉRÉ, P. (eds.): *Les enceintes Néolithiques de Diconche á Saintes (Charente-Maritime). Une périodisation de l'Artenac*. Mémoire XXV de la Société Préhistorique Française. Mémoire XV de l'Association des Publications Chauvinoises, vol. 1.
- SGARAMELLA-ZONTA, L. y CAVALLI-SFORZA, L.L. (1973): "A method for the detection of a demic cline. Genetic structure of populations". En MORTON, N.E. (ed.): *Population genetics monographs III*. University Press of Hawaii. Honolulu: 128-135.
- SILVA, A.M. (1996): "Paleobiology of the population inhumated in the hipogeu of Monte Canelas I (Alcalar), Portugal". *Proceedings of the XIII Congress of the International Union of Prehistoric and Protohistoric Sciences*, 3. Forli: 437-446.
- SILVA, A.M. (1997): "O hipogeu de Monte Canelas I. contribuição da Anthropologia de Campo e da Paleobiologia na interpretação dos gestos funerarios do IV-III milénios a.C." En DE BALBÍN, R. y BUENO, P. (ed.): *II Congreso de Arqueologia Peninsular*, II. Zamora: 241-248.
- SILVA, A.M. (1999): "A Necrópole Neolítica do Cabeço da Arruda (Torres Vedras, Portugal): os dados paleobiológicos". *II Congresso del Neolítico a la Península Ibérica*. Saguntum-PLAV, Extra 2: 355-360.
- SILVA, A.M. y CUNHA, E. (2001): "Paleopathological study of the community exhumed from the hipogeu of Monte Canelas I (Alcalar-Portugal)". *V Congreso Nacional de Paleopatología, Alcalá la Real (Jaén, España)*, 1999.
- SIMONIN, D.; BACH, S.; RICHARD, G. y VINTROU, J. (1997): "Les sépultures sous dalle de type Malesherbes et la nécropole d'Orville". En: *La Culture de Cerny, Nouvelle économie, nouvelle société au Néolithique*. Actes du Colloque International de Nemours 1994. Mémoires du Musée de Préhistoire d'Ile de France, 6: 341-379.
- SIMONOFF, J.S. (1996): *Smoothing methods in statistics*. Springer-Verlag, New York.
- SOKAL, R.R.; HARDING, R.M. y ODEN, N.L. (1989): "Spatial patterns of human gene frequencies in Europe". *Am. J. Phys. Anthropol.*, 80: 267-94.
- ULLRICH, H., 1972: *Das Aunjetitzer Graeberfeld von Grossbrembach Erster Teil*. Hermann Boehlaus Nachf, Weimar.
- NATIONS-UNIES, (1956): *Le concept de populations stables. Application à l'étude des populations des pays ne disposant pas de bonnes statistiques démographiques*. Publication des Nations Unies, 65, XIII, 3.
- VORUZ, JL. (1991): *Le Néolithique Suisse. Bilan documentaire*. Département d'Anthropologie et d'Écologie de l'Université de Genève, 16.
- WHITTLE, A. (1996): *Europe in the Neolithic*. Cambridge University Press. Cambridge.
- ZOFFMANN, KZS. (1968): "An anthropological study of the neolithic cemetery at Villanykovesd (Lengyel culture), Hungary". *Annales Musei de Iano Pannonio Nominati* (Pécs, 1971), 13: 25-37.
- ZOFFMANN, KZS. (1969-1970): "Anthropological analysis of the cemetery at Zengovarkony and the neolithic Lengyel culture in SW-Hungary". *Annales Musei de Iano Pannonio Nominati* (Pécs, 1974), 14-15: 53-73.
- ZOFFMANN, KZS. (1999): "Anthropological data of the transdanubian prehistoric populations in the Neolithic, the Copper, the Bronze and the Iron ages". *Savaria*, 24 (3): 33-49.

ANEXO 1

Lista de las manipulaciones realizadas sobre los datos primarios. Tabla 2 (referencias: ver Tabla 3)

Necrópolis	Redistribución
Bade Wutembe	Regla 2 a N=8, por tanto, 6 y 2 individuos respectivamente; Regla 3, esto es: 0.6 observados x2 individuos estimados =1.2 en la clase 4-4,99, y 0.4 observado x2 individuos estimados =0.8 en la clase 5-5.99.
Belleville	Distribución de Bocquet Masset (1977): 81.
Brochtorff c	Regla 1; Regla 4.
Bruchstedt	Regla 2 a N=2 por tanto 1.2 y 0.8 individuos respectivamente; Desconocidos (n=11), añadidos a los adultos (no a los inmaduros).
Cala Colombo	Regla 1.
Cauna de Bel	Decalage de 1 individuo hacia la derecha de la distribución para tener en cuenta el decalage hacia la derecha de los intervalos de clase de 1 año.
Columnata	114 después de la eliminación de los dos esqueletos neolíticos; redistribución de los 6 niños indeterminados en 0-4 y 5-14 a prorrato de la distribución observada en estas clases.
Dedeleben	Regla 2 (N=3), por tanto N(0-3)=2 y N(4-5)=2 individuos respectivamente; Regla 3 sobre este último número: 0.6x1 individuo estimado =0.6 en la clase 4-4,99, y 0.4 observado x1 individuo estimado =0.4 en la clase 5-5.99; Regla 4 sobre la clase 14-19; Regla 5 sobre la clase 15-19.
Derenburg	Regla 2 (N=12), esto es, N(0-3)=9 y N(4-5)=3 individuos respectivamente; Regla 3 sobre este último número, por tanto: 0.6 observado x3 individuos observados =1.8 en la clase 4-4,99, y 0.4 observado x3 individuos estimados =1.2 en la clase 5-5.99; Regla 4 sobre la clase 14-19; Regla 5 sobre la clase 15-19.
Grossbrembac	Regla 1 en la Tabla 1: 16.
Hazleton Nor	Regla 1 sobre la cámara norte y sur reunidas.
Heidelberg	Porcentaje transformado en cifra y grupo <7 años -2 individuos, transformados en 5-14.
Jungsteinzei	Tabla 6: 21. Redistribución de las clases, trasladadas de 1 año hacia la derecha (0-5=10, 6-10=9, 11-15=6, 16-20=5, 21+=64), en las clases demográficas (0-4= sin modificación 10, 5-14=9(6-10a)+6(11-15a)+1(15a)=16, 15-19=5(16-20 a)-1(15a)=4, 20+= sin modificación 64). La misma observación respecto de Nordhausen.
Lenzburg	Grupo 0-6 : -2 pasados a la clase 5-14 (13-2=11 en la clase 0-4) y (16+2=18) en la clase 5-14; Regla 4 para la clase 13-21.
Les Mournoua	Los autores indican que hay "20 niños, 40 adolescentes y adultos". Si se considera que los niños tienen una edad entre 0-14 años, los adolescentes y los adultos tienen una edad de 15+, se observa que se obtiene éste (20 niños, 40 adolescentes y adultos) distribuyendo los «indeterminados» (N = 27) a razón de 7 entre los 0-14 años y 20 en 15+. A continuación cada uno de estos dos números ha sido redistribuido en las clases 0-4, 5-14, 15-19 y 20+ a prorrata de los efectivos ya encontrados.
Maillets	Regla 1.
Malesherbes	Los individuos clasificados "14-18", "menos de 18", "menos de 20" han sido reclasificados "15-19"; los clasificados "18-20" han sido clasificados "20+".
Moragy B 1	A partir de los "Infantiles I" considerados como de 0-5 años (para Zoffmann, Infans I son 0-5.9) (N=18), redistribución según: Regla 2 (N=18), o sea, N(0-3)=13.5 y N(4-5)=4.5 individuos respectivamente; Regla 3 sobre este último número: 0.6 observado x4.5 individuos estima-

	dos =2.7 en la clase 4-4,99, y 0.4 observado x4.5 individuos estimados =1.8 en la clase 5-5.99 ; Regla 4 sobre la clase Juveniles (13-18.9); Regla 5 sobre la clase 15-19.
Niederbösa	Regla 2 (N=16), esto es, N(0-3)=12 y N(4-5)=4 individuos respectivamente; Regla 3 sobre este último número, o sea: 0.6 observado x4 individuos estimados =2.4 en la clase 4-4,99, y 0.4 observado x4 individuos estimados =1.6 en la clase 5-5.99; Regla 4 sobre la clase 14-19; Regla 5 sobre la clase 15-19.
Nitra	Regla 1.
Nordhausen	Tabla 6: 21. Redistribución de las clases, desplazadas de 1 año hacia la derecha (0-5=3, 6-10=5, 11-15=9, 6-20=7, 21+=26), en las clases demográficas (0-4= sin modificación, 5-14=5(6-10a)+9(11-15a)+2(5a)-1(15a)=15, 15-19=7(16-20a)+1(15 a)=8, 20+=50-26=24). La dificultad estriba aquí en la ausencia de datos individuales para modificar el decalage de 1 año en las clases 0-5, 6-10. Modificar los efectivos de la clase 0-5, haciéndolos pasar a la clase 6-10, en tanto que hay sin duda pb etnológicos y de conservación para los lactantes, puede ser arbitrario. Se ha preferido conservar la clase 0-5=0-4.
Octrois	Jeunesse C (2000): información personal (JPBA, ca 09/2000).
Paradis	Regla 1. En la distribución de los huesos por edad el peroné D representa el hueso de mayor efectivo. Representa: 7 adultos, 2 jóvenes; 6 y no 5 adultos. Entre los jóvenes (mandíbulas 5-14=1; aprox 18 años =1. Este último ha sido subdividido en 2, o sea, 0.5 clase 15-19 y 0.5 clase 20+
Pech 1	Sobre las sínfisis mandibulares: 14 infantiles y 28 denticiones permanentes. Riquet indica, para el efectivo de las sínfisis infantiles: "la moitié avant 6-7 ans et l'autre avant 12-13 ans" (o sea, 7 y 7). Sin muestra de referencia implícita, esta distribución ha sido tomada con: 0-4=7 et 5-14=7.
Pierre Folle	Grupo 2.5-6 años (N=4):2 en la clase 0-4 y 2 en el grupo 5-14; Regla 4 para los 12-18 años.
Réaudins	Niños estimados: "2-5 años" o "infantil", ha sido clasificado 0-4 años; "4-6 años" ha sido clasificado 5-9 años; "adolescente", ha sido clasificado 5-14 años.
Sammelserie	Regla 3 sobre Tabla 3: 22. "Desconocidos", considerados como "adultos" vs inmaduros.
Schönstedt	Regla 2 (N=19), esto es, N(0-3)=14.25 y N(4-5)=4.75 individuos respectivamente; Regla 3 sobre este último número, o sea: 0.6 observado x 4.75 individuos estimados =2.85 en la clase 4-4,99, y 0.4 observado x 4.75 individuos estimados =1.90 en la clase 5-5.99; Regla 4 sobre la clase 14-19; Regla 5 sobre la clase 15-19.
Taforalt	Regla 1.
Villaine	Las edades se han estimado probablemente por los dientes (ya que se han utilizado referencias que coinciden con los dientes de 6, 12 y 18). La clase 3-6 (es decir, 4 años) ha sido distribuida 2/3 en 0-4 (de hecho en 3-4, esto es 6) y 1/3 en 5-14 (de hecho en 5-6, o sea 3). Regla 4 sobre la clase 12-18; Regla 5 sobre la clase 15-19.
Wandersleben	1- La subdivisión en grupo 0-1, 1-2, 2-4, 4-6, 6-8,... ,hace confuso el límite de los grupos. Considerar como: 0-0.9, 1-1.9, 2-3.9, 4-5.9, 6-7.9,... 2- El grupo 0-3.9 es por lo tanto de: 10+6+16=32. El grupo 4-5.9(N=10) está redistribuido por la regla 3, es decir: 0.6 observaciones x 10 individuos estimados =6 en la clase 4-,99, y 0.4 observado x 10 individuos estimados =4 en la clase 5-5.99. 3- Regla 4 sobre el grupo 14-16=14-15.99 / 2=3.5 en 14-14.99 y 3.5 en 15+.