

# LA INCERTESA DE LES CRONOLOGIES ABSOLUTES EN ARQUEOLOGIA. PROBABILITAT I ESTADÍSTICA

Radiocarboni, calibratge, estadística, probabilitat, inferència, cronologia, estratigrafia.

Joan A. Barceló\*

*Las cronologías absolutas no son tan absolutas como su nombre indica. La presencia de incertidumbre, tanto en la medición original, como en el proceso químico-físico que generó la medida de este valor, así como su conversión en fecha de calendario astronómico significa que los métodos estadísticos constituyen un elemento fundamental para la interpretación de este tipo de informaciones cronológicas. Porque los datos son inciertos, los resultados tienen que ser considerados como probabilidades, antes que como una respuesta definitiva.*

Radiocarbono, calibración, estadística, probabilidad, cronología, estratigrafía

*Absolute chronologies are not as absolute as their name may indicate. The presence of uncertainty in the original measurement, as well as in the chemical-physical process that generated this measured value, and in their conversion to astronomical calendar imply that statistical methods constitute a fundamental element for the interpretation of this type of chronological information. Because data are uncertain, results have to be considered in terms of likelihoods and probabilities, and not as definite answers.*

Radiocarbon, Calibration, Statistics, Probability, Inference, Chronology, Stratigraphy

*Les chronologies absolues ne sont pas aussi absolues qu'elles le laissent penser. La présence d'incertitude, dans la mesure originale, dans le processus chimique et physique qu'à créée cette valeur mesurée, ainsi que dans sa conversion en date calendaire astronomique signifie que les méthodes statistiques constituent un élément fondamental de l'interprétation de ce type d'informations chronologiques. Parce que les données sont incertaines, les résultats doivent être considérés comme des probabilités, plutôt que comme une réponse définitive.*

Radiocarbone, calibration, statistique, probabilité, inférence, chronologie, stratigraphie

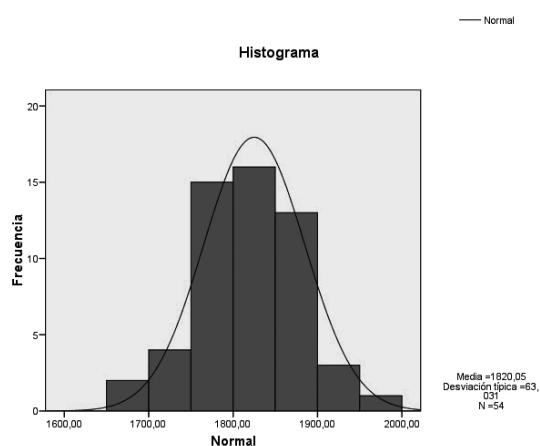
## LA INCERTESA DE UNA DATACIÓ ARQUEOLÒGICA

Estem tan acostumats a considerar el mètode de  $^{14}\text{C}$  com un procediment de "cronologia absoluta", que ens oblidem de les incerteses que comporta tant la seva mesura com la conversió d'una mesura quimicofísica en una referència de calendari.

La primera font d'incertesa de una datació radiocarbònica prové de la fiabilitat mateixa dels mesuraments

individuals de l'isòtop  $^{14}\text{C}$ , que sovint són difícils (Mestres aquest volum). Aquesta primera font d'incertesa en la mesura del temps arqueològic és relativament senzilla, i es pot visualitzar adequadament per mitjà d'una distribució normal, simètrica i centrada al voltant de la seva mitja (Orton 1980; Barceló 2007). Per tant, no seria un problema seriós si es poguessin seleccionar objectivament els valors aberrants, ja sigui estadísticament o per filtrat coherent de les dades.

\* Universitat Autònoma de Barcelona. <http://antalya.uab.cat/prehistoria/Barcelo>



**Figura 1.** Resultat típic d'una cronologia per radiocarboni ( $1825 \pm 60$  anye): un interval simètric al voltant de una tendència central.

En aquest exemple (Fig. 1), existeix una alta probabilitat (68%) que la cronologia estigui entre 1.829 i 1.811 (interval normalitzat al voltant de la mitja). La probabilitat que la cronologia correcta estigui fora d'aquest interval disminueix significativament a mesura que ens allunyem d'aquest interval central.

La segona font d'incertesa prové del fet que els anys  $^{14}\text{C}$  i els anys del calendari no tenen la mateixa durada. L'escala temporal quimicofísica (degradació isotòpica) i l'escala temporal astronòmica (moviment relatiu terra-sol) no estan graduades en les mateixes unitats, per tant, els "anys  $^{14}\text{C}$ " no necessàriament són els mateixos que els "anys de calendari" (van Strydonk *et al.* 1999; Mestres aquest volum). I això és degut al fet que la concentració de l'isòtop  $^{14}\text{C}$  no ha estat la mateixa al llarg de tots els anys de l'escala astronòmica, a causa de diversos factors atmosfèrics, geològics i astronòmics (Aitken 1990, Bowman 1990).

La solució a aquest problema rep el nom de calibratge (Damon 1987; Pearson 1987; van der Plicht/Mook 1987; Pazdur/Michzynska 1989; Litton/Leese 1991; Dehling/van der Plicht 1993; Talma/Vogel 1993; Gruet 1996; van der Plicht 2004; Buck *et al.* 2006). Per calibratge entenem un procediment estadístic que permet la predicció de una quantitat a partir de l'observació d'una altra utilitzant una relació de tipus proporció/resposta. És a dir, s'ha de trobar una funció o mecanisme lògic objectiu que posi en relació l'escala

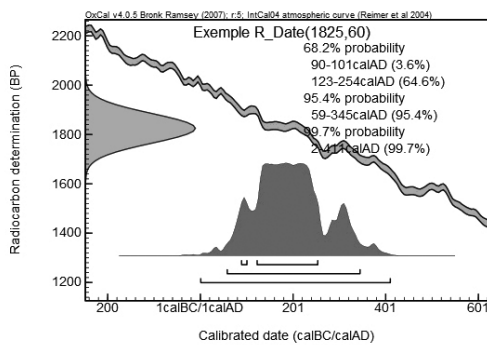
temporal del calendari (o històrica) amb l'escala temporal isotòpica (o quimicofísica). Això se sol realitzar comparant mesures de concentració de  $^{14}\text{C}$  amb mesures de cronologia del calendari obtingudes de manera independent. Usualment es recorre a mostres de fusta procedent de parts bé individualitzades d'anells de creixement d'arbres procedents de diferents llocs de l'hemisferi nord, i la cronologia del qual ha estat fixada dendrocronològicament. Quan la seqüència d'anells d'arbres és contínua i coneguda des del present fins al passat, es pot atorgar una cronologia de calendari a cadascuna de les mostres de fusta, i comparar-la amb la proporció de  $^{14}\text{C}$  a la mostra.

El problema es que aquesta relació entre la cronologia del calendari i la proporció de  $^{14}\text{C}$  és molt complexa, característicament no-lineal i no-monotònica<sup>1</sup>. Es representa per mitjà d'una corba extremadament irregular, definida, en primer lloc, per una tendència a llarg termini, amb una longitud d'ona d'uns 9.000 anys (Bowman 1990), i diferents cicles de variació de menor durada superposats, de 2.400 anys de durada (Dergachev/Zaitseva 1999). També apareixen "arrugues", o cicles de molta menor durada (unes poques dècades). La sinuositat de la corba reflecteix llavors la irregular història de les variacions de  $^{14}\text{C}$  a la atmosfera. Diferències de latitud, profunditat de les aigües oceàniques, règim de vents, etc. explicarien marges d'error suplementaris de 1‰ (8 anys  $^{14}\text{C}$ ) entre mostres procedents de diferents llocs de l'hemisferi nord, amb excepció del cercle polar àrtic.

Com a resultat, la conversió "mesura de  $^{14}\text{C}$  -> anys de calendari" no és absoluta ja que implica no només el propi caràcter aleatori del procés isotòpic, sinó els errors de mesura, de processament i la no-linealitat i no monotonicitat del procediment de calibratge<sup>2</sup>. Aquesta conversió és en realitat una aproximació estocàstica a la cronologia, es a dir, l'hem de veure com una conjectura de naturalesa probabilística.

Mentre que la certesa de la cronologia original  $^{14}\text{C}$  podia representar-se per mitjà d'una distribució normal simètrica i centrada entorn de la seva mitja, una mesura de  $^{14}\text{C}$  calibrada en anys de calendari és un rang –o rangs– de probabilitat, no simètric i sense cap tendència central estadísticament significativa (Fig. 2). En altres paraules, no podem afirmar que la probabilitat de situar la cronologia correcta fora d'un punt central disminueixi significativament a mesura que ens allunyem d'aquest punt. Per a complicar-lo tot encara més, el supòsit que tots els punts de l'interval de calibratge

1.- Al llarg dels anys, i a mesura que es disposaven de més parells de datacions dendrocronològiques/isotòpiques, aquesta funció matemàtica s'ha anat fent més precisa (Intcal86: Person/Stuiver 1986; Intcal93: Stuiver/Reimer 1993; Intcal98: Stuiver *et al.*, 1998; Intcal04: Reimer *et al.* 2004; Blackwell *et al.* 2006), però continua sent encara extraordinàriament irregular.



**Figura 2.** Resultat característic del calibratge de la mateixa datació presentada a la Fig. 1 (1825 ± 60 ane), utilitzant el programari OxCal 4. L'interval resultant no només no és simètric al voltant de la tendència centra, sinó que es característicament multimodal.

tenen la mateixa probabilitat tampoc és vàlid (van der Plicht/Mook 1987; van Strydonk *et al.* 1999; Gómez-Portugal *et al.* 2002; Guilderson *et al.* 2005). Per tant, arribem a la conclusió que el rang de dates després del calibratge no es pot definir de manera simple, ja que depèn de la pròpia irregularitat del fenomen químicofísic de referència. Això deixa a l'investigador o investigadora amb una escala temporal en la qual se succeeixen zones d'alta i baixa confiança. Per aquesta raó no podem utilitzar ni la mitjana ni la mitjana de part alguna de l'interval de valors calibrats com representants d'una possible tendència central que no existeix. No podem esperar que un valor únic ens proporcionï resultats satisfactoris. Alguns autors (cf., per exemple Ottaway 1973; Castro *et al.* 1996) han defensat la mitjana de l'interval del 68% de fiabilitat (1 desviació típica) com estimació més probable de la cronologia d'un fet, sense tenir en compte que aquesta estimació puntual serà amb gairebé total seguretat el valor menys probable de tot l'interval (Dehling/van der Plicht 1993; Buck *et al.* 1996; Bronk Ramsey 1998; Telford *et al.* 2004; Blaaw *et al.* 2007; Blockley *et al.* 2007). És a dir, dintre de l'interval de calibratge, dues dates són indistingibles i no hi ha raó alguna per a pensar que una és millor que una altra, pel fet d'estar en el centre de l'interval. Recordem que aquest interval no té una distribució de densitat de probabilitat simètrica, si no que és característicament multimodal. La publicació d'un calibratge

de calendari en termes d'un valor central proporciona una visió distorsionada de la pròpia incertesa de la cronologia i del procés mateix de calibratge.

L'estimació de l'edat radiocarbònica és un procés probabilístic que ha de minimitzar els efectes de datacions aparentment aberrants de fets puntuals, reconeixent-los com valors extrems d'una distribució de probabilitats, o bé exclouent les parts de menor probabilitat de l'interval resultant i concentrant-se allí on la probabilitat més gran es concentra (Bayliss *et al.* 2007). Hi ha un acord cada vegada major en la comunitat científica que les datacions calibrades solament poden expressar-se en termes d'interval de probabilitat no simètrics, que tinguin en compte tant la incertesa i l'error propis del mesurament de radiocarboni, com els efectes derivats de la fiabilitat de la corba de calibratge en un període determinat i la irregularitat, no-linealitat i no-monotonicitat de la corba de calibratge (Bronk Ramsey 1998).

## LA INCERTESA DE LA DURADA D'UN PERÍODE HISTÒRIC

Un "període històric" és un interval qualitatiu de temps en el qual van tenir lloc un nombre indeterminat d'accions socials que es suposa estaven relacionades. La seva anàlisi no es pot fer en blocs fixos i indissolubles, sinó tenint en consideració com es varen relacionar diferents accions al passat, i com apareixen associades en el present. D'aquesta manera, els esdeveniments històrics, és a dir, les accions socials antigues observables avui arqueològicament poden organitzar-se en categories. Atès que aquells esdeveniments que varen estar separats espacialment i/o que no varen interactuar temporalment han de ser considerats com fets arqueològics diferents, aquells que tinguin participants comuns, podran integrar-se en un conjunt que es allò que anomenarem context arqueològic. Dintre d'aquest, distingirem fases i seqüències, segons l'associació que existeixi entre els diferents elements. En aquest sentit, una fase significa un conjunt d'elements entre els quals no s'han definit relacions d'ordre temporal; una seqüència és un grup d'elements en un ordre temporal (o estratigràfic) determinat. Si bé dintre d'una mateixa fase no podem imposar cap ordre a les diferents datacions disponibles, les diferents fases poden ser ordenades temporalment, sempre que puguem determinar els graus de superposició entre elles (Nichols/Jones 2001).

2.- D'altra banda, és necessari tenir present, que els programes informàtics que interpolen aquesta funció de calibratge, ho fan de diferent manera; per aquest motiu programes com Calib (Stuiver/Reimer 1993), Bcal (Buck *et al.* 1999), OxCal (Bronk Ramsey 1995, 2001) i CalPal (Weninger *et al.* 2008a, 2008) produeixen resultats lleugerament diferents, encara que coincidents en la seva major part (Gómez-Portugal *et al.* 2002, Buck/Blackwell 2004, Buck *et al.* 2006).

## INCERTESA D'UN FET ARQUEOLÒGIC

Els fets constitueixen els elements constitutius de qual-sevol cronologia (Bronk Ramsey 1998; Doerr *et al.* 2004). De tots els fets arqueològics, aquells que ens permeten establir la cronologia de l'acció humana han estat denominats fets  $^{14}\text{C}$ , definits com "la separació de certa substància que conté carboni de la font de la qual aquest carboni es va obtenir" (Van Strydonk *et al.* 1999: 434). En realitat, el fet  $^{14}\text{C}$ , es refereix tan sols al moment final d'aquest procés: la "mort" d'un espècimen biològic que intercanviava carboni quan estava viu. Es tracta d'un procés no-instantani, si bé la seva durada resulta indeterminada. Per tant, no podem definir l'existència dels elements mínims d'aquest tipus de fet, ni tampoc descompondre'l en sub-fets.

Un fet arqueològic està format per diferents fets  $^{14}\text{C}$  sense que existeixi, en aparença, cap ordre establert entre ells. En aquest sentit, els fets deposicionals s'han de descriure en realitat com "una confluència estadística de fets puntuals" (Mameli/Barceló/Estévez 2001).

El procediment més usual consisteix a calcular el terme mitjà de les datacions dels successos puntuals  $^{14}\text{C}$  que configuren el fet arqueològic. Aquest supòsit només és vàlid en el cas que les mostres datades siguin homogènies: per exemple, datacions de diferents mostres d'un mateix fragment de fusta. En aquest cas, i només en aquest cas, l'error propi de la cronologia del fet arqueològic segueix una distribució normal simètrica, pel que la mitja ponderada de les datacions de diferents mostres d'un mateix fet puntual pot prendre's com una estimació de la tendència central del fet arqueològic. Llavors, i suposant que les datacions de les diferents mostres "concordin", podrien combinar-se més d'una datació per a formar-ne una de més precisa, ja que la seva combinació proporcionaria una millor estimació de l'error associat amb cadascuna de les datacions i amb el procés de calibratge. Quantes més datacions del mateix fet, major serà la precisió en la datació del mateix (Long/Rippetau 1974).

D'altra banda, per poder corregir la distorsió provocada per la incertesa pròpia de la datació i la del seu calibratge, en lloc de calcular una datació mitja, podem "sumar" les diferents datacions d'un mateix fet (Sharon 2001; Mychzynsky 2004; Telford *et al.* 2004). Ara bé, no tota l'extensió d'aquest interval té la mateixa probabilitat. Per tant, en lloc d'una suma aritmètica, procedirem a construir una nova funció de densitat de probabilitat que sigui el resultat de la superposició de les respectives densitats de probabilitat de les datacions individuals (Gascó 1985, 1987; Aitchinson *et al.* 1991; Évin/Fortin/Oberlin 1995; Mychzynsky 2004; Michzynska/Pazdur 2004; Bayliss *et al.* 2007).

## INCERTESA D'UN CONTEXT ARQUEOLÒGIC

Què succeeix quan en lloc de datar un fet arqueològic datem un "context arqueològic", és a dir, una fase o una seqüència de fets arqueològics? Per definició, tot context arqueològic està constituït per mostres de procedències diverses. Cada mostra mesurada té la possibilitat de constituir per si sola un fet arqueològic individual. En termes matemàtics, es diu que aquestes mostres no són necessàriament intercanviables. En aquest cas, i encara que els diversos fets deposicionals s'hagin produït al mateix temps, no podem assumir que l'error de les datacions combinades sigui simètric al voltant d'un punt central.

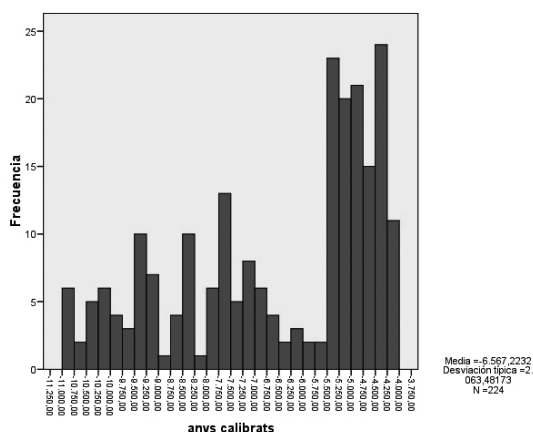
El problema és que en general sol ser impossible determinar amb exactitud quantes accions humanes puntuals o fenòmens biogeològics han conformat un context arqueològic o unitat estratigràfica particular. El que observem en el moment de l'excavació és un palimpsest arqueològic que reflecteix un nombre imprecís d'accions socials i/o processos biogeològics de durada desconeguda, continguts en una matriu sedimentària, la formació de la qual té també una durada indeterminada, i diferent a la durada del context (Estévez/Vila 2000; Mameli/Barceló/Estévez 2001). En aquest cas no es pot assumir simplement que la tendència central (mitja o mitjana) de la suma de datacions disponibles mesuri el fet, ja que no podem assegurar que la formació del context arqueològic sigui resultat d'un únic fet (deposicional i/o postdeposicional). Per tant, no tots els fets arqueològics associables espacial i estratigràficament a un context arqueològic donat es van produir al mateix moment.

Això no vol dir que no es puguin combinar datacions de diverses mostres per a datar un context arqueològic. Ara bé, és habitual en estadística afirmar que no es poden sumar les probabilitats obtingudes en càlculs diferents. Seria llavors impossible integrar les cronologies de mostres arqueològiques de materials diferents. No obstant això, alguns autors admeten que si la distribució de probabilitats de diferents mesures no es repeteix aleatòriament, i si podem considerar que totes les evidències materials procedeixen d'un mateix conjunt deposicional, no seria inadmissible tractar el conjunt d'aquests resultats de manera comuna (Gascó 1986). Això sembla que és així al cas paleontològic (Michzynska/Pazdur 2004; Michzynsky/Michzynska 2006; Telford *et al.* 2004; Heegaard *et al.* 2005; Blockley *et al.* 2007), però sembla que no és cert en la majoria dels casos arqueològics, donades les peculiaritats del respectiu procés de formació dels jaciments (Solow 1997; Sharon 2001; Mameli/Barceló/Estévez 2001). El supòsit d'uniformitat en la realització d'accions socials evidenciades al llarg d'un període històric és molt més dubtós. No sempre podem suposar que les evidències materials de la activitat social

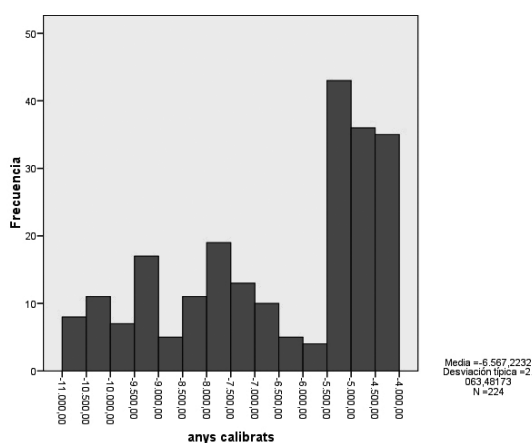
s'hagin produït, usat, consumit i dipositat al registre arqueològic en una proporció uniforme al llarg d'un període de temps donat (Naylor/Smith 1988; Bronk Ramsey 1998; Sharon 2001; Bronk Ramsey 2001, 2008; Dolukhanov *et al.* 2005; Estévez 2005). Per tant, si només la hipòtesi de la simultaneïtat dels fets deposicionals constitutius d'un mateix context arqueològic es pot demostrar, podrem estimar la durada del context arqueològic en termes d'una combinació ponderada de datacions de esdeveniments puntuals diferents però contemporanis.

### INCERTESA D'UN PERÍODE HISTÒRIC-ARQUEOLÒGIC

Si l'estimació de la durada d'un context arqueològic (fase o seqüència) en termes de la durada dels fets arqueològics que ho defineixen és característicament incerta, també ho és la estimació de la durada d'un període històric en termes de la persistència de les seqüències de fets arqueològics que ho defineixen. Tradicionalment aquesta estimació sol realitzar-se en termes de l'agregació simple de les datacions <sup>14</sup>C disponibles. És important tenir en compte, no obstant això, que no es tracta d'un mer histograma de datacions mitges. Hem d'incloure els extrems inferiors i superiors de cadascun dels intervals que defineixen cadascun dels fets i/o contextos arqueològics que es considera formen part del període. D'altra banda, els intervals de l'histograma han de coincidir amb l'error propi de les datacions: no podrem establir intervals de 100 anys, si la desviació típica de les datacions és igual o superior a aquesta xifra. A la figura 3 es representa l'histograma dels extrems inferior i superior dels inter-



**Figura 3.** Histograma dels intervals de calibratge del 95% acumulats per a totes les datacions disponibles amb desviació típica inferior a 200 anys per al període 11.000 cal ANE fins a 4.000 cal ANE. Intervals d'igual durada equivalents a 250 anys.



**Figura 4.** Histograma dels intervals de calibratge del 95% acumulats per a totes les datacions disponibles amb desviació típica inferior a 200 anys per al període 11.000 cal ANE fins a 4.000 cal ANE. Intervals d'igual durada equivalents a 500 anys.

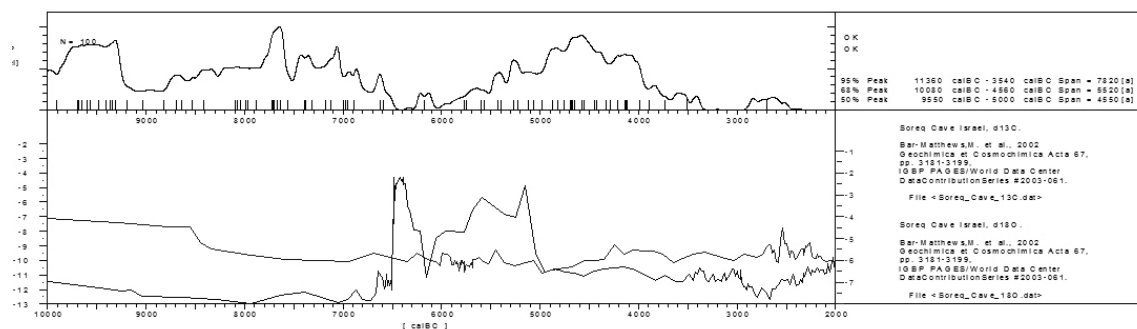
vals de confiança del 95% de les mostres calibrades datades per al període 11.000 cal ANE fins a 4.000 cal ANE, amb desviacions típiques inferiors a 200 anys. Un primer histograma l'hem fixat en intervals d'igual durada equivalents a 250 anys (Fig. 3).

Si fixem l'histograma en intervals d'igual durada equivalents a 500 anys, llavors obtindrem el diagrama de la figura 4.

D'altra banda, l'estimació de la durada d'un període històric o fase implica necessàriament una combinació d'incerteses. L'error propi de la datació de cadascun dels fets arqueològics que configuren el període no segueix una distribució normal simètrica, pel que es fa necessari ponderar aquesta combinació de datacions puntuals tenint en compte la diferent probabilitat dels diferents sectors de l'interval. Atès que partim del supòsit que es coneixen les distribucions de probabilitat de la datació de cada fet puntual, i de cada context arqueològic, haurem de determinar la probabilitat de la suma de totes les probabilitats agrupades en nivells inferiors, amb la finalitat de trobar la solució més probable. La figura 5 mostra el gràfic de la suma de funcions de densitat de probabilitat de les 113 datacions abans seleccionades (període 11.000 cal ANE fins a 4000 cal ANE).

Com mètode per a determinar la durada d'una fase arqueològica o d'un període històric, és obvi que aquesta tècnica resulta equivocada i ens condueix erròniament a creure que els esdeveniments arqueològics van tenir una durada més llarga del que varen tenir a la realitat. Mychzynsky i Mychzynska (2006) han demostrat que en moltes ocasions un punt màxim a





**Figura 5.** Suma de funcions de densitat de probabilitat de les 113 datacions seleccionades per al període 11.000 cal ANE fins a 4.000 cal ANE. S'ha utilitzat el programa CalPal07, que permet la comparació de la distribució de datacions arqueològiques amb distribucions paleoecològiques datades en la mateixa escala. Vegeu la interpretació a Barceló, en aquest mateix volum.

l'histograma acumulat correspon amb un punt màxim en la corba de calibratge per a aquest interval de temps, i no a una crisi o canvi històric. En altres paraules, la raó per a la discontinuïtat en la distribució de probabilitat no seria tant una discontinuïtat en la freqüència dels fets deposicionals, com resultat d'una amplifcació de la corba de calibratge, provocada per la metodologia de mostreig.

En la mesura que ens limitem a interpretar aquests gràfics en termes de "quelsom va succeir en un període de temps (de durada indeterminada) a algun moment entre aquesta datació i aquesta altra datació", no ens equivocarem excessivament. Martín i Mestres (1996; Mestres/Martín 2002) suggereixen l'ús del concepte de "períodes de vigència", definits estadísticament com el període de temps que compleix la condició que hi hagi una probabilitat no nul·la i calculable que qualsevol interval de temps inclòs en el seu interior contingui al menys una dels veritables dates radiocarbòniques o solars que integrin el repertori de dates radiocarbòniques. Per al càlcul d'aquest període de vigència, cal tenir en compte que un conjunt de  $n$  dates radiocarbòniques és en realitat un conjunt de distribucions de probabilitat. El període de vigència equival a una distribució de probabilitat expressada en l'escala cronològica. D'altra banda, Ottaway (1973a, 1986) va proposar utilitzar les diferències en la freqüència de datacions disponibles per a diferents intervals de temps per a descobrir cesures o interrupcions en determinada sèrie a priori contínua. Així, l'absència de datacions en determinat interval indicaria una discontinuïtat en una trajectòria històrica, i per tant l'inici o el final d'un període. La presència de punts màxims de freqüència al gràfic de la funció de distribució (i no del simple histograma de datacions) es pot interpretar en termes d'una major freqüència de l'activitat humana, mentre que els punts

mínims implicarien circumstàncies a les quals l'activitat humana fos menor. Diversos autors han utilitzat un enfocament similar (Pazdur/Michzylska 1989; Castro *et al.* 1996, Estévez 2005; Martín/Mestres 1996; Mestres/Martín 2002; Micó 2006; entre molts altres). Així, als histogrames anteriors, però amb més claredat a la figura 5, s'observen dues possibles discontinuïtats entre el 9.000-8.500 cal ANE, i una altra entre el 6.500 i el 5.500 cal ANE. Al gràfic de la funció de densitat de probabilitat acumulada per a totes les datacions seleccionades del període s'ha afegit la distribució de freqüències normalitzades d'altres isòtops amb interpretació paleoecològica. En concret s'han utilitzat les distribucions de  $\delta^{13}\text{C}$  i  $\delta^{18}\text{O}$  del jaciment de Soreq Cave (Israel), que proporciona una representació bastant fiable de les condicions ambientals i variacions climàtiques en el mediterrani en aquesta època (Bar-Matthews *et al.* 1999, 2003). Les discontinuïtats de la sèrie de datacions de fets arqueològics sembla coincidir amb alguna de les discontinuïtats en l'evolució climàtica.

## LA MESURA DEL TEMPS ARQUEOLÒGIC COM A COMPROVACIÓ D'HIPÒTESIS

Hem vist que "datar" una evidència arqueològica significa determinar la cronologia d'un esdeveniment històric durant el qual aquesta evidència va ser produïda o estava present. L'objectiu de l'anàlisi cronològica és llavors la determinació de la probabilitat amb que un fet comença o acaba en determinat moment (Doerr *et al.* 2004). Per aquest motiu el procediment de l'estimació de la durada d'un interval temporal impliqui en realitat la contrastació d'una hipòtesi de naturalesa estadística, abans que una inferència directa. L'estimació de la

durada no hagués d'entendre's com una mesura de resum de les datacions disponibles d'un mateix fet arqueològic, sinó com una prova de la versemblança de la hipòtesi que busca determinar si les mostres són contemporànies (Steel 2001; Bayliss/Bronk Ramsey 2004; Bayliss *et al.* 2007). Per a esbrinar si mostres diferents proporcionen la mateixa informació cronològica amb la mateixa precisió, hem de plantejar i resoldre una hipòtesi estadística (Orton 1980; Barceló 2007).

Long i Rippetau (1974) van argumentar en el seu moment la possibilitat d'avaluar estadísticament si una sèrie de datacions aparentment pròximes representaven en realitat un mateix instant de temps (un fet), o bé una seqüència d'instantis (període). La manera més simple de realitzar aquesta avaluació estadística consisteix a comparar l'extensió de l'interval calibrat de cada datació individual amb l'extensió de l'interval calibrat de la datació promig, o bé, amb un valor teòric de referència (datació suposada d'un altre fet).

Ward i Wilson (1978) van proposar un test específic per a resoldre aquesta qüestió. La mitja estimada de totes les datacions dels diferents fets puntuals que configuren un mateix fet arqueològic es compara amb cadascuna de les datacions puntuals i es pondera amb una estimació de l'error total conjunt (desviació típica combinada de totes les mostres). La suma d'aquestes diferències segueix una distribució de  $\chi^2$  (Buck/Litton/Scott 1994; Russell 2004; Dolukhanov *et al.* 2005; Walanuss 2006). Aquesta prova està implementada al programa Calib5<sup>3</sup> (Stuiver/Reimer 1993) i al OxCal4<sup>4</sup> (Bronk Ramsey 1995, 2001). S'interpreta de la manera usual (Barceló 2007): la prova ens proporciona la probabilitat d'error d'una hipòtesi nul·la, que en aquest cas afirma la no existència de diferències significatives entre les datacions combinades dels fets puntuals que versemblantment constitueixen un mateix fet arqueològic. Aquesta manera de comprovar la contemporaneïtat o no dels fets puntuals dintre d'un context arqueològic o dels contextos arqueològics d'un període històric permet definir la durada de l'interval temporal distingint cesures o discontinuïtats estadístiques. És a dir, plantejarem una nova hipòtesi estadística que distingeixi l'extrem final d'un interval temporal i l'extrem inicial del següent en termes de la no contemporaneïtat estadística entre ambdós. Determinarem els moments d'inici i final de cada període en termes de les discontinuïtats estadístiques que delimiten parts concretes d'una trajectòria històrica. Ja varem veure anteriorment com utilitzar les diferències en la freqüència de datacions disponibles per a diferents intervals de temps per a des-

cobrir cesures o interrupcions en determinada sèrie a priori contínua. Així, l'absència de datacions en determinat interval indicaria una possible discontinuïtat en una trajectòria històrica, i per tant l'inici o el final d'un període. El problema és que aquests dos successos (inici, fi) no poden definir-se exclusivament a partir de la freqüència de datacions disponibles sinó que requereixen la resolució d'hipòtesis arqueològiques que poden ser diferents en cada cas (Naylor/Smith 1988; Solow 1997; Bronk Ramsey 1998; Sharon 2001; Steel 2001; Bayliss/Bronk Ramsey 2004; Walanuss 2006).

Wilson i Ward (1981) van proposar una prova estadística en aquest sentit. El mètode es basa en una ordenació de les datacions disponibles de la més antiga a la més recent i la comprovació individual de la prova de la contemporaneïtat (Ward/Wilson 1978) per a tots els parells consecutius de datacions. No obstant això, aquests tests estadístics es queden molt curts a l'hora d'estimar l'incertesa resultant de la combinació de datacions radiocarbòniques, doncs només té present la incidència de la corba de calibratge i l'error sistemàtic de cada datació, i no la diversitat de processos de formació del conjunt arqueològic. Aquest advertiment és important perquè en massa ocasions es calcula una datació combinada per a mesurar la datació de fets arqueològics, sense tenir present la diversitat dels seus processos de formació (vegi's la discussió a Blaaw *et al.* 2007).

De quina manera les relacions d'ordre observades estratigràficament imposen límits concrets a la combinació de datacions? A partir de que els fets puntuals arqueològicament observats estiguin ordenats temporalment d'una manera determinada, deduirem les probabilitats que el període  $x$  tingui una durada concreta. Informació d'aquest tipus es pot fer explícita per mitjà d'una distribució de probabilitat, anomenada prèvia (en anglès "prior"), que ponderaria les datacions calibrades cap a uns valors que estiguin en línia amb les nostres esperances prèvies. Un model estadístic de la mesura subjacent i del procés de calibratge ens permetrà determinar per a cada mostra analitzada quan probable és que una datació proporcioni l'autèntica datació  $^{14}\text{C}$  observada a la mesura que hem fet. Aquesta nova distribució rep el nom de versemblança (en anglès "likelihood"). Un valor calibrat que sigui un resultat probable de la datació de  $z$  tindrà més versemblança que si és poc probable. La distribució "prèvia" i la "de versemblança" determinen una nova funció de probabilitat, anomenada posterior. Aquells conjunts de datacions que coincideixen amb les dades, i al mateix temps són

3.- <http://calib.qub.ac.uk/calib/>

4.- <http://c14.arch.ox.ac.uk/oxcal.html>

plausibles donada la informació prèvia, tenen una gran probabilitat posterior. És precisament aquesta distribució posterior el que busca aquesta anàlisi.

Podem pensar en aquesta informació en termes del coneixement a priori característic d'un model d'inferència bayesiana (Buck 2004; Buck *et al.* 1996; Christen 1994; Steier/Rom 2000; Steel 2001; Nicholls/Jones 2001; Bayliss *et al.* 2007). La inferència bayesiana és un tipus d'inferència estadística a la qual les evidències o observacions s'empren per a actualitzar o inferir la probabilitat que una hipòtesi pugui ser certa. Matemàticament es tracta d'obtenir la probabilitat de les hipòtesis, condicionada a les evidències que es coneixen.

Als programes que permeten realitzar aquestes estimacions bayesianes (OxCal, Bcal<sup>5</sup>), s'han de detallar tant la mesura radiomètrica (anys abans del present i la desviació típica del seu error sistemàtic), com l'ordenació relativa de les mostres. Si aquestes mostres "van morir" contemporàniament a la formació del context arqueològic al qual han estat trobades, aquestes relacions es poden resumir per mitjà de la matriu de Harris del jaciment, o representació alternativa de la seqüència estratigràfica. Necessitem, no obstant això, un segon tipus de coneixement previ que també ha de ser incorporat al model. Es tracta d'un supòsit previ sobre la distribució matemàtica dels fets arqueològics a la fase d'activitat que ha estat mostrejada per a la datació radiomètrica. És necessari implementar aquesta distribució per a contrarestar la dispersió estadística de les mesures radiomètriques. La dispersió ocorre perquè les dates radiocarbòniques no són tan absolutes com semblen, sinó tenen una mesura associada del seu error, pel que dintre de cada grup de cronologies relacionades amb un fet arqueològic, una proporció de les distribucions de probabilitat de la data calibrada estaràn fora –anteriors o posteriors– que el rang actual de la data de calendari astronòmic d'aquest esdeveniment. Si aquesta dispersió no es pren en consideració, llavors semblarà com si l'activitat comencés abans, acabés més tard i continués per més llarg temps del que va ser realment el cas (Bronk Ramsey 1998; Steier/Rom 2000; Bayliss *et al.* 2007). El problema és que usualment s'assumeix que aquesta dispersió és uniforme (Buck *et al.* 1996), però la veritat és que la distribució de elements datats en un context arqueològic és extraordinàriament variable, segons els casos o els processos concrets de formació i post-deposició en aquest lloc en particular (Estévez/Vila 2000; Sharon 2001; Mameli/Barceló/Estévez 2001; Barceló/Maximiano 2008; Barceló *et al.* 2006). Steier i Rom (2000) han

demostrat matemàticament que la errònia selecció d'aquesta distribució estadística de les mostres pugui arribar a produir resultats espuris. Aquests resultats erronis són més habituals en sèries llargues de mostres, però també poden arribar aparèixer en conjunts amb només dues mostres datades.

Una vegada que el model ha estat explícitament definit, el programa informàtic calcularà les distribucions de probabilitat dels resultats radiomètrics individuals, i intentarà reconciliar aquestes distribucions amb la informació prèvia mostrejant repetidament cada distribució per a construir el conjunt de solucions que sigui consistent amb aquest model particular. Això sol fer-se per mitjà d'una tècnica matemàtica de mostreig aleatori (Buck *et al.* 1996) que genera un conjunt representatiu de possibles combinacions de dates. Aquest procediment produeix una estimació posterior de la cronologia calibrada de cadascuna de les mostres, que ocuparà tan sols una petita part de la distribució de probabilitat posterior.

En definitiva, l'ús d'un enfocament estadístic bayesià per a la interpretació de cronologies arqueològiques es basa a la premissa que, encara que les datacions calibrades de mesuraments radiocarbonis estimen apropiadament els anys de calendari d'aquestes mostres, el que realment importa és la cronologia dels fets arqueològics als quals aquestes mostres estan associades. Les tècniques bayesianes poden proporcionar estimacions quantitatives de la cronologia de fets arqueològics (les probabilitats posteriors), combinant els mesuraments radiomètrics amb evidències cronològiques relatives, com són les relacions estratigràfiques entre els contextos que contenen les mostres datades (probabilitats prèvies).

El resultat ha d'entendre's llavors com a estimació interpretativa (grau de "creença" o "confiança") que va canviant a mesura que adquirim més dades, o bé aquests són considerats des de perspectives distintes. D'aquesta manera, la progressiva resolució d'hipòtesis estadístiques més o menys específiques ve a millorar el nostre coneixement previ de la datació calculant la distribució de valors legítimament possibles.

## CONCLUSIONS

Les cronologies absolutes no són tan absolutes com el seu nom indica. La presència d'incertesa, tant en el mesurament original, com en el procés químicofísic que va generar aquest valor mesurat, com la seva conversió en data de calendari astronòmic significa



que els mètodes estadístics constitueixen un element fonamental per a la interpretació d'aquest tipus de informacions cronològiques. Perquè les dades són incertes, els resultats han de ser considerats com probabilitats, abans que com una resposta definitiva. Reduir la noció de temps arqueològic a un simple conjunt de dates distorsiona aspectes molt importants de la investigació al congelar el flux del temps en unitats o entitats tancades dintre de les quals res canvia, res flux i s'imposa una visió del canvi social i de l'evolució històrica en termes de graons d'estabilitat separats per períodes curts de canvi. Aquest article s'ha proposat un enfocament probabilístic integral, semblant al desenvolupat, entre altres, per Bronk Ramsey (1998). Encara que s'utilitzen termes relativament usuals, tals com cronologia, fase, successió, període, etc., es defuig d'una conceptualització de la cronologia del fet arqueològic com una entitat absoluta, sinó que la construcció de cronologies és considerada com un procés d'inferència que integra informacions de tipus molt divers per a arribar a la millor conclusió possible davant les dades disponibles. Com més dades i de millor qualitat, quanta major diversitat i precisió en la informació, més fiable serà la datació del succés arqueològic, i menor la incertesa de la interpretació.

## BIBLIOGRAFIA

- AITCHISON, T., OTTAWAY, B., AL-RUZAIZA, A. 1991, Summarizing a group of  $^{14}\text{C}$  dates on the historical time scale: with a worked example from the Late Neolithic of Bavaria, *Antiquity* 65 (1), 08-16.
- AITKEN, M. 1990, *Science-based Dating in Archaeology*, Londres, Longman Archaeological Series.
- BARCELÓ, J.A. 2007, *Arqueologia y Estadística. Vol. I. Introducción al estudio de la variabilidad de las evidencias arqueológicas*, Bellaterra, Servei de Publicacions de la UAB (Materials, 187). <http://antalya.uab.es/prehistoria/Barcelo/manualestadistica.html>
- BARCELO, J.A., MAXIMIANO, A. 2007, Some Notes Regarding Distributional Analysis of Spatial Frequencies, Paper presented at the *Computer Applications in Archaeology Conference (CAA-2007)*, Berlín, <http://antalya.uab.es/prehistoria/Barcelo/publication/berlin07.pdf>
- BARCELO, J.A., MAXIMIANO, A., VICENTE, O. 2006, La Multidimensionalidad del Espacio Arqueológico: Teoría, Matemáticas y Visualización. A, in Grau Mira, I. (ed) *La Aplicación de los SIG en la Arqueología del paisaje*, Publicaciones de la Universidad de Alicante, *Sèrie Arqueologia*, 29-40. <http://antalya.uab.es/prehistoria/Barcelo/publication/Alicante2004.pdf>
- BAR-MATTHEWS, M., AYALON, A., KAUFMAN, A., WASSERBURG, G.J. 1999, The Eastern Mediterranean Paleoclimate as a Reflection of Regional Events: Soreq Cave, Israel, *Earth and Planetary Science Letters* 166, 1-2, 85.
- BAR-MATTHEWS, M., AYALON, A., GILMOUR, M. *et al.* 2003, Sea-land Oxygen Isotopic Relationships from Planktonic Foraminifera and Speleothems in the Eastern Mediterranean Region and their Implication for Paleorainfall during Interglacial Intervals, *Geochimica et Cosmochimica Acta* 67, 17, 3181-3199.
- BAYLISS, A., BRONK RAMSEY, C. 2004, Pragmatic Bayesians: A Decade of Integrating Radiocarbon dates into Chronological models, in Buck, C.E., Millard, A.R. (eds.) *Tools for Constructing Chronologies* (Lecture Notes in Statistics 177), 25-41.
- BAYLISS, A., BRONK RAMSEY, C., VAN DER PLICHT, J., WHITTLE, A. 2007, Bradshaw and Bayes: Towards a Timetable for the Neolithic, *Cambridge Archaeological Journal* 17, 1 (suppl.), 1-28.
- BLAAUW, M., CHRISTEN, J.A., MAUQUOY, D., VAN DER PLICHT, J., BENNETT, J.D. 2007, Testing the timing of radiocarbon-dated events between proxy archives, *The Holocene* 17, 2, 283-288
- BLACKWELL, P.G., BUCK, C.E., REIMER, P.J. 2006, Important features of the new radiocarbon calibration curves, *Quaternary Science Reviews* 25, 408-413.
- BLOCKLEY, S.P.E., BLAAUW, M., BRONK RAMSEY, C., VAN DER PLICHT, J., 2007, Building and testing age models for radiocarbon dates in Late Glacial and Early Holocene sediments, *Quaternary Science Reviews* 26, 915-1926.
- BOWMAN, S. 1990, *Radiocarbon dating*, University of California Press/British Museum.
- BRONK RAMSEY, C. 1995, Radiocarbon Calibration and Analysis of Stratigraphy: The OxCal Program, *Radiocarbon* 37 (2), 425-430
- BRONK RAMSEY, C. 1998, Probability and dating, *Radiocarbon* 40 (1), 461-474.
- BRONK RAMSEY, C. 2001, Development of The Radiocarbon Calibration Program, *Radiocarbon* 43 (2A), 355-363
- BRONK RAMSEY, C. 2008, Deposition models for chronological records, *Quaternary Science Reviews* 27 (1-2), 42-60.
- BRONK RAMSEY, C., BUCK, C.E., MANNING, S.W. *et al.* 2006, Developments in radiocarbon calibration for archaeology, *Antiquity* 80, 783-798.
- BUCK, C.E. 2004, Bayesian Chronological data Interpretation: Where Now?, in Buck, C.E., Millard, A.R. (eds.) *Tools for Constructing Chronologies*, Berlin, Springer Verlag (Lecture Notes in Statistics 177), 1-24.
- BUCK, C.E., CHRISTEN, J.A., KENWORTHY, J.B., LITTON, C.D. 1994, Estimating the duration of archaeological activity using  $^{14}\text{C}$  determinations, *Oxford Journal of Archaeology* 133, 229-40.

- BUCK, C. E., LITTON, C. D., SCOTT, E. M. 1994, Making the most of radiocarbon dating: some statistical considerations, *Antiquity* 68, 252-63.
- BUCK, C.E., CAVANAGH, W.G., LITTON, C.D. 1996, *Bayesian approach to Interpreting Archaeological Data*, Londres, John Wiley.
- BUCK C.E., CHRISTEN J.A. JAMES G.N. 1999, BCal: an on- line Bayesian radiocarbon calibration tool, *Internet Archaeology* 7. <http://intarch.ac.uk/journal/issue7/buck/>
- BUCK, C.E. GOMEZ-AGUILAR, D., LITTON, C.D., O'HAGAN, A. 2006, Bayesian nonparametric estimation of the radiocarbon calibration curve, *Bayesian Analysis* 1 (2), 265-288.
- BUCK, C.E., BLACKWELL, P.G. 2004, Formal Statistical Models For Estimating Radiocarbon Calibration Curves, *Radiocarbon* 46 (3), 1093-1102.
- CASTRO, P.V., LULL, V., MICO, R. 1996, *Cronologia de la Prehistòria Reciente de la Península Ibèrica y Baleares (c. 2800-900 cal. ANE)*, Oxford, BAR International series 652.
- CHRISTEN, J.A. 1994, Summarizing a Set of Radiocarbon Determinations: A Robust Approach, *Applied Statistics* 43 (3), 489-503.
- DAMON, P.E. 1987, The history of calibration of radiocarbon dates by dendrochronology, in Aurenche, O., Evin, J., Hous, F. (eds.) *Chronologies in the Near East*, Oxford, BAR International Series, 61-104.
- DEHLING, H., VAN DER PLICHT, J., 1993, Statistical Problems In Calibrating Radiocarbon Dates, *Radiocarbon* 35 (1), 239-244.
- DERGACHEV, V., ZAITSEVA, G. 1999, Archaeology and geophysical evidence of a 2400 year cycle in natural processes during the Holocene, in Evin, J., Oberlin, C., Daugas, J.P., Salles, J.F (eds.) *C14 and Archaeology. 3rd International Symposium, Lyon 6-10 april 1998*, Lyon, Société Préhistorique Française, 93-98.
- DOERR, M., PLEXOUSAKIS, D., KOPAKA, K., BEKIARI, C. 2004, Supporting Chronological Reasoning in Archaeology, *Computer Applications and Quantitative Methods in Archaeology Conference, CAA 2004*, Heraklion., Ministry of Culture.
- DOLUKHANOV, P., SHURUKOV, A., GRONENBORN, D. et al. 2005, The chronology of Neolithic dispersal in Central and Eastern Europe, *Journal of Archaeological Science* 32, 1441-1458.
- ESTÉVEZ, J. 2005, *Catàstrofes en la Prehistòria*, Barcelona, Edicions Bellaterra.
- ESTEVEZ, J. VILA, A. 2000, Estratigrafias en contexto, *Krei* 5, 29-61.
- ÉVIN, J., FORTIN, P., OBERLIN, C. 2005, Calibration et modes de représentation des datations radiocarbones concernant le Néolithique de l'est et du sud-est de la France, in Voruz, J. L. (ed.) *Chronologies néolithiques: de 6000 a 2000 avant notre ère dans le Sud-Est de la France*, 31-39.
- GASCÓ, J. 1985, Histogrammes et dates radiocarbones, *B.Pr.Hist.Fr.* 82 4, 108-111.
- GASCÓ, J. 1986, Contribution a l'étude des calendriers de datations absolues, *Revue archéologique de l'Ouest*, suppl. n° 1, 291-298.
- GASCÓ, J. 1987, Traitements graphiques des dates radiocarbones: application au Proche Orient, in Aurenche O, Évin J, Hous F. (eds.) *Chronologies du Proche Orient*, Oxford, BAR International Séries 379, 21-37.
- GÓMEZ PORTUGAL AGUILAR, D., LITTON, C.D., O'HAGAN, A. 2002, Novel Statistical Model For A Piece-Wise Linear Radiocarbon Calibration Curve, *Radiocarbon* 44 (1), 195-212
- GRUET, A.M. 1996, A nonparametric calibration analysis, *The Annals of Statistics* 24, (4), 1474-1492.
- GUILDERTSON, T.P, REIMER, P.J., BROWN, T.E. 2005, The Boone and bane of radiocarbon dating, *Science* 307, 362-364.
- HEEGAARD, E., BIRKS, H., TELFORD, R. 2005, Relationships between calibrated ages and depth in stratigraphical sequences: an estimation procedure by mixed-effect regression, *The Holocene* 15 (4), 612-618.
- LITTON, D. LEESE, M.N. 1991, Some statistical problems arising in radiocarbon calibration, in Lockyear, K., Rahtz, S. (eds.) *Computer applications and quantitative methods in archaeology 1990*, Oxford, BAR International series 565, 101-109.
- LONG, A., RIPPETEAU, B. 1974, Testing Contemporaneity and Averaging Radiocarbon Dates, *American Antiquity* 39 (2), 205-215.
- MAMELI, L., BARCELO, J.A, ESTÉVEZ, J. 2002, The Statistics of Archeological Deformation Processes. A zooarchaeological experiment in Burenhult, G. (ed.) *Archaeological Informatics: Pushing the Envelope*, Oxford, BAR International Series 1016, 221-230, <http://antalya.uab.es/prehistòria/Barcelo/publication/MameliBarceloEstevez.pdf>
- MARTÍN, A., MESTRES, J.S. 1996, Calibración de las fechas radiocarbónicas y su contribución al estudio del neolítico catalán, *Rubricatum* 1 (2), 791-804.
- MESTRES, J.S., MARTIN, A. 2002, Periodització des de la fi del neolític fins a l'Edat del bronze a la Catalunya Sud-Pirinenca. Cronologia Relativa i Absoluta, *Pirineus i veïns al 3er mil·lenni AC. XII Col·loqui Internacional d'Arqueologia de Puigcerdà*, Puigcerdà, Institut d'Estudis Ceretans, 77-130.
- MICH CZYNSKY, A., MICH CZYNSKY, D.J. 2006, The Effect of PDF Peaks' Height Increase During Calibration of Radiocarbon Date Sets, *Geochronometria. Journal on Methods and applications of Absolute Chronology* Vol. 25, 1-4.

- MICHCZYNSKA, D.J., PAZDUR, A.M. 2004, Shape Analysis Of Cumulative Probability Density Function Of Radiocarbon Dates Set In The Study Of Climate Change In The Late Glacial And Holocene, *Radiocarbon* 46 (2), 733-744.
- MICHCZYNSKY, A. 2004, Influence of  $^{14}\text{C}$  concentration changes in the past on statistical inference of time intervals", *Radiocarbon* Vol 46 (2), 997-1004.
- MICO, R. 2006, Radiocarbon Dating and Balearic Prehistory: Reviewing the Periodization of the Prehistoric Sequence, *Radiocarbon* 48 (3), 421-434.
- NAYLOR, J.C., SMITH, A.F.M. 1988, An Archaeological Inference Problem, *Journal of the American Statistical Association* 83 (403), 588-595.
- NICHOLS, G., JONES, M. 2001, Radiocarbon dating with temporal order constraints, *Applied Statistics* 50 (4), 503-521.
- ORTON, C. 1980, *Matemáticas en arqueología* (trad. Castellana), Madrid, Alianza Editorial.
- OTTAWAY, B. 1973a, Dispersion diagrams: a next approach to the display of carbon-14 dates. *Archaeometry* 15, 5-12.
- OTTAWAY, B. 1973b, Estimating the duration of cultures, *Antiquity* 47, 231-233.
- OTTAWAY, B. 1986, Is radiocarbon dating obsolescent for archaeologists, *Radiocarbon* 28, 732-738.
- PAZDUR, A.M., MICHCZYNSKA, D.J. 1989, Improvement Of The Procedure For Probabilistic Calibration Of Radiocarbon Dates, *Radiocarbon* 31 (3), 824-832.
- PEARSON G.W. 1987, How to cope with calibration, *Antiquity* 61, 98-103.
- PEARSON, G.W., STUIVER, M. 1986, High precision calibration of the radiocarbon time scale, 500-2500 BC, *Radiocarbon* 28, 839-862.
- REIMER, P.J., BAILLIE, M.G.L., BARD, E. et al. 2004, IntCal04 Terrestrial radiocarbon age calibration, 26 - 0 ka BP, *Radiocarbon* 46, 1029-1058.
- RUSSELL, T.M. 2004, *The Spatial analysis of Radiocarbon databases*, Oxford, BAR International Series S1294.
- SHARON, I. 1995, Partial order scalogram analysis of relations – a mathematical approach to the analysis of stratigraphy, *Journal of Archaeological Science* 22, 751-767.
- SHARON I. 2001, Transition dating" – a heuristic mathematical approach to the collation of  $^{14}\text{C}$  dates from stratified sequences, *Radiocarbon* 43, 345-354.
- SOLOW, A.R. 1997, Estimating settlement time, *Radiocarbon* 39 (3), 351-354.
- STEEL, D. 2001, Bayesian Statistics in Radiocarbon Calibration, *Philosophy of Science* 68 (3), Supplement: Proceedings of the 2000 Biennial Meeting of the Philosophy of Science Association, Part I: Contributed Papers, S153-S164.
- STEIER, P., ROM, W. 2000, The use of bayesian statistics for  $^{14}\text{C}$  dates of chronologically ordered samples: a critical analysis, *Radiocarbon* 42 (2), 183-198.
- STOLK A.D., TÖRNQUIST T.E., HEKHUIS K.P., BERENDSEN H.J.A., VAN DER PLICHT J. 1994, Calibration of  $^{14}\text{C}$  histograms: a comparison of methods, *Radiocarbon* 36, 1-10.
- STUIVER, M., REIMER, P. 1993, Extended C-14 Data-Base and Revised Calib 3.0 C-14 Age Calibration Program, *Radiocarbon* 35 (1), 215-230.
- STUIVER, M, REIMER, P.J. BARD, E. et al. 1998, Intcal 98 radiocarbon age calibration, 24,000-0 cal BP, *Radiocarbon* 40 (3), 1041-1083.
- TALMA A.S., VOGEL J.C. 1993, A simplified approach to calibrating  $^{14}\text{C}$  dates, *Radiocarbon* 35 (2), 317-22.
- TELFORD, R.J., HEEGAARD, E., BIRKS, H.J.B. 2004, All age-depth models are wrong: but how badly?, *Quaternary Science Reviews* 23, 1-5.
- TELFORD, R.J., HEEGAARD, E., BIRKS, H.J.B. 2004, The intercept is a poor estimate of a calibrated radiocarbon age, *The Holocene* 14, 2, 296-298.
- VAN DER PLICHT, J. 2004, Radiocarbon calibration – past, present and future, *Nuclear Instruments and Methods in Physics Research B* 223-224, 353-358.
- VAN DER PLICHT, J., MOOK, W.G. 1987, Automàtic radiocarbon calibration: illustrative examples, *Palaeohistoria* 29, 173-182.
- VAN STRYDONK, M., NELSON, D.E., CROMB.E, P. et al. 1999, What's in a C14 date in Evin, J., Oberlin, J.P., Daugas, J.P., Salles, J.F. (eds.) *C14 and Archaeology. 3rd International Symposium (Lyon 6-10 april 1998)*, Lyon, Société Préhistorique Française, 433-448.
- WALANUS, A. 2006, Groups of Too Close Radiocarbon Dates, *Geochronometria. Journal on methods and applications of absolute chronology* 25, 5-10.
- WARD, G.K., WILSON, S.R. 1978, Procedures For Comparing And Combining Radiocarbon Age Determinations: A Critique, *Archaeometry* 20 (1), 19-31.
- WENINGER B., JÖRIS, O., DANZEGLOCKE, U. 2008a, *CalPal-2007. Cologne Radiocarbon Calibration & Palaeoclimate Research Package*, <http://www.calpal.de>
- WENINGER B., JÖRIS, O., DANZEGLOCKE, U. 2008b, *Comparison of Dating Results achieved using Different Radiocarbon-Age Calibration Curves and Data*, <http://www.calpal.de/calpal/files/CalCurveComparisons.pdf/>
- WILSON, S.R., WARD, G.K. 1981, Evaluation And Clustering Of Radiocarbon Age Determinations: Procedures And Paradigms, *Archaeometry* 23 (1), 19-39.

